

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Erik Keedus

**EUROOPA KESKPANGA BAASINTRESSIMÄÄRA MUUTUSTE
MÕJU AKTSIATURULE**

Magistritöö

Õppekava ärirahandus ja majandusarvestus, peeriala ärirahandus

Juhendaja: Tõnn Talpsepp, PhD

Tallinn 2024

Deklareerin, et olen koostanud magistritöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele selle koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks.

Töö pikkuseks on 10 006 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Erik Keedus 03.01.2024

SISUKORD

| | |
|---|----|
| LÜHIKOKKUVÕTE..... | 5 |
| LÜHENDID..... | 6 |
| SISSEJUHATUS..... | 7 |
| 1. RAHAPOLIITIKA JA SELLE OLEMUS | 10 |
| 1.1 Eurosüsteemi instrumendid | 11 |
| 1.2. Ülekandemehhanism | 13 |
| 1.2.1. Intressikanal..... | 14 |
| 1.2.2. Krediidikanal | 14 |
| 1.2.3. Valuutakursi kanal..... | 15 |
| 1.2.4. Varade kanal..... | 15 |
| 1.2.5. Informatsiooni kanal..... | 16 |
| 1.3. Mõju aktsiaturule..... | 16 |
| 1.4. Varasemate empiiriliste uuringute ülevaade..... | 17 |
| 2. ANDMED JA METOODIKA | 25 |
| 2.1 Meetodid..... | 25 |
| 2.1.1. Sündmusuuring..... | 25 |
| 2.1.2. Vektor Autoregressioon..... | 26 |
| 2.2. Kasutatud andmed..... | 28 |
| 2.2.1. Sündmusuuringu andmed | 28 |
| 2.2.2. VAR mudeli andmed | 34 |
| 3. EMPIIRILINE ANALÜÜS | 36 |
| 3.1. Sündmusuuringu tulemused | 36 |
| 3.2. Vektor autoregressiooni tulemused | 39 |
| 3.3. Järeldused | 43 |
| KOKKUVÕTE | 46 |
| SUMMARY..... | 49 |
| KASUTATUD ALLIKATE LOETELU | 52 |
| LISAD | 55 |
| Lisa 1. Sündmusuuringu regressioonmudelite aruanded | 55 |
| Lisa 2. VAR mudelite aruanded | 60 |
| Lisa 2.1. VAR mudel perioodil 03.1999 kuni 09.2023 | 60 |

| | |
|--|----|
| Lisa 2.2. VAR mudel perioodil 03.1999 kuni 02.2020 | 63 |
| Lisa 3. Lihtlitsents | 67 |

LÜHIKOKKUVÕTE

Magistritöö eesmärk on uurida Euroopa Keskpanga baasintressimäära muutuste mõju Euroopa aktsiaturule. Eesmärgini jõudmiseks on püstitatud kaks hüpoteesi:

H1: Baasintressimäära tõus viib aktsiahinnad langusesse.

H2: Ootamatute intressi muutuste mõju aktsiaturgudele on suurem, kui oodatavate muudatuste.

Uuringu eesmärgi täitmiseks viiakse läbi nii sündmusuuring, kui vektor autoregressioon. Sündmusuuringus on vaatluse all Euroopa Keskpanga teadaandeid ning nende mõju STOXX Euro 600 indeksi tootlusele. Samuti eristame turuosaliste ootused, kasutades selleks 3-kuu EURIBOR-i futuure. Lisaks viime läbi vektor-autoregressiooni ning Grangeri põhjuslikkuse testi.

Antud uuringus leitakse, et aktsiaturg ja baasintressimäär on endogeensed muutujat. Samuti leitakse, et enne eelkommunikatsiooni kasutusele võttu, mõjub baasintressimäära muutus aktsiahindadele positiivselt. Peale eelkommunikatsiooni kasutusele võttu reageerib aktsiaturg ainult ootamatule baasintressimäära muutusele. Lisaks leiatakse, et peale eelkommunikatsiooni kasutusele võttu on aktsiaturu reaktsioon baasintressimäära muutusele negatiivne.

Võtmesõnad:

Euroopa Keskpank, aktsiaturg, rahapoliitika, baasintressimäär, STOXX Euro 600

LÜHENDID

ADF – Dickey-Fulleri test

EKP – Euroopa Kespank

FED – Föderaalreserv

FOMC – *Federal Open Market Committee*

MRO – põhilised refinantseerimise operatsioonid (*main refinancing operations*)

STX600 – STOXX Euro 600 indeks

VAR – vektor autoregressioon

SISSEJUHATUS

Euroopa Keskpanga kesk-pikaajaline eesmärk on hoida inflatsiooni tase kahe protsendipunkti juures (Eesti Pank, 2023). Lisaks Euroopa Keskpanga enda otsusele hoida baasintressimäärad pikalt ajalooliselt madalal tasemel ning mitmed muud maailma raputanud sündmused, nagu globaalne pandeemia või Venemaa sissetung Ukrainasse, viis inflatsiooni kiirele tõusule. Selle kõige tagajärjel jõudis inflatsioon aastal 2022 eurosooni ajaloo kõrgeimale tasemele, kaugele Euroopa Keskpanga seatud eesmärgist. Seatud eesmärgi saavutamiseks asus Euroopa Keskpank oma rahapoliitikat kitsendama.

Rahapoliitika läbiviimiseks kasutatakse erinevaid instrumente. Üheks peamiseks neist on keskpanga baasintressimäärad, mille abil mõjutatakse rahaturu intresse. Baasintressimäär on intress, millega keskpank laenab ning hoiustab raha. Rahapoliitika lõdvendamisel intressimäärasid langetakse ehk pankadele muutub laenamine odavamaks, mis omakorda mõjutab laenu tingimusi inimestele ja ettevõtetele. Rahapoliitika kitsendades baasintressimäärad tõusevad, mis muudab laenu kättesaadavuse jällegi raskemaks.

Rahapoliitika mõjutused jõuavad üldjuhul esimesena finantsturgudele, mille kaudu peaks need mõjutused jõudma inflatsioonitasemesse (Sellin, 2001). Aktsiahinnad mõjutavad majandust kogutarbimise kaudu, muutes majapidamiste finantsrikkust ja mõjutades ettevõtete investeeringuid läbi kapitalitõstmise võimekuse. Seega, aktsiaturu arengutel on oma roll rahapoliitiliste otsuste tegemisel ning seetõttu on keskpankadel oluline jälgida ja hinnata rahapoliitika tagajärgi finantsturgudele. Samuti aitab rahapoliitika mõjust aru saamine turuosalisi efektiivse riskijuhtimise ja investeerimisotsuste tegemisel.

Käesoleva töö eesmärgiks on hinnata Euroopa Keskpanga baasintressimäära muutuste mõju Euroopa aktsiaturule. Tulenevalt eesmärgist on töös käsitletavaks uurimisküsimuseks, millist mõju avaldab Euroopa Keskpanga otsus muuta intressimäärasid Euroopa aktsiaturgudele. Ning uurimisküsimusele vastuse saamiseks püstitatakse järgnev hüpoteesid:

1. H1: Baasintressimäära tõus viib aktsiahinnad langusesse.
2. H2: Ootamatute intressi muutuste mõju aktsiaturgudele on suurem, kui oodatavate muudatuste.

Euroopa Keskpanga baasintressimäära muutuste mõju hindamiseks kasutatakse kahte erinevat meetodit:

1. Päevaste andmetega viiakse läbi sündmusuuring, kus sündmuseteks on valitud Euroopa Keskpanga rahapoliitika teadaanded. Turuosaliste ootusi hinnatakse 3-kuu Euribori futuuride abil ning Euroopa aktsiaturu reageeringute hindamiseks kasutatakse STOXX Euro 600 indeksi päevaseid tootlusi.
2. Kuiste andmetega viiakse läbi vektor autoregressioon, mille lõppeesmärk on leida Grangeri põhjuslikkus, hindamaks intressimuutuste mõju aktsiaturule ning *vice versa*.

Kõik andmed on kokku kogutud Bloomberg andmebaasist. Sündmusuuringus on kokku 291 vaatlust ajavahemikul jaanuar 1999 kuni november 2023 ning vektor autoregressiooni mudels 295 vaatlust ajavahemikul jaanuar 1999 kuni oktoober 2023. Uuringu läbiviimiseks ning andmete töötlemiseks on autor kasutanud nii MS Exceli, kui ka vabavara Gretl tarkvara.

Töö on jagatud kolmeks osaks. Esimeses peatükis tehakse ülevaade peamistest rahapoliitika instrumentidest. Lisaks kirjeldatakse rahapoliitika ülekandmehhanisme ehk mis kanalite kaudu rahapoliitika hindadesse jõuab. Samuti käsitletakse lühidalt rahapoliitika mõju aktsiaturule ning viimasena tehakse ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest.

Teises peatükis kirjeldatakse käesolevas uuringus kasutatud meetodeid. Autor soovib tähelepanu juhtida asjaolule, et üht kasutatud meetodit on käesolevas töös Bernanke ja Kuttneri (2005), Haitsma, *et al.* (2016) jt eeskujul käsitletud, kui sündmusuuring. Kuigi tegemist ei ole traditsioonilise sündmusuuringuga, vaid konkreetseid sündmuseid hindava regressioonanalüüsiga, milleks kasutatakse harilikku vähimruutude meetodit, siis nimetatakse ka käesolevas töös antud meetodit edaspidi sündmusuuringuks. Teine meetod, mida kasutatakse on vektor autoregressioon, mille abil on võimalik hinnata kahe endogeense muutuja mõju üksteisele. Peatüki teises osas tehakse ülevaade uuringuks kasutatud andmetest ning nende korrigeerimisest.

Viimases peatükis on välja toodud tulemused ning nendest tehtud järeldused. Peatüki lõpus tuuakse välja uuringu kitsaskohad ning soovitused edasisteks uuringuteks.

1. RAHAPOLIITIKA JA SELLE OLEMUS

Keskpank on monopolistlik baasraha pakkuja, kellel on võimalik määrata, millistel tingimustel pangad saavad keskpangas hoiustada ning laenata keskpangalt raha. Erinevaid meetmeid, mida keskpank kasutab raha väärtuse juhtimiseks, nimetatakse rahapoliitikaks. Raha hinda mõjutatakse läbi intressimäärade, mis omakorda avaldab mõju tarbimisele. Odav raha võimendab tarbimist ehk nõudlus suureneb, mille tagajärjel kiireneb hinnatõus ehk inflatsioon. Kui raha hind on kallis, on tarbija kindlustunne väiksem ning mõjutab nõudlust negatiivselt. Nõudluse vähenemisel hinnatõus aeglustub. Keskpanga ülesanne on hoida hinnad stabiilsena, mis tähendab, et inflatsioon peab püsima madal, stabiilne ning prognoositav. Üldjuhul on rahapoliitika eesmärgid väljendatud erinevate makronäitajatega nagu tööhõive, inflatsioon või kogutoodang (Bernanke & Kuttner, 2005). Kuigi erinevad keskpangad võivad rahapoliitikas seada erinevaid eesmärke, siis lõppeesmärk on neil kõigil üks – hinnastabiilsus ning pikaajaline majanduskasv.

Peamisteks instrumentideks rahapoliitika juhtimisel on keskpanga baasintressimäärad. Tegemist on intressimääradega, millega on võimalik erinvaltel pankadel keskpangast raha laenata ja hoiustada. Baasintressimäära langedes muutub laenuraha odavamaks ning tõstes kallimaks. Kui odav laenuraha (lõdva rahapoliitika) annab tarbimisele ning majandusele hoogu, siis vastupidiselt kallis laenuraha (kitsas rahapoliitika) pidurdab tarbimist ning see läbi ka hindade tõusu. (Eesti Pank, 2023) Euroalal juhib rahapoliitikat eurosüsteem, mis koosneb euroala riikide keskpankadest ja Euroopa Keskpangast (EKP). EKP esmane eesmärk on hinnastabiilsus ehk hoida inflatsioon kontrolli all. Numbriliselt on EKP eesmärk hoida inflatsioon keskpikal perioodil 2%. Eesmärgi täitmiseks tehakse rahapoliitilisi otsuseid iga kuue nädala tagant.

Peamiselt kasutab EKP rahaturu mõjutamiseks ning inflatsiooni reguleerimiseks kolme baasintressimäära. Peamine neist on põhiliste refinantseerimisoperatsioonide intressimäär (*main refinancing operations interest rate* - MRO), mis annab pangasüsteemile suurema osa likviidsusest. Teised kaks on laenamise püsivõimaluse intressimäär (*overnight deposit rate*) ning hoiustamise püsivõimaluse intressimäär (*overnight marginal lending rate*). Esimene on intressimäär, mida EKP maksab hoiuseid omavatele pankadele ja teine on intressimäär, mida

pangad maksavad EKP-le, kui nad soovivad kasutada üleöökrediiti väljaspool refinantseerimisoperatsioone (Euroopa Keskpank, 2023). Pangad pöörduvad EKP poole ainult siis, kui nad ei leia turul likviidsust, enamasti rahastavad pangad oma vajadusi pankadevahelisel turul, kasutades selleks kahte viiteintressi – *Euro Interbank Offered Rate* (EURIBOR) ja *Euro Short-Term Rate* (ESTER, varasemalt EONIA). Lisaks tavapärasele instrumentidele on EKP alates 2009. aastaks oma eesmärkide saavutamiseks kasutusele võtnud ka lisameetmeid (nt. varaostu programm). Käesolevas peatükis keskendutakse siiski peamiste rahapoliitika instrumentide kirjeldusele ning nende ülekandmehhanismile. Samuti kirjeldatakse, kuidas avaldab rahapoliitika mõju aktsiaturule ning viimases alapeatükis on ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest.

1.1 Eurosüsteemi instrumendid

Eurosüsteemi operatsiooniline raamistik koosneb järgmistest instrumentidest (Eesti Pank, 2023):

- avaturuoperatsioonid
- püsivõimalused
- krediidiasutuste kohustusliku reservi nõue
- eelkommunikatsioon

Avaturuoperatsioonide kaudu juhitakse intressimäärasid ja likviidsust rahaturul. Samuti väljendatakse läbi avaturuoperatsioonide üleüldist rahapoliitilist hoiakut. Avaturuoperatsioonide alla kuuluvad (Eesti Pank, 2023):

- põhilised refinantseerimisoperatsioonid (*main refinancing operations* – MRO)
- pikemaajalised refinantseerimisoperatsioonid (*longer-term refinancing operations*, LTRO)
- peenhäälestusoperatsioonid (*fine-tuning operations*, FTO)
- struktuuroperatsioonid

MRO ehk põhilised refinantseerimiseoperatsioonid annavad pangasüsteemile suurema osa likviidsusest. MRO-d teostatakse tavapakkumismenetlusena, tähtajaga üks nädal. Sobiva tagatise olemasolul võivad MRO-s osaleda kõik euroala krediidiasutused, eeldusel, et riigi keskpangaga on sõlmitud rahapoliitika osapoolne leping. MRO intressimäär on fikseeritud ning otsustakse EKP nõukogu rahapoliitika koosolekul, mis toimub iga kuue nädala tagant. LTRO on oma olemuselt sarnane MRO-le, erinevus seisneb selles, et selle tähtajaks on kolm kuud. LTRO eesmärgiks on

pakkuda pangadussüsteemile pikemaajalist likviidsust. Sarnaselt MRO-le võivad sobiva tagatise olemasolul osaleda kõik euroala krediidasutused. FTO-del aga ei ole kindlat sagedust ega tähtaega ning üldjuhul viiakse need läbi kiirpakkumismenetlusena. FTO eesmärgiks on leevendada likviidsuse ootamatust kõikumistest tingitud survet intressimääradele. Struktuurioperatsioonide eesmärk on kohandada pikemaajalist likviidsust turul. Neid teostatakse nii repotehingute, võlakirjade ostmise ja müümise ja võlaväärtpaberite emiteerimise kaudu (*Ibid.*).

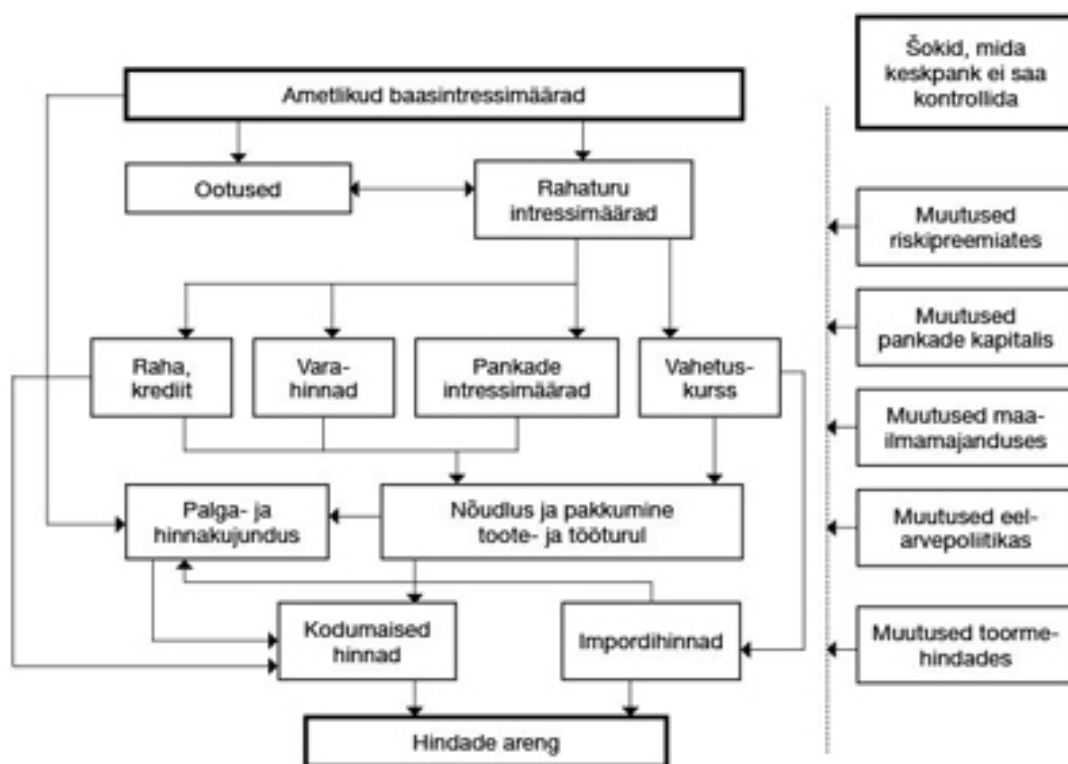
Üleööliviidsust reguleerivad keskpangad püsivõimaluste (*standing facilities*) abil. EKP pakub kahte erinevat püsivõimalust: üleöö laenamise püsivõimaluse intressimäär (*overnight deposit rate*) ning üleöö hoiustamise püsivõimaluse intressimäär (*overnight marginal lending rate*). Esimene on intressimäär, mida EKP maksab hoiuseid omavatele pankadele ja teine on intressimäär, mida pangad maksavad EKP-le, kui nad soovivad kasutada üleöökrediiti väljaspool refinantseerimisoperatsioone (Euroopa Keskpang, 2023). Laenamise püsivõimaluse intressimäär on keskpanga baasintressimäärdest kõige kõrgem ning reeglina ka turuintressimäärast kõrgem, üldjuhul kasutavad krediidasutused seda võimalust vahendite saamiseks viimasena võimalusena. Ülehoiuste intressimäär on keskpanga baasintressidest madalaim ja samuti ka vastasvast turuintressimäärast üldjuhul madalam. Püsivõimalusi saavad kasutada kõik krediidasutused, kes vastavad üldistele kõlblikkuskriteeriumitele (*Ibid.*).

Kolmandaks instrumendiks EKP rahapoliitika tööriistakastis on kohustusliku reservi nõue, mille eesmärgiks on reguleerida pangandussüsteemi struktuurset likviidsuspuudujääki. Oma olemuselt on tegu krediidasutuste kohustusega hoida liikmesriikide kontodel kohustuslikke reserve kaastatud hoiuste katteks. Kuni kaheaastase tähtajaga kohustuste korral on Eurosüsteemis kohustusliku reservi nõue hetkel 1% (*Ibid.*).

Neljandaks ja viimaseks instrumendiks on eelkommunikatsioon. Eelkommunikatsioon on oma olemuselt keskpanga sõnum tuleviku rahapoliitiliste suundumuste ja võimalike otsuste kohta. Usaldusväärne eelkommunikatsioon aitab stabiliseerida finantsturgudel toimuvat ning rõhutada eurosüsteemi hinnastabiilsuse eesmärgi saavutamise olulisust (Eesti Pank, 2023). Esimest korda võeti EKP poolt eelkommunikatsioon kasutusele 2013. aasta juulis. Oma esimeses sõnumis (eelkommunikatsioonis) andis keskpang teada, et baasintressid jäävad pikemaks ajaks madalale tasemele. Eelkommunikatsiooni roll tõusis enamgi, kui baasintressimääradega jõuti ajalooliselt madalale tasemele. Selleks, et EKP teadaandel oleks veel mõju, annaks majandusele rohkem stiimulit, pandi rõhku enda sõnumitele.

1.2. Ülekandemehhanism

Muutus keskpanga kehtestatud rahapoliitilistes intressimäärades käivitab lühiajaliselt hulga mehhanisme ja mõjutab majandusosaliste tegutsemist. Neid mehhanisme nimetatakse rahapoliitika ülekandemehhanismiks (Joonis 1). Rahapoliitika ülekandemehhanism sisaldab kanaleid, mille kaudu mõjutatakse keskpanga peamist eesmärki ehk hinnataset.



Joonis 1. Rahapoliitika ülekandemehhanism

Allikas: Eesti Panga koduleht (2023).

Nagu Joonisel 1 on näha, siis baasintressimäärade muutus mõjutab otseselt pankadevahelisi rahaturu intressimäärasid ning ootusi tulevaste rahapoliitiliste intresside muutuste osas. Rahaturu intressimäärad mõjutavad pankade laenu- ja hoiuseintressimäärasid, mis omakorda mõjutavad

nõudlust ja pakkumist toote- ning tööturul. Ootused tulevaste rahapoliitiliste muutuste osas mõjutavad keskmisi ja pikaajalisi intressimäärasid ning samuti ka tulevase inflatsiooni ootusi. Lisaks on rahapoliitiliste otsustel kaudne mõju varahindandele ja vahetuskurssidele, mis mõjutavad otseselt kogunõudlust. Muutused intressimäärades mõjutavad ka ettevõtete ning majapidamiste säästmis- ning investeerimisotsuseid. Läbi nende mehhanismide mõjutavad baasintressimäärad lõpuks hindade arengut ehk inflatsiooni.

1.2.1. Intressikanal

Rahaturu intressi kanali kaudu mõjub rahapoliitika lõdvendamine või kitsendamine otseselt intressimääradele. Näiteks, kui rahapoliitikat kitsendatakse, siis intressid tõusevad, mille tagajärjel tõuseb kapitali hind. See omakorda ajendab ettevõtteid kärpima investeerimiskulutusi. Kirjeldatu toob omakorda kaasa nõudluse ja kogutoodangu vähenemise (Mishkin, 1995).

1.2.2. Krediidikanal

Krediidikanal jaotub omakorda kaheks erinevaks kanaliks: pangalaenu- ja bilansikanal. Pangalaenu kanalil on otsesem ja kiirem efekt ettevõttele. Baasintresside tõstmine vähendab krediidi pakkumist, seega ettevõtted seisavad silmitsi koormavamate laenuitingimustega ning lisaks ka laenuvõimaluste vähenemisega. Kirjeldatu mõjutab jällegi netorahavooge, mis mõjutab omakorda tulevaste projektide rahastamist. Potentsiaalsed kasumlikud projektid võivad rahastamise puudumise tõttu tegemata jääda (Kontonikas & Kostakis, 2013). Läbi pangalaenu

kanali on rohkem mõjutatud väiksemad ettevõtted, sest nemad sõltuvad pankadest rohkem. Suurematel ettevõtetel on rohkem võimalusi kapitali kaasata otse läbi aktsia- ja võlakirjaturu, ilma panku läbimata. Seega avaldab rahapoliitika, mis omab otsest mõju pankade reservidele ning hoiustele, mõju laenuvõtjatele (Mishkin, 1995).

Bilansikanali kaudu mõjub rahapoliitika kitsendamine ettevõtete tuluseid, sest netorahavood langevad tugevasti tänu väheneva tarbimise ning suurenevate ujuva intressmääraga kohustuste tõttu. Lisaks võib väheneda ka ettevõtte vara väärtus, mis tähendab ka seda, et laenu tagatiste väärtus langeb ehk keerulisem on saada laenu. Väiksem laenamine viib vähesemate investeeringuteni (Kontonikas & Kostakis, 2013). Samuti väheneb ka osanike osaluse väärtus ettevõtte netoväärtuse langemisel, mis võib ajendada osanike tegelema riskantsemate investeerimisprojektidega. Riskantsemad projektid suurendavad jällegi tõenäosust, et laenuandjad ei saa oma raha tagasi (Mishkin, 1995). Kokkuvõtvalt viib langus netoväärtuses laenuandmise vähenemiseni, seega kärbibvad ettevõtted investeerimiskulutusi.

1.2.3. Valuutakursi kanal

Valuutakursi kanali kaudu mõjutab baasintressimäär raha pakkumist, mis kajastub konkreetse valuuta hinnas. Kui kodused intressimäärad tõusevad, siis teoorias peaks ka selle riigi valuuta hind minema kallimaks. Kallim valuuta teeb kodumaised tooted välismaistest kallimaks, mis viib netoeksporti langusele, seega langeb ka kogutoodang (*Ibid.*).

1.2.4. Varade kanal

Varade kanali kaudu mõjutab rahapoliitika erinevate varade atraktiivsust. Näiteks intressimäärade tõstmisel tõuseb aktsiate riskipremia, mis muudab aktsiatest väiksema riskitasemega võlakirjad atraktiivsemaks. Riskipremia mõjutab otseselt aktsia fundamentaalväärtust, seega viib intressi tõus (langus) aktsiahinna languseni (tõusuni). Kuigi Bouakez *et al.* (2013) jõudsid enda uuringus järeldusele, et aktsiahinnad mängivad marginaalset rolli rahapoliitika ülekande mehhanismides, siis aktsiahinnad omakorda mõjutavad majandust kogutarbimise kaudu, muutes majapidamiste finantsrikkust ja mõjutades ettevõtete investeeringuid läbi kapitalitõstmise võimekuse. Samuti saab rahapoliitika ülekannet läbi varade kanali vaadelda läbi rikkuseefekti (*wealth effect*). Kui aktsiahinnad langevad, siis väheneb ka inimiste rikkus, mille tõttu väheneb tarbimine (Bernanke & Kuttner, 2005).

1.2.5. Informatsiooni kanal

Rahapoliitika ülekandumine hindade arengusse saab toimuda ka läbi informatsiooni kanali. Keskpang saab kujundada turuosaliste ootuseid tulevaste rahapoliitika suundande osas läbi eelkommunikatsiooni. Keskpang annab rahapoliitika teadaandes sissevaate nende endi majandusproгноosile, mille kaudu mõjutatakse ka turuosaliste ootusi. Sissevaade keskpanga endi majandusproгноosile võib muuta turuosaliste hoiakut majandusolukorra väljavaadetele, kui ka ootustele tulevase rahapoliitika suuna osas (Parle, 2022).

1.3. Mõju aktsiaturule

Kui üldjuhul on rahapoliitika eesmärgid väljendatud erinevate makronäitajatega, siis rahapoliitika instrumentide mõju neile on pigem kaudne. Kiirem ja otsesem mõju on finantsturgudele. Rahapoliitika kujundajad saavad läbi aktsiahindade ja -tootluse mõjutada lõppeesmärki täitvaid näitajaid (Bernanke & Kuttner, 2005). Keskpanga teadanded on väga oodatud ja suure tähtsusega kuna rahapoliitilised otsused mõjutavad ettevõtete tulevase finantseerimistingimusi. Samuti kasutavad turuosalisel oma otsuste tegemisel rahapoliitika ootuste signaale, mis tõttu oodatav on juba varasemalt turule sisse arvatud (Lobo, 2002).

Läbi baasintressimäärade mõjutab rahapoliitika riskipreemiat. Kitsas (lõdva) rahapoliitika tõstab (vähendab) riskipreemiat, mis mõjub aktsiahindadele negatiivselt. Riskipreemia mõjutab otseselt aktsia fundamentaalväärtust, mis kujuneb läbi tulevase rahavoo. Fundamentaälväärtuse leidmiseks kasutatakse rahavoogude prognoosimisel diskontomäära. Erinevad rahapoliitilised keskkonnad võivad aktsiahinda mõjutada prognoositavate rahavoogude hindamisel kasutatava diskontomäära muutuste kaudu (Chen, 2010). Kitsas rahapoliitika võib otseselt mõjutada aktsiate riskitaset, tõstes intressikulu, ning samuti võib rahapoliitika kitsendamine vähendada investorite riskivõtmise taset (Kontonikas & Kostakis, 2013). Rahapoliitikat kitsendades suureneb ujuva intressimääraga seotud laenudel intressikulu, mis mõjutab negatiivselt ettevõtete puhaskasumit, sest kulu osakaal suureneb. Rahapoliitika lõdvendamisel aga intressikulu väheneb, mis omakorda mõjutab ettevõtete puhaskasumit positiivselt, marginaal paraneb. Lisaks võib rahapoliitika kitsendamine vähendada turuosaliste riskivõtmise taset, sest sellist poliitikat seostatakse tarbimise vähenemisega

tulevikus ning kõrge inflatsiooniga. Aktsiaturud toimetavad tulevikuvaates ning intressimäärade tõus annab signaali, et keskpank soovib inflatsioonitõusu aeglustada, teisisõnu jahutada majanduses tarbimist. Suurem intressikoormus vähendab nõudlust läbi tarbija kasutatava sissetuleku vähenemise. Kuigi tarbimine ei vähene koheselt peale keskpanga teadaannet, siis aktsiaturgud näevad seeläbi ettevõtete tuleviku müügitulude dünaamika kehvenemist.

Rahapoliitika instrumentidest avaldab mõju turgudele ka eelkommunikatsioon. Turuosalised vaatavad tulevikku ja seetõttu võib eelkommunikatsioonil tulevaste rahapoliitiliste suundade osas olla mõjutada samuti fundamentaalväärtuse hindamisel kasutatavat diskontomäära. Kuna aktsiaturud on tuleviku vaates, siis turuosalistele on keskpanga signaal tuleviku osas oluline. Efektiivse turu teooria kohaselt arvutatakse kättesaadav informatsioon hindadesse sisse. Näiteks, kui keskpank otsustab baasintressi mitte muuta, aga saadab eelkommunikatsioonis sõnumi, et on suur tõenäosus tulevasel teadaandel baasintressimäära langetada, siis võib vastav info turule positiivselt mõjuda, olenamata sellest, et baasintress tegelikkuses veel ei muutunud. Eelkommunikatsiooni puhul on raske määratleda kumba pidi keskpanga sõnum aktsiaturgudele mõjub. Kui keskpanga eelkommunikatsiooni signaal on, et tulevikus on oodata rahapoliitika kitsendamist, siis turuosalised võivad seda sõnumit võtta nii negatiivselt, kui positiivselt. Ühelt poolt on oodata rahapoliitika kitsendamist, mis peaks turgudele mõjuma negatiivselt. Teisalt võivad turuosalised sellest sõnumist välja lugeda, et majandusel on läinud oodatust paremini, mis võib näiteks mõjuda positiivselt dividendiootustele (Parle, 2022).

1.4. Varasemate empiiriliste uuringute ülevaade

Varasemad uuringud on peamiselt keskendunud Föderaalreservi (FED) rahapoliitika mõjule USA aktsiaturul. EKP alustas tegutsemist alles aastal 1999, seega on EKP rahapoliitika mõju oluliselt vähem uuritud. Nagu varasemalt mainitud, siis rahapoliitika elluviimiseks kasutatakse erinevaid instrumente, seetõttu on uuringute kitsaskohasiks rahapoliitika mõõtmisel olnud ühise mõõdetava suuruse leidmine. Levinuima mõõdikuna on uuringutes kasutatud baasintressimäärasid, sest sellel on olemas kindel arvuline väärtus. Näiteks FED-i puudutatavate uuringute puhul on kasutatud föderaalset fondi intressimäära ja EKP puhul põhiliste refinantseerimisoperatsioonide (MRO) intressimäära. Samuti on tähtis komponent uuringus turuosaliste ootused. Efektiivse turu teooria kohaselt kajastavad aktsiahinnad kõike kättesaadavat informatsiooni, seega peaks hindu mõjutama vaid see osa keskpanga teadaandest, mis on turuosaliste seas ootamatu. Ainult baasintressimäära

muutus üksi ei tohiks efektiivse turu teooria kohaselt aktsiahindadele mõju avaldada. Varasemad uuringud on seda peamiselt ka kinnitanud, et turg reageerib vaid ootamatule baasintressi liikumisele.

Thorbecke (1997) uuris Föderaalreservi rahapoliitika mõju erinevate tööstusharudele USA turul perioodil 1953-1990. Uuringus kasutati nii vektor autoregressiooni (VAR), kui ka sündmusuuringut. VAR-i tulemused näitasid, et aktsiahindade ja rahapoliitika vahel on tugev statistiliselt oluline seos, aktsiahinnad reageerisid intressitaseme tõstmistele või langemistele vastassuunaliselt. Samuti viis Thorbecke (1997) läbi ka sündmusuuringu, mis näitas samuti, et föderaalsete fondi intressimäära langetamisel (tõstmisel) aktsiahinnad tõusid (langesid). Uuringus leiti, et vähemalt lühiajaliselt on rahapoliitikal reaalne ja oluline mõju majandusele. Intressišokkidel on suurem mõju väiksematele, kui suurematele ettevõtetele. Tulemused toetasid hüpoteesi, et rahapoliitika on vähemalt osaliselt oluline seetõttu, et rahapoliitika mõjutab ettevõtete ligipääsu laenukapitalile.

Sarnaselt Thorbeckele (1997) kasutasid ka Kontonikas ja Kostakis (2013) VAR mudelit, et hinnata FED-i baasintressimäära mõju erinevatele aktsiaportfellidele. Nad jagasi portfelle suuruse, väärtuse ja mineviku tootluse järgi ajavahemikul 1967 kuni 2007. Nad leidsid, et väärtusaktiivid on võrdluses kasvuaktiividega, rohkem tundlikud rahapoliitika šokkidele. Vaadeldes portfelle, mis olid koostatud mineviku tootluse järgi, leidsid nad, et portfellidel, mis olid minevikus teinud negatiivse tootluse, olid rohkem tundlikud rahapoliitika šokkidele, kui minevikus positiivse tootluse teinud aktiividest koosnev portfell.

Ehrmann ja Fratzscher (2004) analüüsisid kuidas S&P500 ettevõtted perioodil 1994-2003 nii sektori kaupa kui ka individuaalselt Föderaalreservi rahapoliitikale reageerivad. Uuringus leiti, et tsüklilised ja kapitalimahukad tööstussektorid reageerivad 2-3 korda jõudsamalt rahapoliitikale, kui mitte-tsüklilised sektorid. Üllatavalt leiti, et suure või keskmise laenukoormusega ettevõtted olid rahapoliitikast vähem mõjutatud, kui madala laenukoormusega ettevõtted. See oli siiski kooskõlas teise uuringutulemusega, milles leiti, et finantsiliselt rohkem piiratud ettevõtetele avaldas rahapoliitika suuremat mõju. Väiksem laenukoormus võib olla tingitud sellest, et ettevõttel puudub võimekus rohkem laenu võtta ehk need ettevõtted on rohkem finantsiliselt piiratud. Ka Gertler ja Gilchristi (1994) ning Tsai (2013) uuringu tulemused olid kooskõlas Ehrmanni ja Fratzscheriga (2004), kus ta leidis, et finantsiliselt piiratud ettevõtetele avaldas rahapoliitika suuremat mõju.

Lobo (2002) uuris föderaalsete fondi intressimäärade muutuste mõju S&P500 indeksile. Vaatlusel oli ajavahemik aastal 1988-2001, ning mõju hindamisel kasutas Lobo (2002) EGARCH mudelit. Uuringu tulemused olid kooskõlas efektiivse turu teooriaga, kus aktsiahinnad reageerisid ainult teadaannete ootamatule komponendile. Lobo (2002) märkis, et turuosalisel kasutavad rahapoliitika ootuste signaale oma otsuste tegemisel, mis tõttu oodatav baasintressimäär muutus oli juba varasemalt turule sisse arvatud.

Chulia, *et al.* (2010) uurisid FED-i rahapoliitika mõju aktsiaturgudele kasutades selleks päevasiseseid andmeid. Päevasiseste andmeid kasutati Bomfirm (2003) eeskujul, et vaadelda täpset ajavahemikku, mil toimus FOMC rahapoliitiline teadaanne. Vaadates ainult seda ajavahemikku vähendasid nad tõenäosust, et aktsiaturud oleks samal ajal mõnest muust sündmusest rohkem mõjutatud. Oma uuringus leidsid nad, et negatiivsete uudiste mõju on suurem, kui positiivsete uudiste. Kui baasintressimäär ootamatult tõusis, siis oli suurem efekt üllatusel. Kui aga intressimäär ootamatult langetati, siis oli suurem efekt baasintressimäär langetuse suurusjärgus.

Efektiivse turu hüpoteesi toetasid ka Rigoboni ja Sacki (2004) uuringu tulemused. Selles uuringus kasutati hinnangut, mis põhineb kõrgsagedusandmetes esineval heteroskedastiivsusel (*identification through heteroskedacity*). Nad pöörasid tähelepanu asjaolule, et nii nagu aktsiaturg reageerib rahapoliitikale, siis samamoodi mõjutab aktsiaturg ka rahapoliitilisi otsuseid. Oma uuringu tulemusena leidsid nad, et aktsiahindade tõusudele reageeris FED rahapoliitika kitsendamiseks. Samuti jõudsid ka nemad tulemuseni, kus nad näitasid ära, et ootamatu baasintressimäär muutus mõjus aktsiaturule negatiivselt.

Jansen ja Zervou (2017) kasutasid samuti föderaalsete fundi futuure, et eristada turuosaliste ootusi. Nad vaatlusid USA aktsiaturul kahte erinevat perioodi: 1989 kuni 2000 ja 2000 kuni 2007. Oma uuringus leidsid nad, et üheksakümnendatel ei reageerinud aktsiaturg rahapoliitika üllatustele. Perioodil 2000 kuni 2007 oli aga rahapoliitika üllatusel märkimisväärne mõju.

Bohl *et al.* (2008) kasutasid oma uuringus samuti kõrgsagedusandmetel esineval heteroskedastiivsuse meetodit nagu Rigoboni ja Sack (2004), et hinnata EKP baasintressimäär otsuste mõju Euroopa aktsiaturule. Oma uuringu tulemuses leidsid Bohl *et al.* (2008), et ootamatute baasintressimäär muutuste ja Euroopa aktsiaturu vahel on märkimisväärne negatiivne suhe. Lisaks leidsid nad, et EKP on oma otsuste kommuniqueerimises edukas ja üldjuhul on nende

EKP rahapoliitilised otsused turuosaliste ootustega hästi kooskõlas. Teisisõnu, turuosalised said teadaannetest väärt infot, mis kujundas nende ootuseid tulevaste rahapoliitika suundande osas.

D'amico ja Farka (2012) uurisid samuti mõlemasuunalist reaktsiooni. Selleks, et aktsiahindade reaktsiooni FED-i rahapoliitikale uurida, kasutasid nad S&P500 indeksi päevasiseseid andmeid ja vaatlesid, kuidas hinnad reageerivad samal päeval tehtud Föderaalreservi teadaannetele ja baasintressimäära intressimuutustele. Uuringu tulemusel leiti, et ühe protsendiline üllatus rahapoliitika kitsendamise põhjustas 4,9%-lise aktsiahindade languse. Samuti uuriti, kuidas aktsiaturg mõjutab rahapoliitikat, milleks kasutati kuiseid andmeid. Oma uuringu tulemusel leidsid D'amico ja Farka (2012), et viie protsendiline turu tõus tagajärjel tõstab FED oma baasintressimäära 9,1 baaspunkti võrra.

Vähämaa ja Äijö (2011) võtsid vaatluse alla FED-i rahapoliitika mõju S&P500 indeksi volatiilsusele aastatel 1994-2007. Ka nemad eraldasid ootamatud muudatused oodatavatest. Nagu varasemas uuringuteski, kasutati turuosaliste ootuste hindamiseks föderalse fondi intressimäära futuure. Vähämaa ja Äijö (2011) leidsid oma töös, et üldjuhul langeb eeldatav volatiilsus peale *Federal Open Market Committee* (FOMC) kohtumisi. Ootamatused FED-i teadaandes baasintressimäärasid muuta, mõjutasid volatiilsust positiivselt, olenemata sellest, millises suunas intressimäärad liikusid. Kui aga negatiivsed ja positiivsed üllatused intressimäärades eraldati, siis volatiilsus oli rohkem mõjutatud, kui üllatus intressimääras oli negatiivne. Tulemused olid kooskõlas Bomfirmi (2001) ja Farka (2009) uuringutega. Ka nemad leidsid, et rahapoliitiliste otsuste mõju aktsiaturgude volatiilsusele on tugevam lõdvema rahapoliitika perioodidel. Vaadeldes suure sagedusega päevasiseseid andmeid, jõudsid mõlemad, nii Bomfirmi (2001), kui Farka (2009), tulemuseni, et volatiilsus tõusis märgatavalt täpselt sel ajahetkel, kui toimus keskpanga teadaanne uutest intressimääradest.

Tsai (2014) eristas omavahel informatiivsed ja ebainformatiivsed FOMC teadaanded. Ebainformatiivsed olid teadaanded, mida turg oli ette prognoosinud, informatiivsed olid teadaanded, mis tulid turgudele üllatusena. Oma uuringus leidis Tsai (2014), et informatiivsetele teadaannetele reageerisid aktsiahinnad märkimisväärselt, samas ebainformatiivsete teadaannete mõju ei tõestatud. Samuti leidis ta, et informatiivsetele teadaannete puhul reageerisid finantsiliselt piiratud ettevõtted rohkem, kui ettevõtted, mis ei olnud finantsiliselt piiratud. Võrreldes üllatusliku baasintressimäära langetamisega, reageerid turg rohkem üllatuslikule intressimäära tõstmisele.

Antud tulemusest tegi Tsai (2014) järelduse, et turuosalised reageerivad ratsionaalsemalt headele uudistele ehk intressimäära langetamisele.

Jansen ja Tsai (2010) uurisid, kuidas erinevab rahapoliitiliste üllatuste mõju nii karu-, kui pulliturul. Nad vaatlesid USA turgu perioodil 1994-2005. Uuringu tulemuseks said Jansen ja Tsai (2010), et kauturul on rahapoliitiliste üllatuste mõju märkimisväärselt suurem. Lisaks on mõju negatiivne. Samade tulemusteni jõudsid ka Basistha ja Kurov (2008) ning Kurov (2010). Lisaks uuris Kurov (2010), mis efekt on rahapoliitilistel otsustel investori hoiakutele (*investor sentiment*). Ta jõudis oma uuringus tulemuseni, et rahapoliitika mängib olulist rolli investorite hoiakute kujundamises ning liigub see läbi ka aktsiaturgudele.

Haitsma *et al.* (2016) kasutasid nii sündmusuuringut, kui ka Rigobon ja Sacki (2004) välja pakutud heteroskedastiivsuse identifitseerimise lähenemist. EKP rahapoliitika teadaannete ootamatu ja oodatud komponent hinnati 3-kuu Euribori futuuride abil. Antud uuringus võrreldi ka tavapäraste ja ebatavaliste meetodite (kui intressimäärad olid 0% või alla selle) mõju aktsiaturule. Tavapärastena käsitleti baasintressimäärasid ning ebatavaliste meetodite alla kuulusid rahapoliitika instrumendid nagu eelkommunikatsioon ja laiamahuline varaostu programm. Haitsma *et al.* (2016) leidsid, et ebatavaliste meetodite mõju oli suurem, kui traditsiooniliste oma. Siiski oli mõlema puhul mõju aktsiaturule olemas. Samuti uurisid nad rahapoliitika ülekandemehhanismidest intressikanali toimimist, milleks vaadeldi 19 sektorit iseseisvalt. Krediidikanali mõjukuse hindamiseks sorteeriti firmad suuruse ja erinevate suhtarvude abil. Samuti võrdlesid nad väärtus- ja kasvuaktsiade tundlikust rahapoliitikale. Haitsma *et al.* (2016) leidsid oma uuringu tulemustena, et väärtusaktsiad on rohkem tundlikumat intressimuutustele, kui kasvuaktsiad.

Swanson (2017) vaatles FED-i teadaandeid perioodil juuli 1991 kuni juuni 2019, et võrrelda sarnaselt Haitsma *et al.* (2016) uuringule, tavapäraste ja ebatavaliste rahapoliitika vahendite mõju finantsturgudele. Ebatavalised instrumendid ehk eelkommunikatsioon ja laiamahuline varaostu programm võeti FED-i poolt kasutusele viimase finantskriisi ajal, kui föderaal fondi intressimäär oli jõudnud nulli ning keskpangal oli vaja lisavõimalusi majanduse turgutamiseks. Uuringu tulemusel leidis Swanson (2017), et nii varaostu programm, kui eelkommunikatsioon omasid finantsturgudele märkimisväärset ning statistiliselt olulist mõju. Täpsemalt, eelkommunikatsioon

omab lühikest, ühe kuni nelja kuulist mõju rahaturu intressimääradele ning varaostu program mõjutab pikaajaseid rahaturu intressimäärasid.

Bernanke ja Kuttner (2005) uurisid millist mõju avaldab aktsia hindadele FED-i baasintressimäära muutus ning läbi mille see mõju tekib. Nad leidsid, et ootamatul muutusel oli kohene mõju aktsiahindadele. Uuringu tulemusel jõudsid nad järeldusele, et ootamatu baasintressimäära muutus mõjutab otseselt aktsiate oodatavale lisatootlusele. Lisaks leidsid Bernanke ja Kuttner (2005), et rahapoliitika mõjub kõige tugevamini kõrgtehnoloogia, telekommunikatsiooni ning püsikaupade aktsiatele. Lisaks neile kolmele leidsid Angeloni ja Ehrmann (2003), et samuti olid rahapoliitika väga tundlikud ka finantsettevõtted. Energia, kommunaalteenuste ning mittekestvuskapade aktsiad olid aga vähem tundlikud. Samuti leidsid Bernanke ja Kuttner (2005) oma uuringus, et turuosalisel kipuvad rahapoliitilistele šokkidele ülereageerima.

Jubinski ja Tomljanovich (2013) uurisid kuidas käituvad turud FOMC protokollide (*FOMC minutes*) avaldamise ajal, milleks nad kasutasid päevasiseid andmeid. FOMC protokollid on FOMC koosolekute üksikasjalikud protokollid, mis tavaliselt avaldatakse kolm nädalat peale FED-i rahapoliitilist otsust. Jubinski ja Tomljanovich (2013) leidsid, et turg reageerib FOMC protokollidele kiiresti, sealjuures erines turu reaktsioon märgatavalt, kui eelnevalt oli FED otsustanud baasintressimäära tõsta. Kuigi turuosalisel jälgisid huviga neid teadaandeid, oli Jubinski ja Tomljanovich (2013) hinnangul FOMC protokollidest saadud info teisejärguline ja peamine ikkagi baasintressimäära muutus, mida turuosalisel jälgisid. FOMC protokollide mõju erines ka nii sektorite kui ettevõtete suuruse lõikes. Suurematele ettevõtetele avaldas FOMC protokollide avalikustamine rohkem, kui väiksematele. Samuti leidsid nad, et kapitalimahukamatele ning tarbijatele keskendunud sektoritele oli FOMC protokollide avalamise mõju suurem.

Möller ja Reichmann (2021) uurisid eelkommunikatsiooni mõju päevasisestele hinnaliikumistele. Uuringu tulemusena leidsid nad, et kui keskpanga sõnumis oli suur ebakindlus tulevase majandusväljavaate osas, siis päevasisele hinnaliikumisele avaladas see positiivset mõju. Vastavaid tulemusi seostati turuosaliste ootusega, et kui EKP prognoosis tulevikuks majandust liikumas langervas trendis, siis suurenes tõenäosus, et EKP hakkab omalt poolt majandust toetama. Teisisõnu suurenes tõenäosus rahapoliitika lõdvenemisele. Samuti pöörasid nad tähelepanu oma uuringus ka teadaandele järgnenud küsimuste ja vastuste voorule, mis samuti omas mõju päevasisestele hinnaliikumistele.

Parle (2022) kasutas sündmusuuringut, et hinnata EKP teadaannete eelkommunikatsiooni mõju samal päeval päevasisestele hindadele. Uuringus vaadeldi kõiki teadaandeid aastast 1999 kuni 2020. Sündmuste aknaks oli EKP pressikonverents, mida peetakse 45 minutit peale rahapoliitika teadaande avalikuks tegemist. Parle (2022) leidis, et kuigi keskpanga sõnumis vihjati tulevikus rahapoliitika kitsendamisele, oli sellel sõnumil positiivne mõju. Uuringu tulemustest lähtuvalt järeldas Parle (2022), et turuosalised tõlgendasid sõnumit postiiivsena, sest rahapoliitika kitsendamine viitas oodatust paremale majanduslikule väljavaatele.

Rosa (2009) uuris kuidas EKP teadaande tooni prognoosi võimeid tulevaste rahapoliitika suunande osas. Ta leidis oma uuringus, et keskpanga teadaande toon on EKP baasintressimäära muutuste oluline selgitav muutuja. Lisaks jõudis ta tulemuseni, kus EKP teadaanne makromajanduslike muutujate kohta pakub turuosalistele pigem täiendavat, kui asendavat teavet. Turuosalised kasutavad seda informatsiooni, et prognoosida tulevasi rahapoliitika suundi.

Reeves ja Sawicki (2007) hindasid Inglismaa Keskpanga kommunikatsiooni mõju erinevate keskpanga teadaannete ja kohtumiste ajal. Kasutades päevasiseseid andmeid, vaatlesid nad teadaannete ajal turul toimuvat. Tulemusena leidsid Reeves ja Sawicki (2007), et nii rahapoliitika teadaanded, komitee kohtumised, kui inflatsiooni raportid mõjutasid märkimisväärselt lähiaja intressiootusi.

Ruiz (2015) kasutas struktuurset vektor autoregressiooni mudelit, et hinnata rahapoliitika ja Hispaania aktsiaturu pikaagset suhet. Ta vaatles perioodi jaanuar 1999 kuni detsember 2014 ning jagas need kaheks, enne ja peale finantskriisi. Uuringu tulemuseks sai Ruiz (2015), et pikas perspektiivis omasid rahapoliitika šokid märkimisväärselt mõju Hispaania aktsiaturu toolusele.

Käsitletud uuringute põhjal on näha, et rahapoliitikal on oluline mõju aktsiaturgudele. Turuosaliste huvi rahapoliitiliste teadaannete vastu kinnitab ka aktsiaturu volatiilsuse suurenemine teadaande ajal. Kuna aktsiaturud on tulevikuvaates, on oluline roll ka eelkommunikatsioonil. Mitmed uuringud on näidanud, et ebatavalistel meetoditel nagu eelkommunikatsioon või suuremahuline varaostu programm, omavad aktsiaturgudele suuremat mõju, kui ainult baasintressimäär ja selle muutused. Sellegipoolest, on varasemad uuringud kinnitanud ka baasintressimäära mõju aktsiahindadele. Keskpanga sõnum annab turuosalistele väärtuslikku sissevaadet nii tulevaste rahapoliitiliste suundade kohta, kui ka majanduse väljavaadetele tervikuna. Seega, turuosalised

jälgivad keskpanga rahapoliitika teadaandeid mitte ainult selle pärast, et teada saada, palju otsustati baasintressimäära muuta, vaid ka teadaande enda sõnumi ja tuleviku perspektiivide tõttu. Käsitletud uuringud toetavad ka efektiivse turu hüpoteesi. Mitmed uuringud püüavad hinnata turuosaliste ootusi ja see läbi võrrelda, millist mõju avaldab rahapoliitika üldisemalt, kui otseselt baasintressimäärad aktsiaturgudele, kui keskpanga rahapoliitiline otsus on turuosaliste poolt oodatud või tuleb neile üllatusena. Käsitletud uuringud on leidnud, et peamiselt reageerivad aktsiahinnad reageerivad pigem ootamatusele keskpanga teadaandes, mis on kooskõlas efektiivse turu hüpoteesiga, et kõik olemasolev info on aktsiahindadesse koheselt sisse hinnatud. Kinnitust leiab efektiivse turu hüpotees kahel moel. Esmalt, kui turuosaliste ootused on kooskõlas rahapoliitika otsusega, siis sel juhul on turg olnud efektiivne sel moel, et varasem info on hindadesse sisse arvatud. Teisalt, aktsiaturu kohene reaktsioon rahapoliitilistele üllatustele näitab, et saadud uus info hinnatakse koheselt turgu sisse. Samuti näitavad käsitletud uuringute tulemused, et aktsiaturu reaktsioon üllatustele on negatiivne. Kui baasintressimäärasid üllatuslikult tõstetakse, siis aktsiahinnad langevad ehk turg reageerib negatiivselt. Viimasena on mitmed uuringud leidnud, et nii samuti kui on rahapoliitilistel otsustel oluline mõju aktsiahindadele, siis on ka aktsiaturu arengutel oluline roll rahapoliitika kujundamisel. Seega, on nii turuosalistel, kui rahapoliitika kujundajatel oluline aru saada nende kahe omavahelisest mõjust.

2. ANDMED JA METOODIKA

Järgnevas peatükis kirjeldatakse käesolevas uuringus kasutatud meetodeid. Samuti tehakse ülevaade uuringuks kasutatud andmetest ning nende korrigeerimisest, et valitud meetodites neid kasutada saaks. Andmestiku koostamiseks on kasutatud Bloombergi andmebaasi. Andmete töötlemiseks vabavara Gretl ja MS Excel.

2.1 Meetodid

2.1.1. Sündmusuuring

Esimene meetod mida uurimisküsimusele vastuse leidmiseks kasutatakse on sündmusuuring. Kuigi tegu ei ole traditsioonilise sündmusuuringuga vaid regressioonanalüüsiga, milleks kasutatakse hariliku vähimruutude meetodil, siis varasemates uuringutes on antud meetodit käsitletud, kui sündmusuuring. Tegemist on ühe populaarsema meetodiga, millega aktsiaturu reaktsiooni rahapoliitikale hinnatakse. Antud meetodis kasutatakse aktsiahindade päevaseid tootluseid ning intressimäära futuure hindamaks turuosalise ootusi. Seda meetodit on teiste seas oma uuringus kasutanud näiteks Bernanke ja Kuttner (2005), Ehrmann ja Fratzscher (2004) ja Haitsma *et al.* (2016). Antud meetod valiti, sest ainult konkreetseid sündmuseid vaadeldes (käesoleva uuringu kontekstis EKP teadaanded) väheneb tõenäosus, et aktsiaturg ise mõjutab samaaegselt rahapoliitikat. Samuti on vähe tõenäoline, et aktsiaturud on nendel päevadel mõjutatud rohkem mõnest muust uudisest (Kontonikas & Kostakis, 2013).

Sarnaselt traditsioonilisele sündmusuuringule määratakse ka käesolevas uuringus esimene sammuna uuritav sündmus. Nagu eelmises lõigus mainitud, on sündmusteks valitud EKP rahapoliitika teadaanded. Ajavahemikuks on valitud 1 päev, sõltuvaks tunnuseks on STOXX Euro 600 indeksi päevane tootlus. Seletavaks tunnusteks kasutatakse MRO määra ja turuosaliste ootuseid. Mõju hindamisel kasutatakse harilikku vähimruutude meetodit.

Esimesena hinnatakse, kas aktsiahinnad reageerivad intressimuutustele ilma turuosaliste ootusi eristamata. Selleks kasutatakse järgnevat mudelit:

$$R_t = \alpha + \beta \Delta i_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

kus

R_t – Indeksi tootlus EKP rahapoliitika teadaande päeval

Δi_t – MRO määra muutus EKP teadaande päeval

ε_t – jääkliikmed

Seejärel vahetatakse mudeli seletav tunnus (MRO muutus) ning lisatakse kaks uut seletavat tunnust (turuosaliste ootused). Uuendatud mudel on jägneval kujul:

$$R_t = \alpha + \beta_1 \Delta i_t^e + \beta_2 \Delta i_t^u + \varepsilon_t \quad (2)$$

kus

R_t – Indeksi tootlus EKP teadaande päeval

$\beta_1 \Delta i_t^e$ – turuosaliste oodatud MRO määra muutus EKP teadaande päeval

$\beta_2 \Delta i_t^u$ – turuosaliste ootamatu MRO määra muutus EKP teadaande päeval

ε_t – jääkliikmed

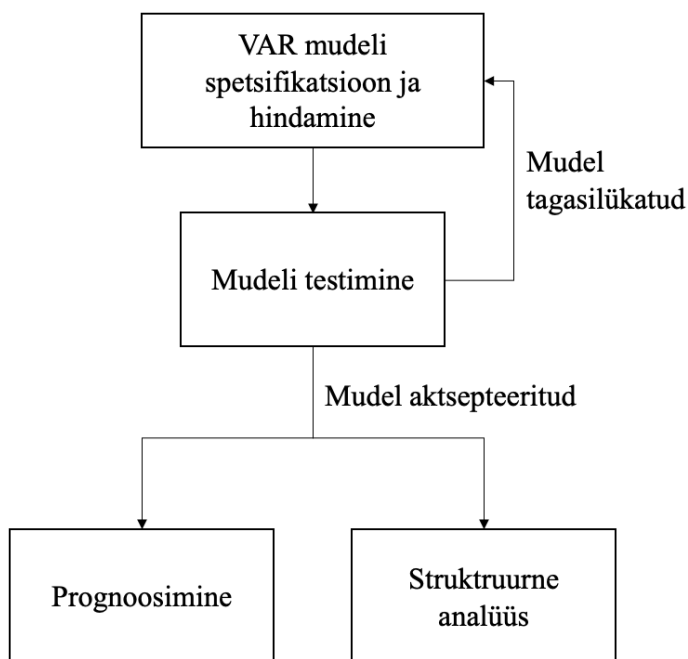
Mõlema mudeli puhul esindavad jääkliikmed (ε_t) neid faktoreid, mis ei ole rahapoliitikaga seotud. Parema ülevaate saamiseks hinnatakse mudeleid erinevatel ajavahemikel.

2.1.2. Vektor Autoregressioon

Teise meetodina kasutatakse vektor autoregressiooni (VAR). VAR mudel on üks paindlikumaid mudeleid, millega hinnata mitme aegreaga võrrandeid. Peamiselt kasutatakse VAR mudeleid prognoosimiseks ning struktuurseks analüüsiks. Mudelis on muutujad endogeensed ning need pannakse sõltuma nii enda, kui teiste muutujate viitaegade väärtustest (Lütkepohl, 2005).

Esimese sammuna kontrollitakse aegridade statsionaarsust. Selleks on olemas erinevaid teste, antud töös kasutatakse selleks Dickey-Fuller (ADF) testi. VAR mudeli üheks eelduseks on, et aegread oleks statsionaarsed, aegridades ei tohi esineda sesoonsust ega trendi. Seega, tuleb vajadusel andmeid logaritmida või diferentseerida. Kui üht aegrida on vaja diferentseerida, siis tuleb ka kõigist teistest mudelisse lisatavatest aegridadest sama järku diferents võtta, et tulemused ei oleks moonutatud. Järgmisena tuleb leida optimaalne viitaegade arv, mille määramiseks lähtutakse Akaike (AIC), Schwarz Bayesani (BIC) ning Hannan-Quinni (GQC) informatsioonikriteeriumitest. Peale optimaalse viitaegade leidmist hinnatakse mudelit. Esmalt vaadatakse, kas LR-teststatistik on väiksem või suurem, kui 0,05, et hinnata, kas tulemused paranevad, kui mudelit ühe viitaja võrra kitsendada. Kui LR-test $p < 0,05$, siis viitaegade

vähendamine mudelit ei paranda ja liigutakse edasi mudeli testimise juurde. Enne, kui VAR mudeliga liikuda struktuurse analüüsi või prognoosimise juurde peab testima mudeli stabiilsust, autokorrelatsiooni ning jääkliikmete normaaljaotust. Kui mudel on vastavad testid läbinud võib edasi liikuda struktuurse analüüsi või prognoosimise juurde. Kirjeldatud protsess lihtsustatud kujul Joonisel 2.



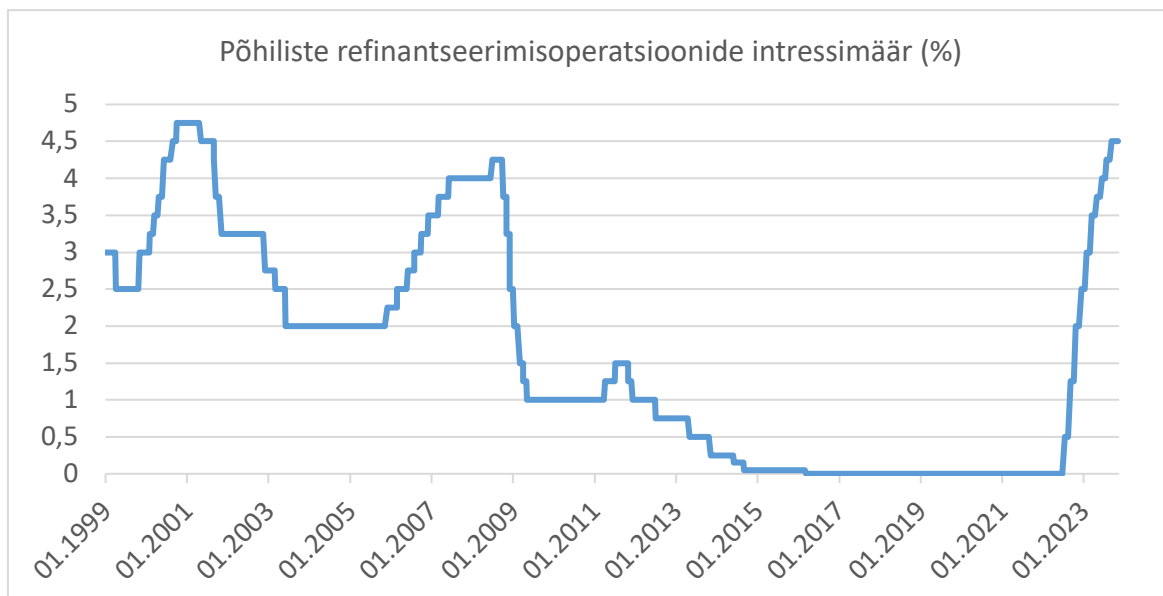
Joonis 2. VAR analüüsi protsess
Allikas: Lütkepohl (2005, lk 6)

Tunnuste endogeensuse hindamiseks kasutatakse Grangeri põhjuslikkuse (*Granger causality*) testi. Grangeri põhjuslikkuse test hindab kahe sündmuse põhjuslikku seost, et välja selgitada, kas ühe aegrea muutus võib põhjustada ka teise aegrea muutust. Selleks, et Grangeri põhjuslikkuse testist usaldusväärseid tulemusi saada, ei tohi aegread sisaldada sesoonsust või trendi. Vastasel juhul võivad tulemused olla moonutatud.

2.2. Kasutatud andmed

2.2.1. Sündmusuuringu andmed

Rahapoliitikat viiakse ellu mitme erineva instrumendi abil, seega on raske anda ühest mõõdikut rahapoliitikale. Mitmed uuringud kasutavad selleks baasintressimäärasid, sest neil on selge arvuline väärtus. Paraku võivad intressimäärad kokku langeda muutustega äriotsustes ja teiste relevantsete majandusnäitajate muutusega, seega pole nende uuringute puhul selge, kas tulemusi on mõjutanud ka teised (välja jäetud) faktorid (Ehrmann & Fratzscher, 2004). Tuginedes eelnevatele uuringutele on käesolevas uuringus rahapoliitika hindamiseks võtnud autor aluseks EKP põhiliste refinantseerimisoperatsioonide intressimäära (MRO) muutus. Autori arvates sobib valitud meetodil rahapoliitika hindamiseks kõige paremini MRO, sest sellel on kindel arvuline väärtus, MRO annab pangandussüsteemile suurema osa likviidsusest ning mõjutab otseselt rahaturu intresse. Antud valiku kitsaskohaks on fakt, et MRO ei kajasta kogu teadaannet ning suurem mõju võib olla eelkommuikatsioonil, paraku on aga eelkommunikatsioonile on raske kindlat arvulist väärtust panna ning seetõttu võivad saadud tulemused olla liialt subjektiivsed. Sündmusteks on valitud EKP teadaanded, mis toimuvad iga kuue nädala järel. EKP alustas oma tegevust aastal 1999, seega on ajavahemikuks valitud jaanuar 1999 kuni november 2023, mille jooksul on kokku toimunud 291 keskpanga teadaannet. MRO ajaloolised intressimäärad on välja toodud Joonisel 3. Kõrgeim intressimäär sel perioodil on olnud 4,5% ning madalaim 0%. Nagu jooniselt 1 näha, siis ajalooliselt erakordselt madalal tasemel (0%) püsisid aastast 2016 kuni 2022. Kiiremad MRO langetused on järgnenud erinevatele kriisidele: 2001 aasta *dotcom bubble*’i järgselt ning viimase finantskriisi järgselt. Eelkommunikatsioon võeti ametlikult kasutusele 2013 aasta juulis. Nagu jooniselt 3 näha, siis sel hetkel olid juba intressimäärad madalamad, kui kunagi varem, aga keskpank vajab siiski lisameetmeid, et majandust turgutada. Alates 2022 aasta suvest on keskpank kiirelt intressimäärasid tõstnud, et inflatsioon taaskord kontrolli alla saada.



Joonis 3. EKP põhiliste refinantseerimisoperatsioonide intressimäär ajavahemikul 01.1999-11.2023

Allikas: Bloomberg (2023), autori koostatud tarkvaras *MS Excel*

Teadannete valimi koostamiseks on autor välja filtreerinud kõik MRO määrad nii teadaande, kui sellele eelneval päeval. Seejärel on leitud nende kahe päeva MRO vahe, et aru saada, millises suunas rahapoliitika liikus. Kõik tulemused, mis on suuremad või väiksem nullist, on käsitletud MRO muutust. Kokku on ajavahemikul jaanuar 1999 kuni november 2023 muudetud MRO-d 48-l korral, 243-l teadaandel MRO määra ei muudetud. Kõige enam on ühe EKP teadaandega MRO määra tõstetud 75 ning langetatud 50 baaspunkti (Tabel 1). 75 baaspunkti on tõstetud kahel järjestikul teadaandel 7. septembril ning 26. oktoobril aastal 2022. 50 baaspunkti võrra on MRO-d langetatud mitmel erineval korral ja ajavahemikul. Kõige sagedasem muutus on mõlemas suunas 25-e baaspunkti võrra.

Rahapoliitika ja aktsiaturuluse vahelise mõju hindamise teeb raskeks asjaolu, et on vaja eristada ootamatu ja oodatud osa rahapoliitilistest otsustest (Crowder, 2006). Aktsiaturud on tulevikuvaatega ning toetudes efektiivse turu hüpoteesile, peaks oodatav info olema aktsiahindadesse juba sisse arvatud. Seega, ei tohiks teoorias pelgalt MRO muutus STX600 tootlust samal päeval mõjutada, vaid mõju peaks osutama ootamatus MRO muutuses. Turuosaliste ootuste mõõtmisel on kasutatud erinevaid lahendusi. Näiteks Ehrmann ja Fratzscher (2004) kasutasid turuosaliste ootuse määramiseks Reutersi küsitlusi turuosaliste hulgas, mis oli läbiviidud enne keskpanga teadaannet, Bernanke ja Kuttner (2005) kasutasid turuosaliste ootuste hindamiseks föderalse fondi intressimäära futuure (*federal funds rate future*). Gürkaynak *et al.* (2006) uurisid eraldi, millise instrumendiga on kõige parem turuosaliste ootusi eristada ning jõudsid

tulemuseni, et lühiajaliselt on parim indikaator föderaal fondi intressimäära futuur. Euroopa kontekstis kasutasid Bohl *et al.* (2008) oma uuringus nii EURIBORI futuure, EONIA derivatiive, kui ka Bloombergi ja Reutersi küsitluste andmeid eristamaks turuosalise ootusi.

Turuosaliste ootuste tuvastamiseks on Haitsma *et al.* (2016) eeskujul kasutatud 3-kuu Euribori futuure (Futuurid). Selline lähenemine on algupäraselt võetud kasutusele Kuttneri (2001) poolt, kes kasutas föderaalsete fondi intressimäära futuure turu ootuste ja ootamatuste eristamiseks. Ka teistes uuringutes on samal meetodil leitud turuosaliste ootused baasintressimäära osas. Põhiidee seisneb selles, et futuuride hinnad peegeldavad turuootusi tulevaste intressimuutuste suhtes, seega muutused futuuride hindades rahapoliitika teadaannete ajal viitavad sellele, et turud olid üllatunud (*Ibid.*). Futuurid on samuti kogutud päevaste andmetena Bloombergi andmebaasist ajavahemikul jaanuar 1999 kuni november 2023.

Futuuride abil on leitud turuosaliste ootamatus järgneva valemi abil:

$$\Delta i_t^u = f_{s,t} - f_{s,t-1} \quad (1)$$

kus

Δi_t^u – ootamatu osa intressimuutusest

$f_{s,t}$ – futuuri hetkekurss teadaande päeval

$f_{s,t-1}$ – futuuri hetkekurss päev enne teadaannet

Seejärel on leitud turuosaliste MRO muutuse ootuse järgneva valemiga:

$$\Delta i_t^e = \Delta i_t - \Delta i_t^u \quad (2)$$

kus

Δi_t^e – oodatav osa intressimuutusest

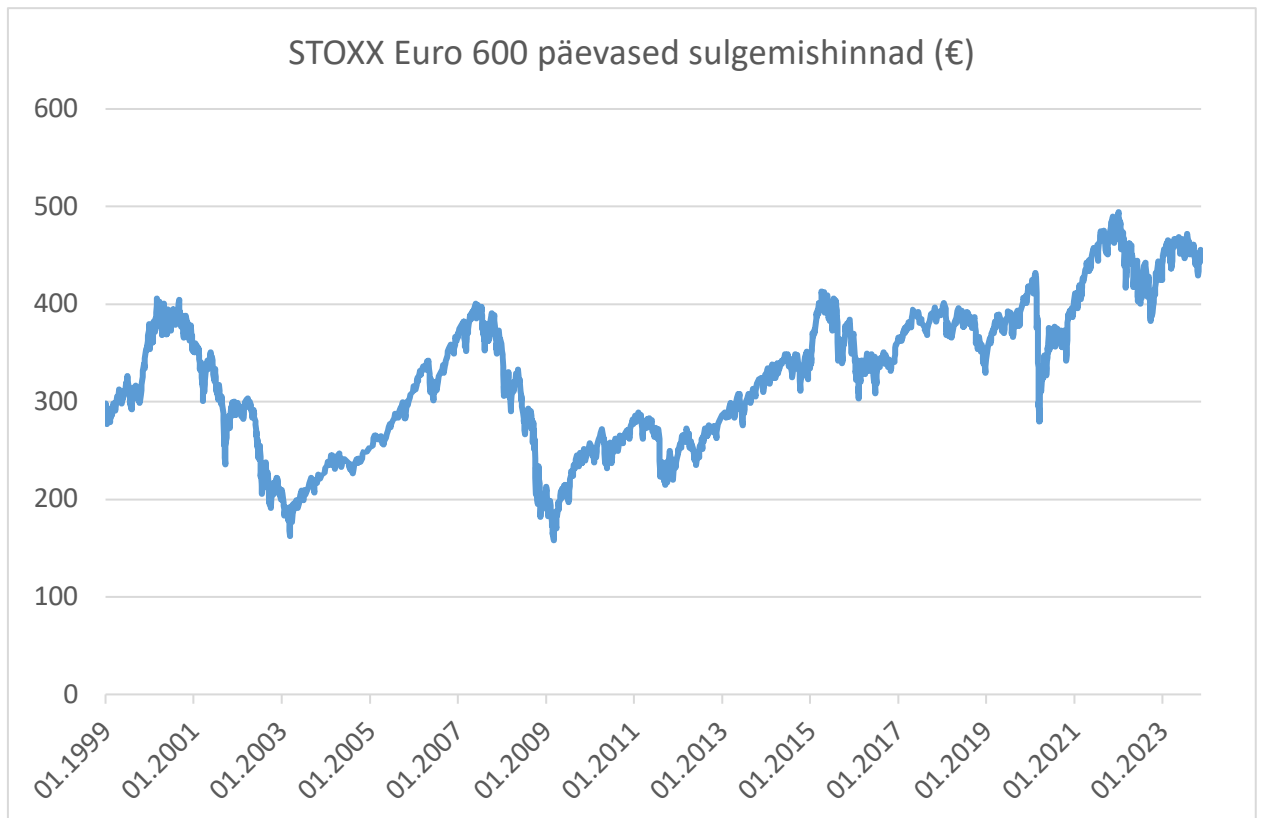
Δi_t – tegelik intressimuutus

Δi_t^u – ootamatu osa intressimuutusest

Suurim negatiivne erinevus turuosaliste ootusest ja tegelikust MRO muutusest on uuritava ajaperioodil -17,5 baaspunkti, mis leidis aset 10. mail 2001 aastal, kui EKP otsustas langetada MRO määra 25-e baaspunkti võrra. Turuosalised ootasid sellelt teadaandelt kuni 7,5 baaspunktilist intressi langust. Ootamatult suuremal MRO määra langetamise päeval tegi Indeks 1,7%-lise tõusu.

Suurim positiivne erinevus turuosaliste ootusest oli 8. juunil aastal 2000, kui keskpang teatas 50-e baaspunkti suurusest MRO määra tõstmisest. Sel päeval reageeris Indeks küll negatiivselt, kuid väga vähesel määral (-0,02%). Üldjuhul on turuootused olnud üsna lähedal tegelikule MRO muutusele. Turuosaliste ootamatus on keskmisel olnu 0,16 baaspunkti, Kui keskmine MRO määra muutus on olnud 0,7 baaspunkti, siis turuosaliste ootus on sellest olnud keskmiselt 0,55 baaspunkti ning ootamatus 0,15 baaspunkti (Tabel 1).

Sõltuvaks muutujaks on valitud STOXX Euro 600 indeksi (STX600) tootlused EKP teadaande päeval. Kui varasemad uuringud on Euroopa aktsiaturu liikumiste hindamiseks peamiselt kasutanud Euro STOXX 50 indeksit (Haitsma *et al.*, 2016), siis käesolevas uuringus on autor valinud STX600 indeksi, mis koosneb kuuesajast erinevast aktsiast, kokku seitsmeteistkümnet Euroopa riigist, kattes umbes 90% börsil noteeritud ettevõtetest. Lisaks Euro STOXX 50 indeksile oli valikus ka Euro Stoxx indeks, mis koosneb sarnaslet Euro STOXX 50 indeksile ainult eurosooni riikidest, aga hõlmab endas rohkem ettevõtteid. Sellegi poolest on autori arvates antud uuringu kontekstis STX600 parima kirjeldusvõimega kolmest, olenemata sellest, et indeksis on ka mitte eurosooni kuuluvate riikide ettevõtteid. Euroopa turg on tihedalt omavahel seotud, seega võib EKP rahapoliitika mõjutada ka teisi Euroopa riike. STX600 on laiapõhjalisem neist kolmest, sisaldab nii suuri-, keskmisi-, kui ka väikeettevõtteid. STX600 päevased sulgemishinnat on kättesaadavad kogu EKP ajaloo jooksul, Stoxx Euro andmeid kasutades oleks EKP esimesed kaks tegutsemisaastat pidanud välja jätma. Lisaks on STX600-s rohkem Euroopa riike esindatud, kui teises kahes indeksis. Valimisse võeti STX600 päevased sulgemishinnad. Uuringuks vajaminevad andmed on kogutud Bloombergi andmebaasist (Joonis 4).



Joonis 4. STOXX Euro 600 päevased sulgemishinnad ajavahemikul 01.1999-11.2023
Allikas: Bloomberg (2023), autori koostatud tarkvaras *MS Excel*

Sõltuvaks muutujaks kasutatakse antud uuringus STX600 päevaseid tootluseid. Aktsiahindadele võivad mõju osutada mitmed erinevad muutujad. Selleks, et vähendada teiste muutujate mõju tõenäosust, vaatleme ainult neid päevi, kui toimub EKP rahapoliitika teadaanne. Sellega vähendame tõenäosust, et samal päeval võivad mõned teised sündmused või uudised tootlust olulisel määral rohkem mõjutada. Lisaks, on varasematest uuringutest jõutud tulemusteni, kus aktsiaturu arengud mõjutavad ka keskpanga otsuseid (Rigobon & Sack, 2004). Ka siin kehtib sama eeldus, et tõenäoliselt ei avalda sama päeva aktsiaturu muutus keskpanga otsusele mõju. Indeksi päevase tootluse leidmiseks on Bloombergi andmebaasist kogutud päevased sulgemishinnad. Tootuse leidmiseks kasutatati järgmist valemit:

$$R_t = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}} \quad (3)$$

kus

R_t – tootlus EKP rahapoliitika teadaande päeval

p_t – sulgemishind EKP rahapoliitika teadaande päeval

p_{t-1} – EKP rahapoliitika teadaandele eelneva päeva sulgemis hind

Kõige suurem Indeksi tõus EKP teadaande päeval oli 4,82% ning kõige suurem langus –12,19%, keskmiselt langes aktsiaturg vaadeldavatel päevadel vaid 0,02% (Tabel 1). Kõige suurem Indeksi langus toimus 12.03.2020, kuigi sel teadaandel MRO määra ei muudetud. Mainitud teadaanne jääb perioodi, kui erinevates Euroopa riikides kuulutati tervisekriisi tõttu eriolukord välja. Kõige suurem Indeksi tõus toimus 02.04.2009, sel EKP teadaandel langetati MRO määra 25 baaspunkti võrra. Ka see kuupäev kuulub erakorralisse perioodi, viimase finantskriisi lõpp-perioodi.

Tabel 1. Sündmus-uuringu andmete kirjeldav statistika (%)

| Muutuja | Maksimum | Miinumum | Keskmine (bps) | Mediaan | Standardhálve | Asümmeetria-kordaja |
|-----------------|----------|----------|----------------|---------|---------------|---------------------|
| MRO muutus | 0,75 | -0,50 | 0,70 | 0,00 | 0,15 | 0,45 |
| Indeksi tootlus | 4,82 | -12,19 | -2,04 | 0,06 | 1,50 | -2,36 |
| Turu ootamatus | 0,16 | -0,17 | 0,15 | 0,00 | 0,04 | 0,47 |
| Turu ootus | 0,79 | -0,56 | 0,55 | 0,00 | 0,15 | -0,38 |

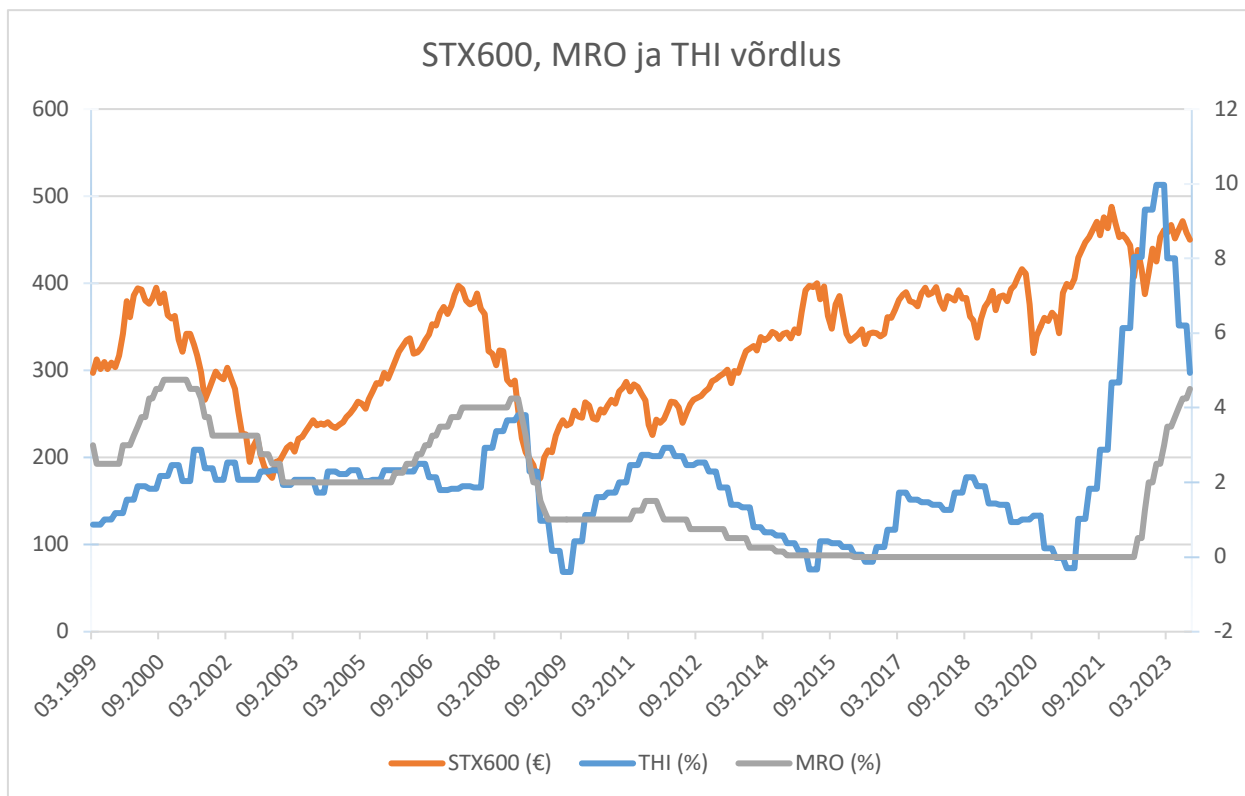
Allikas: Bloomberg (2023), autori arvutused tarkvaras *Gretl* ja *MS Exce*

2.2.2. VAR mudeli andmed

Vektor-autoregressiooni läbiviimiseks kasutatakse käesolevas uuringus kuised andmeid. Esialgne valim on kogutud ajavahemikus jaanuar 1999 kuni oktoober 2023. MRO andmed on teisendatud kuisteks andmeteks, kus ühe kuu väärtuseks on valitud selle sama kuu viimase kuupäeva seisuga olev MRO määr. Vaatlusi on kokku 295. Grangeri põhjuslikkuse testimiseks peavad kasutatavad andmed olema statsionaarsed. Aegreas ei tohi esineda trendi või sesoonsust, vastasel juhul võivad mudeli tulemused olla ekslikud. Statsionaarsuse testimiseks on mitu erinevat võimalust, üheks neist Dickey-Fuller'i test (ADF), mille nullhüpoteesiks on, et aegrida ei ole statsionaarsed. MRO määra aegreaga viidi läbi ADF test, kus testiti nii konstandi, trendi ja ilma konstandi ja trendita aegreaga statsionaarsust. Test näitas, et aegrida ei ole statsionaarne. Statsionaarsuse saavutamiseks diferentsiti aegrida esimesse järku. Seejärel viidi läbi uuesti ADF test diferentsitud aegreaga (1.d.MRO), mis näitab, et aegrida on statsionaarne. Samuti on testist näha, et konstant ja trend ei ole statistiliselt olulised, seega tuleks modelleerimisel kasutada ilma nende tunnusteta mudelit.

Teise muutujana on kasutatud STOXX Euro 600 (STX600) indeksi kuiseid tootlusi. Selleks on Bloombergi andmebaasist kogutud STX600 kuised sulgemishinnad. Tootlus on arvutatud sama valemiga (Valem 3), mis kasutati päevaste tootluste leidmisel. ADF testi tulemusel on STX600 tootluse aegrida on statsionaarne. Kuna MRO määra aegrida oli vaja statsionaarsuse saavutamiseks esimesse järku diferentseerida, siis tehti seda ka STX600 tootluse aegreaga. Esimest järku diferentseeritud andmete (1.d.STX600) statsionaarsust kontrolliti samuti ADF testi abil. Aegrida on statsionaarne ning regressiooni aruandetest on näha, et ei konstant ega trend ei ole statistiliselt olulised. Diferentseeritud andmete kirjeldav statistika on välja toodud Tabelis 2.

Joonisel 5 on võrdluseks koostatud graafik, kus on näha, kuidas indeks ja MRO on vaadeldaval perioodil liikunud. Kuna EKP rahapoliitika eesmärk on hoida hinnad stabiilsena, siis on võrdluseks graafikule lisatud kolmanda tunnusega ka euroala tarbijahinnaindeks (THI), et näha kolme tunnuse graafilist koosliikumist. Jooniselt on hästi näha, kuidas 2021-22 aastal jõudis THI rekord tasemeni ületades 10% aastast hinnatõusu. Sinna perioodi jääb kaks erakorralist sündmust, mis avaldasid mõju nii THI-le, kui STX600-le: tervisekriis ja Venemaa sissetung Ukrainasse. Joonisele peale vaadates paistab MRO ja STX600 päevaste sulgemishindade koosliikumine paremini välja käsitletud ajaperioodi esimeses pooles, aktsiahinnad teevad oma tipud vahetul enne MRO määra tippu. Kõige paremini paistab kirjeldatu silma kahe esimese suurema kriisi ajal (*dotcom bubble* ja finantskriis).



Joonis 5. STOXX Euro 600 (STX600) kuiste sulgemishindade, euroala tarbijahinnaindeksi (THI) ja MRO intressimäära võrdlus ajavahemikul 03.1999-09.2023
Allikas: Bloomberg (2023), autori koostatud tarkvaras MS Excel

Tabel 2. VAR mudeli esimest järku diferentseeritud andmete kirjeldav statistika (%)

| Muutuja | Maksimum | Miinumum | Keskmine (bps) | Mediaan | Standardhälve | Asümmeetria-kordaja |
|------------|----------|----------|----------------|---------|---------------|---------------------|
| 1.d.MRO | 0,75 | -0,75 | 0,5 | 0,00 | 0,16 | 0,08 |
| 1.d.STX600 | 4,82 | -12,19 | -2,04 | 0,06 | 1,50 | -2,36 |

Allikas: Bloomberg (2023), autori arvutused tarkvaras *Gretl*

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Järgnevas peatükis antakse ülevaade hinnatud mudelite tulemustest ning järeldustest. Esimesena viiakse läbi sündmusuuring, kus hinnatakse erinevaid ajaperioode. Teisena hinnatakse VAR mudelit ja muutujate endogeensust Grangeri põhjuslikkuse testi abil. Alapeatüki viimases osas tehakse saadud tulemustest järeldused ning antakse soovitusi edasisteks uuringuteks.

3.1. Sündmusuuringu tulemused

Esimesena hinnatakse mudelit, kus sündmusteks on valitud ainult teadaanded, mil EKP on otsustanud baasintressimäära muuta. Vastavalt varasemas peatükis kirjeldatule, on EKP muutnud baasintressimäära 48 korda ehk valimis on nii mitu sündmust. Kõigepealt hindame, kuidas mõjutab MRO muutus, ilma ootusi eristamata samal päeval STX600 tootlust. Mudeli tulemused (Tabel 3, Mudel 1.1) ei ole ole statistiliselt olulised, seega ei ole tõestatud baasintressimäära muutuse mõju sama päeva tootlusele. Järgmise sammuna kasutame seletava tunnustena turuosaliste ootusi. Ka see mudel (Tabel 3, Mudel 1.2) ei ole statistiliselt oluline ehk ei ole tõestatud, et turuosaliste ootused MRO osas omaks mõju STX600 hinnaliikumistele.

Kuigi varasemates uuringutes on keskendunud peamiselt teadaannetele, kus keskpank on otsustanud intressimäära muuta, siis EKP otsus mitte muuta baasintressimäära võib samuti erineda turuosaliste ootusest. Seega, jätkatakse käesolevas uuringus mudeliga, kuhu on valimisse võetud kõik EKP teadaanded, kaasa arvatud korrad, kui intressimäärasid ei ole muudetud. Mudelis 2.1 kasutatakse perioodi jaanuar 1999 kuni novmeber 2023 mille jooksul on EKP teinud 291 teadaannet. Mudelis 2.1 võetakse seletavaks tunnuseks MRO muutus, ilma turuosaliste ootusi eristamata. Saadud tulemustest näeme, et mudel on statistiliselt oluline nivool 0,05. Siiski on mudeli kirjeldusvõime väga nõrk. Saadud hinnangu tulemusel omab MRO määra muutust aktsiatootlusele statistiliselt olulist mõju (nivool 0,05). Järgmisena testitakse ka, kas mudelis leidub mõjusaid vaatlusi. Selleks kasutatakse programmis Gretl funktsiooni *Influential observations* ning salvestatakse uued tunnused, mille abil eraldatakse mudelist mõjusad vaatlused. Kitsenduse tulemusena eemaldati mudelist 12 vaatlust. Kitsendatud mudelis (Tabel 2, Mudel 2.1) saame parema kirjeldusvõime, kuigi see on endiselt nõrk. Samuti paraneb ka statistiline olulisus (F-statistik = 0,023).

Seejärel hinnatakse sama valimiga ($n=291$) mudelit, kus seletavateks tunnusteks kasutatakse turuosaliste ootusi. Saadud tulemustest näeme, et mudel on statistiliselt oluline nivool 0,1 ning on samuti kehva kirjeldusvõimega. Seletavatest tunnustest on statistiliselt oluline vaid turuosaliste ootus (nivool 0,1), ootamatuse mõju ei ole antud mudeli puhul tõestatud. Ka selle mudeli puhul testitakse mõjusate vaatluste olemasolu, mille tagajärjel eemaldatakse mudelit kitsendades valimist 15 vaatlust. Kitsendatud mudeli paranes oluliselt, uus mudel on statistiliselt oluline nivool $p<0,05$, samuti paranes mudeli kirjeldusvõime (Tabel 3, Mudel 2.2). Kitsendatud mudelis on mõlemad seletavad tunnused statistiliselt olulised nivool $p<0,05$. Vastava mudeli tulemusena on mõlema seletava tunnuse mõju positiivne.

Järgmisena võeti hinnatavaks perioodiks ajavahemik, mis jääb tervisekriisist eelnevasse perioodi. Autori hinnangul on pandeemia näol tegu piisavalt erakordse ajaperioodiga, mis võib tulemusi oluliselt mõjutada. Sellest lähtuvalt võeti järgmiseks vaatluse alla pandeemia eelnev periood (jaanuar 1999 kuni märts 2020). Sinna ajavahemikku mahub 261 vaatlust, sealjuures viimane teadaanne enne pandeemiat toimus 2023 aasta esimesel jaanuaril. Esimesena hinnati taas mudelit, kus seletavaks tunnuseks ainult MRO määra muutus. Saadud tulemustest (Tabel 3, Mudel 3.1) näeme, et nii mudel ise, kui seletav tunnus on statistiliselt olulised nivool 0,05. Sarnaselt eelnevale ajaperioodile, on ka selle mudeli kirjeldusvõime nõrk. Mudeli parandamiseks viidi läbi mõjusate vaatluste test, mille tulemusena kitsendati mudelit 12-ne tunnuse võrra. Kitsendamine mudelit ei parandanud. Edasi liiguti sama valimiga hinnates mudelit, kus seletavateks tunnusteks turuosaliste ootused. Mudel (Tabel 3, Mudel 3.2) on statistiliselt oluline nivool 0,05. Mõlemad seletavad tunnused on statistiliselt olulised nivool 0,05. Mudeli kirjeldusvõime on eelnevalt hinnatud mudelitest parem, kuid endiselt madal. Mudelit kitsendades eemaldati 16 vaatlust, kuid mudel ei paranenud. Sarnaselt eelnevale ajaperioodile on mõlema seletava tunnuse mõju positiivne.

Järgmisena vaadeldi perioodi, mil EKP võttis ametlikult kasutusele eelkommunikatsiooni. Esimest korda tutvustas EKP eelkommunikatsiooni neljandal juulil 2013. Vaadeldavaks perioodiks võtame juuli 2013 kuni november 2023, selle ajavahemikul jooksul toimus 89 EKP teadaannet. Esimesel juhul, kui seletavaks tunnuseks valiti MRO muutus, ei ole mudel statistiliselt oluline (Tabel 3, Mudel 5.1). Seega, ei ole tõestatud, et sel perioodil omas MRO muutus mõju päevasele indeksi hinnaliikumisele. Mudel ei parane ka mõjusate vaatluste eemaldamisel. Samal ajavahemikul hinnati ka mudelit, kus alates eelkommunikatsiooni rakendamisest on seletava tunnuseks kasutatud turuosaliste ootusi (Tabel 3, Mudel 5.2). Mudel on statistiliselt oluline nivool 0,5. Seletavatest tunnustest on statistiliselt oluline (nivool 0,05) vaid turuosaliste ootamatus ja

sedakorda, erinevalt eelmistest hinnatud ajavahemikest, negatiivses suhtes indeksi tootlusega. Antud mudeli hinnangul leiti, et kümne baaspunktiline üllatus (ootamatus), mõjutab indeksi tootlust -1,5%. Mudelit kitsendades eemaldati 7 vaatlust, kuid mudel ei paranenud.

Lisaks hinnati perioodi mis jäi ajavahemikku eelkommunikatsiooni rakendamisest kuni tervisekriisi alguseni. Kirjeldatud ajaperioodi jääb 59 EKP rahapoliitika teadaannet. Esimesena hinnatakse mudelit, kus seletavaks tunnuseks on MRO muutus (Tabel 2, Mudel 5.1). Antud mudel ei ole statistiliselt oluline ehk ei ole tõestatud MRO muutuse mõju aktsiahindadele. Samuti hinnati sel perioodil mudelit, kus seletavateks tunnusteks olid turu ootused ja ootamatus. Saadud tulemused (Tabel 3, Mudel 5.2) on statistiliselt olulised nivool 0,01 ning esmakordselt selles uuringus on mudel arvestatava kirjeldusvõimega. Mõjukate vaatluste testis ei leitud ühtegi vaatlust, mida valimist eemaldada. Hinnangu tulemusel omab turuosaliste ootamatus statistiliselt olulist mõju indeksi tootlusele nivool 0,01. Samuti on statistilelt oluline antud mudelis konstant, turuosaliste ootuse mõju ei ole tõestatud. Antud tulemused on kooskõlas ka varasemate uuringutega, kus ootamatu osa intressimuutusest mõjutab indeksi tootlust negatiivselt. 10 baaspunkti ootamatut baasintressi liikumist mõjutab indeksi tootlust -0,3%-i võrra.

Võrdlemaks eelkommunikatsiooni rakendamisele eelnevat ja järgnevat perioodi, hinnati viimasena mudeleid, kus valimisse mahtusid need EKP rahapoliitika teadaanded, mis toimusid enne 2013 aasta juuli teadaannet. Kui seletava tunnuseks kasutada ainult MRO muutust, siis saame tulemuseks statistiliselt olulise mudeli nivool 0,05 (Tabel 3, Mudel 6.1). Samuti kitsendati valimit mõjukad vaatlused eemaldades, mudel kitsendades ei paranenud, seega jätkati kitsendamata mudeli hinnanguga. Tulemusena näeme, et sel perioodil on 10-ne baaspunktiline tõus mõjutanud STX600 tootlust 0,15% võrra positiivses suunas. Hinnates antud ajaperioodil turuosaliste ootuste mõju STX600 tootlusele näeme, et mudel on oluline nivool 0,01 (Tabel 3, Mudel 6.2). Seejuures ootamatu komponent on samuti statistiliselt oluline nivool 0,01 ning positiivse koefitsendiga, turuosaliste ootus samuti positiivse koefitsendiga statistiliselt oluline nivool 0,05. Testiti ka mudelit eemaldades mõjukad vaatlused, kuid kitsendus mudelit paremaks ei teinud.

Tabel 3. Sündmusuuringuid kokkuvõttev tabel. Sulgudes koefitsientide statistiline olulisus.

| Mudel: | Valim | F-statistik | R ² | Konstant | MRO muutus | Turuosaliste ootus | Turuosaliste ootamatus |
|--------|-------|-------------|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------------|
| 1.1 | 48 | 0,119 | 0,052 | -0,125 (0,649) | 0,012 (0,119) | - | - |
| 1.2 | 48 | 0,274 | 0,056 | -0,117 (0,679) | - | 0,011 (0,142) | 0,031 (0,493) |
| 2.1 | 291 | 0,023** | 0,019 | -0,060 (0,067)* | 0,012 (0,01)*** | - | - |
| 2.2 | 291 | 0,031** | 0,03 | -0,052 (0,066)* | - | 0,038 (0,019)** | 0,010 (0,005)*** |
| 3.1 | 261 | 0,016** | 0,022 | 0,050 (0,542) | 0,015 (0,016)** | - | - |
| 3.2 | 261 | 0,011** | 0,035 | 0,044 (0,595) | - | 0,015 (0,021)** | 0,053 (0,016)** |
| 4.1 | 89 | 0,727 | 0,001 | -0,038 (0,839) | 0,004 (0,727) | - | - |
| 4.2 | 89 | 0,050** | 0,067 | -0,061 (0,736) | - | 0,010 (0,383) | -0,146 (0,021)** |
| 5.1 | 59 | 0,866 | 0,001 | 0,224 (0,109) | -0,006 (0,866) | - | - |
| 5.2 | 59 | 0,000*** | 0,325 | 0,241 (0,039)** | - | 0,0480 (0,144) | -0,309 (0,000)*** |
| 6.1 | 202 | 0,021** | 0,026 | -0,005 (0,961) | 0,016 (0,021)** | - | - |
| 6.2 | 202 | 0,003*** | 0,056 | -0,018 (0,853) | - | 0,015 (0,028)** | 0,072 (0,003)*** |

Allikas: autori koostatatud vabavaras Gretl (2023)

Märkus: *** 1%, **5% ning *10% kriitiline väärtus

3.2. Vektor autoregressiooni tulemused

VAR mudelit hinnates, võeti valimisse kogu olemasolev periood (märts 1999 kuni september 2023). Aegridade koosliikumise mustrite hindamiseks kasutati Grangeri põhjuslikkuse testi, mille eelduseks on, et aegread on statsionaarsed, mudel on stabiilne, jääkliikmetes autokorrelatsiooni ei esine ning alluvad normaaljaotusele. Eelmises peatükis leiti läbi ADF testi, et andmed tuli statsionaarsuse saavutamiseks diferentseerida esimesse järku. Samuti näitasid testi tulemused, et konstant ja trend ei olnud statistiliselt olulised ja tuleks mudelist välja jätta.

Järgmisena tuleb leida optimaalne viitaegade arv, milleks kasutati *VAR lag selection* funktsiooni. Testimisel kasutati maksimaalset viitaegade arvu 12. Viitaegade määramiseks lähtutakse Akaike

(AIC), Schwarz Bayesani (BIC) ning Hannan-Quinni (GQC) informatsioonikriteeriumitest. Test näitas, et AIC alusel on optimaalseim viitaegade arv 7, BIC alusel 3 ning HQC alusel 4 (Lisa 2.1). Kuna AIC kriteerium on kõige väiksem, siis kasutatakse ka antud uuringus kõigepealt seitset viitaega ning seejärel kontrollitakse, kas mudel kitsendades halveneb. Terve süsteemi LR-testi puhul $p < 0,05$, see tähendab, et viitaegade arvu vähendades muutuks võrrandsüsteem kehvemaks. Samuti on kuue viitajaga mudelis AIC ja HQC kriteeriumid suuremad, kui seitse. viitajaga mudeli puhul, mis kinnitab, et kitsendades mudel ei paraneks.

Mudeli stabiilsust kontrolliti, kas juurte pöördväärtused (*inverse roots*) asuvad ühikringis. Selleks kasutati *VAR inverse roots* funktsiooni ning tulemused näitavad, et mudel on stabiilne. Kõik pöördväärtused asuvad ühikringi sees (Lisa 2.1). Seejärel vaadati Portmanteu testi, mille puhul olulise tõenäosus on suurem kui 0,05, seega autokorrelatsioon puudub. Viimasena vaadeldi, kas jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Paraku on normaaljaotuse teststatistik $p < 0,05$, seega jääkliikmed ei allu normaaljaotusele (Lisa 2.1). Sellegipoolest otsustati sama mudeliga edasi minna eeldusel, et jääkliikmete normaaljaotusele mitte allumine ei mõjuta liitalt tulemusi. Mudeli tulemused tabelis 4.

Tabel 4. Seitsme viitajada VAR mudel ajaperioodil märts 1999 kuni september 2023 (ainult statistiliselt olulised tunnused)

| Sõltuv muutuja: 1.d.STX600 | | |
|----------------------------|-------------|-------------|
| | koefitsient | F-statistik |
| 1.d.STX600_1 | -0,836 | 0,000*** |
| 1.d.STX600_2 | -0,785 | 0,000*** |
| 1.d.STX600_3 | -0,616 | 0,000*** |
| 1.d.STX600_4 | -0,495 | 0,000*** |
| 1.d.STX600_5 | -0,412 | 0,000*** |
| 1.d.STX600_6 | -0,323 | 0,000*** |
| 1.d.STX600_7 | -0,191 | 0,002*** |
| 1.d.MRO_4 | -3,797 | 0,094* |
| Sõltuv muutuja: 1.d.MRO | | |
| 1.d.STX600_3 | 0,006 | 0,011** |
| 1.d.STX600_4 | 0,006 | 0,027** |
| 1.d.STX600_5 | 0,004 | 0,093* |
| 1.d.STX600_6 | 0,004 | 0,048** |
| 1.d.STX600_7 | 0,004 | 0,042** |
| 1.d.MRO_1 | 0,134 | 0,027** |
| 1.d.MRO_2 | 0,324 | 0,000*** |
| 1.d.MRO_3 | 0,225 | 0,001*** |

Allikas: autori koostatatud vabavaras Gretl (2023)

Märkus: *** 1%, **5% ning *10% kriitiline väärtus

Gretl programmis viiakse automaatselt mudeli hindamises läbi ka Grangeri põhjuslikkuse test, mille tulemused on välja toodud tabelis 5. Antud ajavahemikul on tõestatud, et teades MRO määra minevikku, saame paremini prognoosida STX600 tootlust, kui ainult STX600 mineviku abil. Samuti on tõestatud, et sellel ajavahemikul saame STX600 tootluse mineviku väärtuste abil paremini prognoosida, MRO määra väärtusi. Vastavad muutujad on endogeensed.

Tabel 5. Grangeri põhjuslikkuse testi tulemused perioodil märts 1999 kuni september 2023

| Põhjuslikkuse suund | F-statistik | Põhjuslikkus |
|----------------------|-------------|--------------|
| 1.d.MRO → 1.d.STX600 | 0,06* | Kahepoolne |
| 1.d.STX600 → 1.d.MRO | 0,02** | |

Allikas: autori koostatatud vabavaras Gretl (2023)

Märkus: *** 1%, **5% ning *10% kriitiline väärtus

Viimasena vaatleme samade muutujatega VAR mudelit ajavahemikul 1999 aasta märts kuni 2020 aasta veebruar. Valitud periood võeti eeldusel, et tervisekriis ja Venemaa sissetung Ukrainasse omavad märkimisväärset mõju, seega on see ajaperiood, kui need sündmused on toimunud, aegridadest eemaldatud.

Kuna vaatluste arv aegridades muutus, siis testiti uuesti ADF testi abil aegridade statsionaarsust. Nii esimesse astemesse diferentseeritud MRO aegrida, kui ka STX600 tootluse aegrida on statsionaarsed ($p < 0,05$). Kummagi puhul ei ole konstant ega trend oluline, seega jätkati ilma nendeta. Järgmisena leiti optimaalne viitaegade arv (Lisa 2.2), milleks mudelisse võetakse AIC kriteeriumi alusel kaheksa, sest vastav informatsioonikriteerium on kõigist kolmest kaheksanda viitaja juures väikseim. Mudeli LR-testi $p > 0,05$, mis viitas, et parem on jätkata kitsendatud mudeliga. Seitsme viitajaga mudeli LR-testi $p < 0,05$, seega jätkati antud mudeliga. Juurte pöördväärtused asusid ühikringis, seega on mudel stabiilne (Lisa 2.2). Portmanteau testi olulise tõenäosus on suurem, kui 0,05, seega autokorrelatsioon puudub. Paraku ka antud mudeli jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Sarnaselt eelmisele mudelile, jätkatakse antud mudeliga eeldusel, et jääkliikmete normaaljaotusele mitte allumine ei mõjuta liialt tulemusi. Mudeli tulemused tabelis 6.

Tabel 6. Seitsme viitajada VAR mudel ajaperioodil märts 1999 kuni veebruar 2020 (ainult statistiliselt olulised tunnused)

| Sõltuv muutuja: 1.d.STX600 | | |
|----------------------------|-------------|-------------|
| | koefitsient | F-statistik |
| 1.d.STX600 1 | -0,837 | 0,000*** |
| 1.d.STX600 2 | -0,812 | 0,000*** |
| 1.d.STX600 3 | -0,681 | 0,000*** |
| 1.d.STX600 4 | -0,563 | 0,000*** |
| 1.d.STX600 5 | -0,472 | 0,000*** |
| 1.d.STX600 6 | -0,367 | 0,000*** |
| 1.d.STX600 7 | -0,280 | 0,000*** |
| 1.d.MRO 4 | -6,791 | 0,009*** |
| Sõltuv muutuja: 1.d.MRO | | |
| 1.d.STX600 3 | 0,008 | 0,003*** |
| 1.d.STX600 4 | 0,007 | 0,015** |
| 1.d.STX600 5 | 0,004 | 0,090* |
| 1.d.STX600 6 | 0,007 | 0,003*** |
| 1.d.STX600 7 | 0,004 | 0,040** |
| 1.d.MRO 1 | 0,160 | 0,016** |
| 1.d.MRO 2 | 0,314 | 0,000*** |
| 1.d.MRO 3 | 0,144 | 0,037** |

Allikas: autori koostatatud vabavaras Gretl (2023)

Märkus: *** 1%, **5% ning *10% kriitiline väärtus

Grangeri põhjuslikkuse testi tulemusel (Tabel 7), on antud ajavahemikul on tõestatud, et teades MRO määra minevikku, saame paremini prognoosida STX600 tootlust, kui ainult STX600 mineviku abil. Samuti on tõestatud, et sellel ajavahemikul saame STX600 tootluse mineviku väärtuste abil paremini prognoosida, MRO määra väärtusi. Vastavad muutujad on endogeensed.

Tabel 7. Grangeri põhjuslikkuse testi tulemused perioodil märts 1999 kuni veebruar 2020

| Põhjuslikkuse suund | F-statistik | Põhjuslikkus |
|----------------------|-------------|--------------|
| 1.d.MRO → 1.d.STX600 | 0,00*** | Kahepoolne |
| 1.d.STX600 → 1.d.MRO | 0,00*** | |

Allikas: autori koostatatud vabavaras Gretl (2023)

Märkus: *** 1%, **5% ning *10% kriitiline väärtus

3.3. Järeldused

Alustates uuringu teisest poolest, kus testiti Grangeri põhjuslikkust, näidati, et MRO ja STX600 tootlus on endogeensed muutujad. Sellega kinnitati Rigobon ja Sacki (2004), D'amico ja Farka (2012) ning teiste väidet, et nii nagu aktsiaturg reageerib rahapoliitikale, siis samamoodi mõjutab aktsiaturu areng ka rahapoliitilisi otsuseid. Mõlemal ajavahemikul, mida VAR mudeliga hinnati, saadi tulemuseks, et teades MRO määra minevikku, saame paremini prognoosida STX600 tootlust, kui ainult STX600 tootluse mineviku abil. Samuti leiti ka vastupidine suhe, kus STX600 tootluse mineviku väärtuste abil saab paremini prognoosida MRO määra väärtusi. VAR mudeli aruandest nägime, et MRO omab nelja kuulise viitajaga negatiivset suhet Euroopa aktsiaturu tootlusesse.

Kui varasemates uuringutes on keskendunud peamiselt konkreetsetele rahapoliitika teadaannetele, kus keskpangad on baasintressi otsustanud muuta, siis käesolevas uuringus ei ole tõestatud, et ainult MRO määra muutus (kaasa arvatud juhul, kui see oli turuosalistele üllatus) avaldaks mõju STX600 hindadele teadaannete ajal. Läbiviidud uuringus saavutati statistiline olulisus alles juhul, kui valimisse kaasati kõik rahapoliitika teadaanded, kaasa arvatud ka need, kui intressimäära ei otsustatud muuta. Keskpang võib turuosalistele üllatusena ka intressimäära muutmata jätta, seetõttu ei tohiks ka tulevastes uuringutes vaadelda ainult intressimäära muutusi.

Kontrollides esimes hüpoteesit (H1): „baasintressimäära tõus viib aktsiahinnad langusesse“ ehk turg ja intressimäär on omavahel negatiivses suhtes, ei leidnud kogu perioodi vaadeldes kinnitust. Mõju suund sõltus vaadeldavast perioodist. Tulemustest on märkimisväärne asjaolu, et perioodil enne ja pärast eelkommunikatsiooni rakendamist saadi erinevad tulemused. Kui enne eelkommunikatsiooni rakendamist oli MRO muutuse ja turuosaliste ootuste mõju positiivse koefitsendiga, siis perioodil peale eelkommunikatsiooni rakendamist, oli ainsana statistiliselt oluline ning sealjuures negatiivne mõju ootamatusel. Ainsa märkimisväärse kirjeldusvõime saavutas mudel, mis jäi perioodi eelkommunikatsiooni rakendamise algusest kuni pandeemia alguseni. Suurem osa sellest perioodist oli MRO määr 0%-i tasemel, seega ei saanudki intressimäära (mitte)muutus ilma turuosaliste ootusi eristamata aktsiahindadele mõju omada. Kirjeldatud perioodi tulemused, et turg reageerib vaid teadaande ootamatusele ning seda negatiivselt, on kooskõlas Thorbecke (1997), Bernanke ja Kuttneri (2005), Bohl *et al.* (2008) jt uuringutega, kus leiti, et oluline on ainult ootamatuse komponent, ning see on negatiivses suhtes aktsiatootlusega (Valem 5). Saadud tulemustest leiti, et kui turg ootas 10-ne baaspunktilist

intressimäärade tõusu, aga intressimäära ei tõstetud, siis ootamatus võrdus -10-ne baaspunktiga, see tähendas kolme protsendilist tõusu STX600 indeksile.

$$R_t = 0,24 + 0,05\Delta i_t^e - 0,31\Delta i_t^u + \varepsilon_t \quad (5)$$

Enne eelkommunikatsiooni rakendamist oli statistiliselt oluline nii MRO määra muutus ilma ootusi eristamata (Valem 6) ning ootusi eristades (Valem 7). Seejuures olid seletavate tunnuste koefitsendid positiivsed ehk liikusid samas suunas tootlusega. Seega, sel perioodil H1 kinnitust ei leidnud. Varasemate uuringutele toetudes võib sellist reaktsiooni tõlgendada järgmiselt (Parle, 2022; Möller & Reichmann, 2021): keskpank annab rahapoliitika teadaandes sissevaate nende endi majandusprognosile, mille kaudu mõjutatakse ka turuosaliste ootusi. Turuosalised võtavad rahapoliitika karmistamist kui signaali, et majandusel on läinud oodatust paremini, mis võib näiteks mõjuda positiivselt dividendiootustele. Antud perioodil leidsime, et kümne baaspunktiline intressimäära tõus tõstis 0,2% aktsiahindu. Sealjuures, kümne baaspunktiline ootamatu tõus, tõstis aktsiahindu 0,7%.

$$R_t = -0,05 + 0,02\Delta i_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$R_t = -0,02 + 0,02\Delta i_t^e + 0,07\Delta i_t^u + \varepsilon_t \quad (7)$$

Töö tulemusena hüpotees kaks (H2): „Ootamatute intressi muutuste mõju aktsiaturgudele on suurem, kui oodatavate muutuste“, leidis kinnitust kõikidel vaadeldud perioodidel. Ootamatuse koefitsent oli igas mudelis suurem. Lisaks oli turuosaliste ootamatus rohkematel ajaperioodidel statistiliselt oluline. Aktsiaturud on tuleviku vaates, ning efektiivse turu teooria kohaselt hinnatakse kogu olemasolev info turgudele sisse arvatud.

Kogu perioodi hinnates, oli ootamatuse mõju väiksem. Siiski, on oluliselt parem kirjeldusvõime perioodil eelkommunikatsiooni rakendamisest kuni pandeemia alguseni. Seega, uurimisküsimusele vastamiseks kasutame sündmusuuringu puhul tulemusi, mis jäid ajavahemikule peale eelkommunikatsiooni ametlikku kasutusele võttu. Lisaks paremale kirjeldusvõimele on tegemist värskemate andmetega. Leiame, et baasintressimäära muutus (samuti ka muutmata jätmise) omab negatiivset mõju juhul, kui see ei kattu turuosaliste ootustega. Negatiivset suhet näitas ka VAR mudel, kus neljas viiteaeg oli negatiivse mõjuga aktsiahindadesse. See näitab, et Euroopa aktsiaturg hindadesse jõuab MRO määr nelja kuuse viivitusajaga. Saadud tulemused on suuremas osas kooskõlas ka varasemate uuringute

tulemustega. Antud perioodil ei ole tõestatud, et pelgalt baasintressimäära muutus ise, ilma ootusi eristamata, omaks kohest mõju aktsiaturgule. Numbriliselt võttes, leiti käesolevas töös, et enne pandeemiat, kui EKP oleks ootamatult tõstnud baasintressimäära kümne baaspunkti võrra, oleks see indeksi samal päeval 3,1%-i langusesse viinud. Hinnates perioodi eelkommunikatsiooni rakendamisest 2023 novembrini, oleks turuosalisi üllatav kümne baaspunktiline tõus viinud Euroopa aktsiaturu 0,7%-i langusesse.

Usaldusväärsemate tulemuste saamiseks on parem vaadata pandeemia eelnevat perioodi. Lisaks pandeemia, on Euroopas ka geopoliitiline olukord mõjutanud nii turgusid, kui ka rahapoliitiliseid otsuseid. Mainitud sündmused on tõenäoliselt omanud märkimisväärset mõju inflatsiooni ajalooliselt kõrgele tasemele jõudmises, mis mõjutavad ka antud uuringu tulemusi. Samuti mõjutab uuringu tulemuste usaldusväärset asjaolu, et kuigi me saame turuosaliste ootust seoses intressimääradega hinnata, siis keerulisem on hinnata keskpanga pressikonverensilt saadud sõnumit. Võib tekkida olukord, kus intressi on tõstetud rohkem, kui turg seda ootas, samas aga keskpanga sõnum eelkommunikatsioonis turuosalistele mõjus pigem positiivselt. Näiteks keskpank annab märku, et tegemist on viimase intressi tõusuga ja edaspidiselt võib intress üsna kiirelt langema hakata. EKP ajalugu on veel üpris lühike, kuhu on mahtunud mitu erakordset sündmust. Andmed on väga limiteeritud, intressimuutuseid on vähe olnud, lisaks on intressid pikalt nullis olnud. Need asjaolud muudavad tulemuste tõlgendamise keerulisemaks.

Tehtud järeldused võivad olla kallutatud, sest rahapoliitika elluviimiseks kasutatakse, lisaks MRO määradele, ka teisi instrumente. Nagu Haitsma, *et al.* (2016) oma uuringus näitasid, siis EKP teadaannetes omasid ebatavalised rahapoliitika meetmed märkimisväärsemat rolli, kui tavalised meetmed (baasintressimäärad). Siiski oli ka tavalistel meetmetel oma mõju aktsiaturule. Edaspidistes uuringutes võiks rohkem süvitsi EKP teadaande sisse vaadata ja uurida iga teadaannet eraldiseisvalt. Rahapoliitiliste otsuste mõju ei saa hinnata vaid baasintressimäära kasutades, soovituslik oleks vaadelda ja hinnata kõiki rahapoliitika instrumente. Käesolevas uuringus saavutati küll statistiline olulisus, kuid enamasti oli mudelite kirjeldusvõime kehva. Võttes eeskujuna Bomfirmi (2003) uuringust, võiks tulevikus vaadata päevasisesid (*intra-day*) andmeid, et veel rohkem välistada teiste uudiste mõju. VAR meetodit kasutades tuleks tulevikus lisada veel muutujaid, et uurida millises seoses on aktsiaturg ja rahapoliitika erinevate majandusindikaatoritega.

KOKKUVÕTE

Lisaks pikaagsele ajalooliselt madalatele baasintressmääradele Euroopas on maailma viimastel aastatel raputanud sündmused, nagu globaalne pandeemia või Venemaa sissetung Ukrainasse. See kõik viis 2022 aastal inflatsiooni ajalooliselt kõrgeimale tasemele, mille tõttu asus Euroopa Keskpank oma baasintressimäärasid tõstma ehk teisisõnu rahapoliitikat kitsendama. Baasintressimäär on intress, millega keskpank laenab ning hoiustab raha. Tegu on keskpanga rahapoliitika instrumendiga, millega püütakse juhtida tarbimist ja seeläbi inflatsiooni.

Aktsiahinnad mõjutavad majandust kogutarbimise kaudu, muutes majapidamiste finantsrikkust ja mõjutades ettevõtete investeeringuid läbi kapitalitõstmise võimekuse. Seega on aktsiaturu arengutel oma roll rahapoliitiliste otsuste tegemisel ning seetõttu on keskpankadel oluline jälgida ja hinnata rahapoliitika tagajärgi finantsturgudele. Samuti aitab rahapoliitika mõjust aru saamine turuosalisi efektiivse riskijuhtimise ja investeerimisotsuste tegemisel.

Käesoleva töö eesmärgiks on hinnata Euroopa Keskpanka (EKP) baasintressimäära muutuste mõju Euroopa aktsiaturule. Tulenevalt eesmärgist on töös käsitletavaks uurimisküsimuseks, millist mõju avaldab EKP otsus muuta intressimäärasid Euroopa aktsiaturgudele. Ning uurimisküsimusele vastuse saamiseks püstitatakse järgnev hüpoteesid:

H1: Baasintressimäära tõus viib aktsiahinnad langusesse.

H2: Ootamatute intressi muutuste mõju aktsiaturgudele on suurem, kui oodatavate muudatuste.

Töö eesmärgi saavutamiseks kasutati kahte erinevat meetodit. Esmalt viidi päevaste andmetega läbi sündmusuuring, kus sündmuseteks on valitud Euroopa Keskpanka rahapoliitika teadaanded. Turuosaliste ootusi hinnati 3-kuu Euribori futuuride abil ning Euroopa aktsiaturu reageeringute hindamiseks kasutatakse STOXX Euro 600 indeksi päevaseid tootlusi. Teiseks viidi kuiste andmetega läbi vektor autoregressioon (VAR), mille lõppeesmärk on leida Grangeri põhjuslikkus, hindamaks intressimuutuste mõju aktsiaturule ning *vice versa*.

Kuigi Euroopa Keskpangal on mitu erinevat baasintressimäära, siis käesolevas töös valiti keskpanga rahapoliitikat kirjeldavaks instrumendiks EKP *main refinancing operations rate*

(MRO). Antud baasintressimäär annab pangandussüsteemile suurema osa likviidsusest ning omab suurt mõju rahaturu intressidele. Lisaks on ka varasematas uuringutes just seda baasintressimäära kasutatud rahapoliitika hindamiseks.

Grangeri põhjuslikkuse test näitas, et nii MRO, kui STOXX Euro 600 indeks (STX600) on endogeensed muutujad. Töös näidati, et nii nagu aktsiaturg reageerib rahapoliitikale, siis samamoodi mõjutab aktsiaturu areng ka rahapoliitilisi otsuseid. Nii baasintressi, kui aktsiaturu tootluse tulevast väärtust on parem prognoosida teades mõlema muutuja ajaloolisi väärtusi. VAR mudel näitas antud töös Euroopa Keskpanga baasintressimäära nelja kuulise viitaajaga negatiivset suhet Euroopa aktsiaturu tootlusesse.

Sündmusuuringu peamised tulemused:

1. Vaadelda tuleb kõiki EKP teadaandeid, mitte ainult neid, kus MRO-d muudeti
2. Kõiki valimisse kuuluvaid teadaandeid hinnates, mõjutab MRO määra muutus STX600 tootlust positiivselt
3. Enne eelkommunikatsiooni ametlikku kasutusele võttu reageeris aktsiaturg intressimäära muutusele positiivselt
4. Peale eelkommunikatsiooni ametlikku kasutusele võttu reageerits aktsiaturg ootamatutele intressimäära muutustele negatiivselt. Oodatava baasintressimäära muutuse mõju antud perioodil ei tõestatud

Kuigi sündmusuuringu tulemused olid kahte perioodi võrreldes erinevad, siis peale eelkommunikatsiooni regressioonanalüüs omas paremat kirjeldusvõimet, lisaks on tegemist värskemate andmetega.

Kokkuvõtvalt tehti antud uuringu tulemustest järeldus, et EKP baasintressimäär omab aktsiaturule sõltuvalt turuosaliste ootustest negatiivset mõju. Tulemused numbritesse pannes, leiti käesolevas töös, et enne pandeemiat, kui EKP oleks ootamatult tõstnud baasintressimäära kümne baaspunkti võrra, oleks see indeksi samal päeval 3,1%-i langusesse viinud. Hinnates perioodi eelkommunikatsiooni rakendamisest 2023 novembrini, oleks turuosalisi üllatav kümne baaspunktiline tõus viinud Euroopa aktsiaturu 0,7%-i langusesse. Autor märgib, et saadud tulemused võivad olla kallutatud, sest rahapoliitika elluviimiseks kasutatakse, lisaks MRO määrale, ka teisi instrumente.

Rahapoliitika mõju paremaks mõistmiseks tuleks autori soovitusel edaspidistes uuringutes EKP teadannetesse rohkem süvitsi EKP sisse vaadata ja uurida iga teadaannet eraldiseisvalt. Rahapoliitiliste otsuste mõju ei saa hinnata vaid baasintressimäära kasutades, soovituslik oleks vaadelda kõiki rahapoliitika instrumente. Samuti võiks vaadelda päevasiseseid andmeid, et veel rohkem välistada muid tegureid. VAR meetodit kasutades tuleks tulevikus lisada veel muutujaid, et uurida millises seoses on aktsiaturg ja rahapoliitika erinevate majandusindikaatoritega.

Saadud tulemused ja tehtud järeldused võiksid anda tulevikus hea sisendi sarnaste uuringute läbiviimiseks. Rahapoliitika mõistmine ning selle mõjust aru saamine on samuti hea sisend investeerimisotsuste tegemisel ja rahapoliitika kujundajatele, et aru saada, kuidas rahapoliitika majandusse ja seejuures aktsiaturgu üle kandub.

SUMMARY

THE IMPACT OF CHANGES IN THE EUROPEAN CENTRAL BANKS INTEREST RATE ON THE STOCK MARKET

Erik Keedus

Events such as the global pandemic or Russia's invasion of Ukraine have shaken the world in recent years. In addition, European Central Bank kept base interest rates historically low for a long period of time. All this led to the highest level of inflation in eurozone history in 2022, due to which the European Central Bank tighten their monetary policy by raising its base interest rates. The base interest rate is the interest rate at which the central bank lends and deposits money, it is an instrument of the central bank's monetary policy toolbox to target inflation through consumption.

Stock prices affect the economy through aggregate consumption, changing the financial wealth of households and affecting corporate investment through the ability to raise capital. Therefore, stock market developments play a role in making monetary policy decisions, and therefore it is important for central banks to monitor and assess the consequences of monetary policy on financial markets. Also, understanding the impact of monetary policy helps market participants with investment decisions, also to manage risks more effectively.

The aim of this paper is to assess the impact of changes in the European Central Bank's base interest rate on the European stock market. Due to the objective, the research question addressed in the work is following: „What effect the European Central Bank's decision to change interest rates has on the European stock markets?“ In order to answer the research question, the following hypotheses are set up:

H1: An increase in the base interest rate leads to a decrease in stock prices.

H2: The impact of unexpected interest rate changes on stock markets is greater than expected changes.

The first part of the thesis focused on previously conducted relevant studies. While there is more research on the Federal Reserve, there is less research on the ECB's monetary policy and its impact on European stock markets. Main views of previously conducted studies showed that central banks base interest rates have a negative effect on the stock market. Most of the existing literature find that asset returns and volatilities only respond to the surprise component in monetary policy announcements there for stock markets are significantly more prone to react to an unexpected base rate change (e.g. Bernanke & Kuttner, 2005; Bohl *et al.*, 2008; Bouakez *et al.*, 2013).

Two different methods were used to achieve the objective of this paper. Firstly, an event study is carried out with daily data, where the monetary policy announcements of the European Central Bank are selected as events. Market participants' expectations are assessed using 3-month Euribor futures, and daily returns of the STOXX Euro 600 index are used to assess European stock market reactions. Secondly, a vector autoregression is performed with the monthly data, the ultimate goal of which is to find Granger causality in order to assess the impact of interest rate changes on the stock market and vice versa.

Regarding the event study, the data was separated to different time periods. For example, the periods before and after the introduction forward guidance were separated and compared. When those time periods were observed, opposite results are obtained. We found that before forward guidance the market reacted positively to base rate changes and after the introduction of forward guidance, the stock market only reacted to the unexpected base rate change. Also, the market reacted negatively to base rate change.

The study also evaluated the affect of base rate to the stock market using vector autoregression. The Granger causality test showed that both main refinancing operations rate and the STOXX Euro 600 index are endogenous variables. The finding of this paper showed that just as the stock market reacts to monetary policy, the development of the stock market also affects monetary policy decisions. It is better to forecast the future value of both the base rate and the stock market return by knowing the historical values of both variables. In this paper, the VAR model showed a negative relationship between the base interest rate of the European Central Bank with a four-month lag to the stock returns of the European market.

In summary, it was concluded from the results of this study that the European Central Bank's surprise base interest rate change has a negative effect on the stock market. Putting the results into

numbers, this paper found that after implementation of forward guidance and before the pandemic, if the ECB had suddenly raised the base interest rate by ten basis points, it would have caused the index to fall by 3,1% on the same day. Evaluating the period from the implementation of forward guidance until November 2023, a ten basis point surprise base rate increase would have led to a 0.7% decline in the European stock market. The author notes that the obtained results may be biased because, in addition to the MRO rate, other instruments are used to implement monetary policy.

In future studies, one could look more deeply into the ECB's announcement and study each announcement separately. The impact of monetary policy decisions cannot be assessed using only the base interest rate, it would be advisable to look at all monetary policy instruments. Intraday data could also be looked at to further rule out other factors. Using the VAR method, more variables should be added in the future to investigate the relationship between the stock market and monetary policy with various economic indicators.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Angeloni, I., & Ehrmann, M. (2003). Monetary transmission in the euro area: early evidence. *Economic Policy*, 18(37), 469-501.
- Basistha, A., & Kurov, A. (2008). Macroeconomic cycles and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking & Finance*, 32(12), 2606-2616.
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (June 2005. a.). What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? *The Journal of Finance*, 60(3), 1221-1257.
- Bohl, M. T., Siklos, P. L., & Sondermann, D. (2008). European Stock Markets and the ECB's Monetary Policy Surprises. *International Finance*, 11(2), 117-130.
- Bomfim, A. (2003). Pre-announcement effects, news effects, and volatility: Monetary policy and the stock market. *Journal of Banking & Finance*, 27, 133-151.
- Bouakez, H., Essid, B., & Normandin, M. (2013). Stock returns and monetary policy: Are there any ties? *Journal of Macroeconomics*, 36, 33-50.
- Chen, M.-H. (2010). Federal Reserve monetary policy and US hospitality stock returns. *Tourism Economics*, 16(4), 833-852.
- Chulia, H., Martens, M., & van Dijk, D. (2010). Asymmetric effects of federal funds target rate changes on S&P100 stock returns, volatilities and correlations. *Journal of Banking & Finance*, 34, 834-839.
- Crowder, W. (2006). The Interaction of Monetary Policy and Stock Returns. *The Journal of Financial Research*, 29(4), 523-535.
- D'Amico, S., & Farka, M. (2012). The Fed and the Stock Market: An Identification Based on Intraday Futures Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(1), 126-137.
- Eesti Pank. (29. 03. 2023. a.). *Eesti Pank*. Allikas: Rahapoliitika: <https://www.eestipank.ee/rahapoliitika>
- Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (February 2004. a.). Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(4), 720-737.
- Euroopa Keskpank. (25. 03. 2023. a.). *European Central Bank*. Allikas: Monetary Policy: <https://www.ecb.europa.eu/mopo/html/index.et.html>

- Farka, M. (2009). The effect of monetary policy shocks on stock prices accounting for endogeneity and omitted variable biases. *Review of Financial Economics*, 18, 47-55.
- Gertler, M., & Gilchrist, S. (1994). Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309-340.
- Gürkaynak, R., Sack, B., & Swanson, E. (2006). Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations. *FEDS Working paper*, 2006(4), 1k 1-36.
- Haitsma, R., Unalmis, D., & de Haan, J. (2016). The impact of the ECB's conventional and unconventional monetary policies on stock markets. *Journal of Macroeconomics*, 48, 101-116.
- Jansen, D., & Tsai, C.-L. (2010). Monetary policy and stock returns: Financing constraints and asymmetries in bull and bear markets. *Journal of Empirical Finance*(17), 981-990.
- Jubinski, D., & Tomljanovich, M. (2013). Do FOMC minutes matter to markets? An intraday analysis of FOMC minutes releases on individual equity volatility and returns. *Review of Financial Economics*, 22, 86-97.
- Kontonikas, A., & Kostakis, A. (2013). On monetary policy and stock market anomalies. *Journal of Business Finance & Accounting*, 7 & 8(40), 1009-1042.
- Kurov, A. (2010). Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking & Finance*, 34(1), 139-149.
- Kuttner, K. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of monetary Economics*, 47, 523-544.
- Lobo, B. (2002). Interest Rate Surprises and Stock Prices. *The Financial Review*, 37, 73-92.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer Science & Business Media.
- Mishkin, F. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.
- Möller, R., & Reichmann, D. (15. April 2021. a.). ECB language and stock returns – A textual analysis of ECB press conferences. *The Quarterly Review of Economics and Finance*(80), 590-604.
- Parle, C. (2022). The financial market impact of ECB monetary policy press conferences — A text based approach. *European Journal of Political Economy*, 1-28.
- Reeves, R., & Sawicki, M. (2007). Do financial markets react to Bank of England communication? *European Journal of Political Economy*(23), 207-227.
- Rigobon, R., & Sack, B. (2004). The Impact of Monetary Policy on Asset Prices. *Journal of Monetary Economics*, 51, 1553-1575.

- Rosa, C. (2009). Forecasting the direction of policy rate changes: The importance of ECB words . *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*, 38(1/2), 39-66.
- Ruiz, J. (2015). Response of Spanish stock market to ECB monetary policy during financial crisis. *The Spanish Review of Financial Economics*, 13(2), 41-47.
- Sellin, P. (2001). Monetary Policy and The Stock Market: Theory and Empirical Evidence. *Journal of Economic Surveys*, 15(4), 491-541.
- Swanson, E. (September 2021. a.). Measuring the effects of federal reserve forward guidance and asset purchases on financial markets. *Journal of Monetary Economics*(118), 32-53.
- Thorbecke, W. (1997). On Stock Market Returns and Monetary Policy. *The Journal of Finance*, 52(2), 635-654.
- Tsai, C.-L. (2014). The effects of monetary policy on stock returns: Financing constraints and “informative” and “uninformative” FOMC statements. *International Review of Economics and Finance*(29), 273-290.
- Vähämaa, S., & Äijö, J. (2011). The Fed's Policy Decisions and Implied Volatility. *The Journal of Futures Markets*, 31(10), 995-1009.
- Zervou, A., & Jansen, D. (2017). The time varying effect of monetary policy on stock returns. *Economics Letters*, 160, 54-58.

LISAD

Lisa 1. Sündmusuuringu regressioonmudelite aruanded

Mudeli 1.1. aruanne:

Model 1: OLS, using observations 1-48

Dependent variable: Indeksi_tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|
| const | -0.125392 | 0.274044 | -0.4576 | 0.6494 |
| MROmuutus | 0.0116359 | 0.00733096 | 1.587 | 0.1193 |
| Mean dependent var | -0.075697 | S.D. dependent var | | 1.916446 |
| Sum squared resid | 163.6569 | S.E. of regression | | 1.886202 |
| R-squared | 0.051924 | Adjusted R-squared | | 0.031313 |
| F(1, 46) | 2.519293 | P-value(F) | | 0.119312 |
| Log-likelihood | -97.54676 | Akaike criterion | | 199.0935 |
| Schwarz criterion | 202.8359 | Hannan-Quinn | | 200.5078 |

Mudeli 1.2. aruanne:

Model 2: OLS, using observations 1-48

Dependent variable: Indeksi_tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|
| const | -0.116746 | 0.277185 | -0.4212 | 0.6756 |
| Ootus | 0.0111651 | 0.00747378 | 1.494 | 0.1422 |
| Ootamatus | 0.0310705 | 0.0449492 | 0.6912 | 0.4930 |
| Mean dependent var | -0.075697 | S.D. dependent var | | 1.916446 |
| Sum squared resid | 162.9611 | S.E. of regression | | 1.902987 |
| R-squared | 0.055955 | Adjusted R-squared | | 0.013997 |
| F(2, 45) | 1.333597 | P-value(F) | | 0.273742 |
| Log-likelihood | -97.44450 | Akaike criterion | | 200.8890 |
| Schwarz criterion | 206.5026 | Hannan-Quinn | | 203.0104 |

Mudeli 2.1. aruanne:

Model 2: OLS, using observations 1-279
 Dependent variable: tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|----|
| const | 0.0596146 | 0.0665981 | 0.8951 | 0.3715 | |
| muutus | 0.0120577 | 0.00526888 | 2.288 | 0.0229 | ** |
| Mean dependent var | 0.074957 | S.D. dependent var | | 1.115160 | |
| Sum squared resid | 339.3008 | S.E. of regression | | 1.106758 | |
| R-squared | 0.018556 | Adjusted R-squared | | 0.015013 | |
| F(1, 277) | 5.237096 | P-value(F) | | 0.022863 | |
| Log-likelihood | -423.1805 | Akaike criterion | | 850.3611 | |
| Schwarz criterion | 857.6235 | Hannan-Quinn | | 853.2744 | |

Mudeli 2.2. aruanne:

Model 5: OLS, using observations 1-276
 Dependent variable: tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|----|
| const | 0.0521547 | 0.0657628 | 0.7931 | 0.4284 | |
| ootamatu | 0.0374969 | 0.0189586 | 1.978 | 0.0490 | ** |
| oodatud | 0.0100134 | 0.00497659 | 2.012 | 0.0452 | ** |
| Mean dependent var | 0.074150 | S.D. dependent var | | 1.092480 | |
| Sum squared resid | 319.9923 | S.E. of regression | | 1.082651 | |
| R-squared | 0.025055 | Adjusted R-squared | | 0.017912 | |
| F(2, 273) | 3.507886 | P-value(F) | | 0.031318 | |
| Log-likelihood | -412.0367 | Akaike criterion | | 830.0734 | |
| Schwarz criterion | 840.9346 | Hannan-Quinn | | 834.4318 | |

Mudeli 3.1. aruanne:

Model 9: OLS, using observations 1-261
Dependent variable: tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|----|
| const | 0.0503494 | 0.0824231 | 0.6109 | 0.5418 | |
| muutus | 0.0154969 | 0.00639734 | 2.422 | 0.0161 | ** |
| Mean dependent var | 0.035803 | S.D. dependent var | | 1.340421 | |
| Sum squared resid | 456.8003 | S.E. of regression | | 1.328047 | |
| R-squared | 0.022154 | Adjusted R-squared | | 0.018379 | |
| F(1, 259) | 5.867977 | P-value(F) | | 0.016105 | |
| Log-likelihood | -443.3872 | Akaike criterion | | 890.7744 | |
| Schwarz criterion | 897.9034 | Hannan-Quinn | | 893.6400 | |

Mudeli 3.2. aruanne:

2. Model 10: OLS, using observations 1-261
3. Dependent variable: tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|----|
| const | 0.0437669 | 0.0821453 | 0.5328 | 0.5946 | |
| ootamatu | 0.0533607 | 0.0218926 | 2.437 | 0.0155 | ** |
| oodatud | 0.0147829 | 0.00638175 | 2.316 | 0.0213 | ** |
| Mean dependent var | 0.035803 | S.D. dependent var | | 1.340421 | |
| Sum squared resid | 451.0868 | S.E. of regression | | 1.322270 | |
| R-squared | 0.034385 | Adjusted R-squared | | 0.026900 | |
| F(2, 258) | 4.593615 | P-value(F) | | 0.010958 | |
| Log-likelihood | -441.7446 | Akaike criterion | | 889.4893 | |
| Schwarz criterion | 900.1828 | Hannan-Quinn | | 893.7877 | |

Mudeli 4.1. aruanne:

2. Model 12: OLS, using observations 203-261 (n = 59)
3. Dependent variable: tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|--|
| const | 0.223772 | 0.137440 | 1.628 | 0.1090 | |
| muutus | -0.00624378 | 0.0367545 | -0.1699 | 0.8657 | |
| Mean dependent var | 0.228534 | S.D. dependent var | | 1.024812 | |
| Sum squared resid | 60.88308 | S.E. of regression | | 1.033501 | |
| R-squared | 0.000506 | Adjusted R-squared | | -0.017029 | |
| F(1, 57) | 0.028858 | P-value(F) | | 0.865708 | |
| Log-likelihood | -84.64420 | Akaike criterion | | 173.2884 | |
| Schwarz criterion | 177.4435 | Hannan-Quinn | | 174.9104 | |

Mudeli 4.2. aruanne:

2. Model 11: OLS, using observations 203-261 (n = 59)

3. Dependent variable: tootlus

4.

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|----------|--------------------|-------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 0.240696 | 0.114006 | 2.111 | 0.0392 | ** |
| ootamatu | -0.309172 | 0.0658717 | -4.694 | <0.0001 | *** |
| oodatud | 0.0476641 | 0.0321986 | 1.480 | 0.1444 | |

5.

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|----------|
| Mean dependent var | 0.228534 | S.D. dependent var | 1.024812 |
| Sum squared resid | 41.12325 | S.E. of regression | 0.856939 |
| R-squared | 0.324895 | Adjusted R-squared | 0.300785 |
| F(2, 56) | 13.47506 | P-value(F) | 0.000017 |
| Log-likelihood | -73.06894 | Akaike criterion | 152.1379 |
| Schwarz criterion | 158.3705 | Hannan-Quinn | 154.5708 |

Mudeli 5.1. aruanne:

2. Model 13: OLS, using observations 203-291 (n = 89)

3. Dependent variable: tootlus

4.

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> |
|--------|--------------------|-------------------|----------------|----------------|
| const | -0.0378257 | 0.185029 | -0.2044 | 0.8385 |
| muutus | 0.00389849 | 0.0111349 | 0.3501 | 0.7271 |

5.

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|-----------|
| Mean dependent var | -0.020085 | S.D. dependent var | 1.670442 |
| Sum squared resid | 245.2075 | S.E. of regression | 1.678832 |
| R-squared | 0.001407 | Adjusted R-squared | -0.010071 |
| F(1, 87) | 0.122579 | P-value(F) | 0.727100 |
| Log-likelihood | -171.3849 | Akaike criterion | 346.7698 |
| Schwarz criterion | 351.7470 | Hannan-Quinn | 348.7760 |

Mudeli 5.2. aruanne:

Model 14: OLS, using observations 203-291 (n = 89)

Dependent variable: tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|----------|--------------------|-------------------|----------------|----------------|----|
| const | -0.0608457 | 0.180119 | -0.3378 | 0.7363 | |
| ootamatu | -0.145958 | 0.0618471 | -2.360 | 0.0205 | ** |
| oodatud | 0.00972601 | 0.0110808 | 0.8777 | 0.3825 | |

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|----------|
| Mean dependent var | -0.020085 | S.D. dependent var | 1.670442 |
| Sum squared resid | 229.0750 | S.E. of regression | 1.632073 |
| R-squared | 0.067106 | Adjusted R-squared | 0.045411 |
| F(2, 86) | 3.093119 | P-value(F) | 0.050442 |
| Log-likelihood | -168.3564 | Akaike criterion | 342.7128 |
| Schwarz criterion | 350.1787 | Hannan-Quinn | 345.7221 |

Mudel 6.1. aruanne:

Model 20: OLS, using observations 1-202
 Dependent variable: tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|----|
| const | -0.00480434 | 0.0988329 | -0.04861 | 0.9613 | |
| muutus | 0.0158430 | 0.00681370 | 2.325 | 0.0211 | ** |
| Mean dependent var | -0.020490 | S.D. dependent var | | 1.416681 | |
| Sum squared resid | 392.7863 | S.E. of regression | | 1.401403 | |
| R-squared | 0.026320 | Adjusted R-squared | | 0.021452 | |
| F(1, 200) | 5.406393 | P-value(F) | | 0.021066 | |
| Log-likelihood | -353.7904 | Akaike criterion | | 711.5808 | |
| Schwarz criterion | 718.1973 | Hannan-Quinn | | 714.2578 | |

Mudel 6.2. aruanne:

Model 18: OLS, using observations 1-202
 Dependent variable: tootlus

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | -0.0181341 | 0.0977120 | -0.1856 | 0.8530 | |
| ootamatu | 0.0719476 | 0.0234658 | 3.066 | 0.0025 | *** |
| oodatud | 0.0149249 | 0.00673640 | 2.216 | 0.0279 | ** |
| Mean dependent var | -0.020490 | S.D. dependent var | | 1.416681 | |
| Sum squared resid | 380.8661 | S.E. of regression | | 1.383438 | |
| R-squared | 0.055869 | Adjusted R-squared | | 0.046381 | |
| F(2, 199) | 5.887966 | P-value(F) | | 0.003279 | |
| Log-likelihood | -350.6778 | Akaike criterion | | 707.3556 | |
| Schwarz criterion | 717.2804 | Hannan-Quinn | | 711.3712 | |

Lisa 2. VAR mudelite aruanded

Lisa 2.1. VAR mudel perioodil 03.1999 kuni 09.2023

Optimaalsete viitaegade määramine:

VAR system, maximum lag order 12

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

| lags | loglik | p(LR) | AIC | BIC | HQC |
|------|------------|---------|-----------|-----------|-----------|
| 1 | -722.11948 | | 5.149784 | 5.201442 | 5.170499 |
| 2 | -675.25291 | 0.00000 | 4.845765 | 4.949082 | 4.887196 |
| 3 | -656.99320 | 0.00000 | 4.744633 | 4.899607* | 4.806779 |
| 4 | -649.95767 | 0.00707 | 4.723104 | 4.929737 | 4.805966* |
| 5 | -646.60299 | 0.15207 | 4.727681 | 4.985972 | 4.831258 |
| 6 | -641.00954 | 0.02454 | 4.716380 | 5.026329 | 4.840673 |
| 7 | -633.59137 | 0.00505 | 4.692137* | 5.053745 | 4.837146 |
| 8 | -631.38388 | 0.35275 | 4.704850 | 5.118116 | 4.870574 |
| 9 | -629.39508 | 0.40904 | 4.719114 | 5.184038 | 4.905554 |
| 10 | -627.89627 | 0.55822 | 4.736853 | 5.253436 | 4.944008 |
| 11 | -627.37362 | 0.90285 | 4.761515 | 5.329756 | 4.989386 |
| 12 | -623.35059 | 0.08991 | 4.761352 | 5.381251 | 5.009938 |

VAR mudeli aruanne:

VAR system, lag order 7
 OLS estimates, observations 1999:11-2023:09 (T = 287)
 Log-likelihood = -654.72863
 Determinant of covariance matrix = 0.32851088
 AIC = 4.7577
 BIC = 5.1147
 HQC = 4.9008
 Portmanteau test: LB(48) = 122.778, df = 164 [0.9931]

Equation 1: d_RETURN

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| d_RETURN_1 | -0.836109 | 0.0596525 | -14.02 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_2 | -0.785197 | 0.0757239 | -10.37 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_3 | -0.615760 | 0.0857637 | -7.180 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_4 | -0.495247 | 0.0893021 | -5.546 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_5 | -0.411940 | 0.0864744 | -4.764 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_6 | -0.322588 | 0.0764317 | -4.221 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_7 | -0.191247 | 0.0602086 | -3.176 | 0.0017 | *** |
| d_MRO_1 | 1.40602 | 2.10657 | 0.6674 | 0.5051 | |
| d_MRO_2 | -1.59956 | 2.12950 | -0.7511 | 0.4532 | |
| d_MRO_3 | -0.855472 | 2.24551 | -0.3810 | 0.7035 | |
| d_MRO_4 | -3.38290 | 2.29396 | -1.475 | 0.1414 | |
| d_MRO_5 | -3.79739 | 2.25717 | -1.682 | 0.0936 | * |
| d_MRO_6 | 0.274453 | 2.15242 | 0.1275 | 0.8986 | |
| d_MRO_7 | -0.323630 | 2.07893 | -0.1557 | 0.8764 | |
| Mean dependent var | -0.021104 | S.D. dependent var | | 5.985456 | |
| Sum squared resid | 5782.369 | S.E. of regression | | 4.602265 | |
| R-squared | 0.435661 | Adjusted R-squared | | 0.408788 | |
| F(14, 273) | 15.05371 | P-value(F) | | 9.21e-27 | |
| rho | -0.020580 | Durbin-Watson | | 2.035268 | |

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_RETURN F(7, 273) = 29.207 [0.0000]
 All lags of d_MRO F(7, 273) = 2 [0.0553]
 All vars, lag 7 F(2, 273) = 5.1183 [0.0066]

Equation 2: d_MRO

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|------------|--------------------|-------------------|----------------|----------------|-----|
| d_RETURN_1 | -0.00139907 | 0.00171179 | -0.8173 | 0.4145 | |
| d_RETURN_2 | 0.000719322 | 0.00217297 | 0.3310 | 0.7409 | |
| d_RETURN_3 | 0.00629934 | 0.00246107 | 2.560 | 0.0110 | ** |
| d_RETURN_4 | 0.00569975 | 0.00256261 | 2.224 | 0.0270 | ** |
| d_RETURN_5 | 0.00418733 | 0.00248147 | 1.687 | 0.0927 | * |
| d_RETURN_6 | 0.00435085 | 0.00219328 | 1.984 | 0.0483 | ** |
| d_RETURN_7 | 0.00353512 | 0.00172774 | 2.046 | 0.0417 | ** |
| d_MRO_1 | 0.134095 | 0.0604500 | 2.218 | 0.0274 | ** |
| d_MRO_2 | 0.324344 | 0.0611081 | 5.308 | <0.0001 | *** |
| d_MRO_3 | 0.224992 | 0.0644371 | 3.492 | 0.0006 | *** |
| d_MRO_4 | -0.0368824 | 0.0658274 | -0.5603 | 0.5757 | |
| d_MRO_5 | 0.0593990 | 0.0647717 | 0.9171 | 0.3599 | |
| d_MRO_6 | 0.0357870 | 0.0617659 | 0.5794 | 0.5628 | |
| d_MRO_7 | -0.0279404 | 0.0596568 | -0.4684 | 0.6399 | |

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|----------|
| Mean dependent var | 0.006969 | S.D. dependent var | 0.157239 |
| Sum squared resid | 4.761541 | S.E. of regression | 0.132066 |
| R-squared | 0.327941 | Adjusted R-squared | 0.295938 |
| F(14, 273) | 9.515294 | P-value(F) | 3.94e-17 |
| rho | -0.000948 | Durbin-Watson | 1.946721 |

F-tests of zero restrictions:

| | |
|----------------------|-----------------------------|
| All lags of d_RETURN | F(7, 273) = 2.4891 [0.0171] |
| All lags of d_MRO | F(7, 273) = 16.811 [0.0000] |
| All vars, lag 7 | F(2, 273) = 2.1454 [0.1190] |

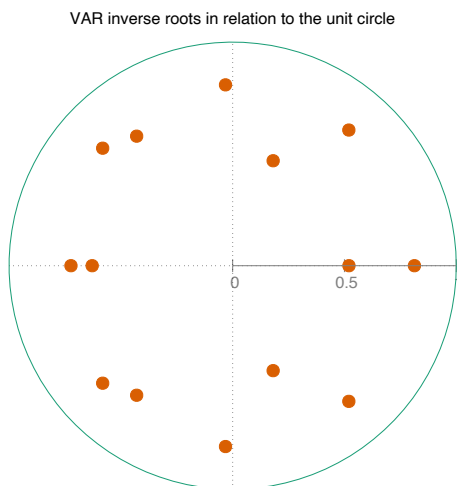
For the system as a whole

Null hypothesis: the longest lag is 6

Alternative hypothesis: the longest lag is 7

Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 16.8384 [0.0021]

VAR mudeli stabiilsuse test :



Normaaljaotuse test:

Residual correlation matrix, C (2 x 2)

| | |
|---------|---------|
| 1.0000 | 0.13119 |
| 0.13119 | 1.0000 |

Eigenvalues of C

| |
|----------|
| 0.868809 |
| 1.13119 |

Doornik-Hansen test

Chi-square(4) = 192.821 [0.0000]

Lisa 2.2. VAR mudel perioodil 03.1999 kuni 02.2020

Optimaalne viitaegade arv:

VAR system, maximum lag order 12

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

| lags | loglik | p(LR) | AIC | BIC | HQC |
|------|------------|---------|-----------|-----------|-----------|
| 1 | -570.32030 | | 4.806028 | 4.864211 | 4.829474 |
| 2 | -535.34944 | 0.00000 | 4.546857 | 4.663224 | 4.593750 |
| 3 | -521.33518 | 0.00001 | 4.463056 | 4.637606* | 4.533395 |
| 4 | -512.55839 | 0.00151 | 4.423083 | 4.655817 | 4.516868 |
| 5 | -507.73765 | 0.04692 | 4.416215 | 4.707132 | 4.533446 |
| 6 | -499.96770 | 0.00370 | 4.384667 | 4.733768 | 4.525345 |
| 7 | -487.88187 | 0.00007 | 4.317003 | 4.724287 | 4.481127* |
| 8 | -483.53512 | 0.06923 | 4.314101* | 4.779569 | 4.501672 |
| 9 | -480.70046 | 0.22524 | 4.323853 | 4.847505 | 4.534870 |
| 10 | -477.46798 | 0.16701 | 4.330276 | 4.912111 | 4.564739 |
| 11 | -476.88621 | 0.88406 | 4.358880 | 4.998899 | 4.616790 |
| 12 | -472.47679 | 0.06579 | 4.355454 | 5.053656 | 4.636810 |

VAR mudeli aruanne:

VAR system, lag order 7
 OLS estimates, observations 1999:11-2020:02 (T = 244)
 Log-likelihood = -512.56563
 Determinant of covariance matrix = 0.22891684
 AIC = 4.4309
 BIC = 4.8322
 HQC = 4.5925
 Portmanteau test: LB(48) = 156.454, df = 164 [0.6503]

Equation 1: d_MRO

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|------------|--------------------|-------------------|----------------|----------------|-----|
| d_MRO_1 | 0.160327 | 0.0657751 | 2.437 | 0.0155 | ** |
| d_MRO_2 | 0.313817 | 0.0660418 | 4.752 | <0.0001 | *** |
| d_MRO_3 | 0.143913 | 0.0687509 | 2.093 | 0.0374 | ** |
| d_MRO_4 | 0.0285305 | 0.0694515 | 0.4108 | 0.6816 | |
| d_MRO_5 | -0.0248370 | 0.0697414 | -0.3561 | 0.7221 | |
| d_MRO_6 | 0.0782340 | 0.0649451 | 1.205 | 0.2296 | |
| d_MRO_7 | -0.00881218 | 0.0614055 | -0.1435 | 0.8860 | |
| d_RETURN_1 | -0.00081629 | 0.00176743 | -0.4619 | 0.6446 | |
| | 2 | | | | |
| d_RETURN_2 | 0.000737437 | 0.00224137 | 0.3290 | 0.7424 | |
| d_RETURN_3 | 0.00779333 | 0.00254934 | 3.057 | 0.0025 | *** |
| d_RETURN_4 | 0.00654015 | 0.00267779 | 2.442 | 0.0153 | ** |
| d_RETURN_5 | 0.00437275 | 0.00256475 | 1.705 | 0.0896 | * |
| d_RETURN_6 | 0.00684271 | 0.00226949 | 3.015 | 0.0029 | *** |
| d_RETURN_7 | 0.00372336 | 0.00180485 | 2.063 | 0.0402 | ** |

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|----------|
| Mean dependent var | -0.010246 | S.D. dependent var | 0.138843 |
| Sum squared resid | 3.243565 | S.E. of regression | 0.118754 |
| R-squared | 0.311345 | Adjusted R-squared | 0.272421 |
| F(14, 230) | 7.427455 | P-value(F) | 9.25e-13 |
| rho | -0.004299 | Durbin-Watson | 1.925032 |

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_MRO F(7, 230) = 11.325 [0.0000]
 All lags of d_RETURN F(7, 230) = 3.647 [0.0009]
 All vars, lag 7 F(2, 230) = 2.135 [0.1206]

Equation 2: d_RETURN

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|------------|--------------------|-------------------|----------------|----------------|-----|
| d_MRO_1 | -0.127859 | 2.39794 | -0.05332 | 0.9575 | |
| d_MRO_2 | -2.29517 | 2.40766 | -0.9533 | 0.3415 | |
| d_MRO_3 | -1.48590 | 2.50642 | -0.5928 | 0.5539 | |
| d_MRO_4 | -6.79142 | 2.53196 | -2.682 | 0.0078 | *** |
| d_MRO_5 | -4.17099 | 2.54253 | -1.640 | 0.1023 | |
| d_MRO_6 | -0.178410 | 2.36768 | -0.07535 | 0.9400 | |
| d_MRO_7 | -0.150496 | 2.23864 | -0.06723 | 0.9465 | |
| d_RETURN_1 | -0.836633 | 0.0644343 | -12.98 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_2 | -0.811501 | 0.0817126 | -9.931 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_3 | -0.681253 | 0.0929403 | -7.330 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_4 | -0.562563 | 0.0976230 | -5.763 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_5 | -0.471878 | 0.0935019 | -5.047 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_6 | -0.366589 | 0.0827378 | -4.431 | <0.0001 | *** |
| d_RETURN_7 | -0.280110 | 0.0657988 | -4.257 | <0.0001 | *** |

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|----------|
| Mean dependent var | -0.054201 | S.D. dependent var | 5.697184 |
| Sum squared resid | 4310.965 | S.E. of regression | 4.329356 |
| R-squared | 0.453477 | Adjusted R-squared | 0.422587 |
| F(14, 230) | 13.63160 | P-value(F) | 2.38e-23 |
| rho | -0.037136 | Durbin-Watson | 2.038558 |

F-tests of zero restrictions:

| | |
|----------------------|-----------------------------|
| All lags of d_MRO | F(7, 230) = 3.7824 [0.0007] |
| All lags of d_RETURN | F(7, 230) = 25.689 [0.0000] |
| All vars, lag 7 | F(2, 230) = 9.0683 [0.0002] |

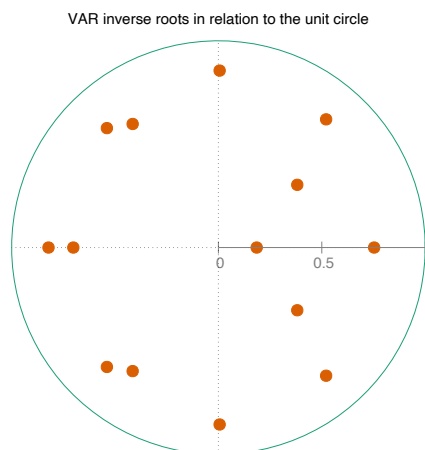
For the system as a whole

Null hypothesis: the longest lag is 6

Alternative hypothesis: the longest lag is 7

Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 25.9931 [0.0000]

Mudeli stabiilsuse test:



Normaaljaotuse test:

Residual correlation matrix, C (2 x 2)

| | |
|---------|---------|
| 1.0000 | 0.15914 |
| 0.15914 | 1.0000 |

Eigenvalues of C

| |
|----------|
| 0.840865 |
| 1.15914 |

Doornik-Hansen test

Chi-square(4) = 134.49 [0.0000]

Lisa 3. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Erik Keedus

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

EUROOPA KESKPANGA BAASINTRESSIMÄÄRA MUUTUSTE MÕJU AKTSIATURULE,

mille juhendaja on Tõnn Talpsepp,

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.

Jah

03.01.2024

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