

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL  
Majandusteaduskond  
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Getlin Meetua

**RAHAPOLIITIKA MÕJU KINNISVARAHINDADELE  
HOLLANDI JA ITAALIA NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 8756 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Getlin Meetua .....

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 194153TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: gmeetua@gmail.com

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

## SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	4
SISSEJUHATUS .....	5
1. TEOREETILISED ALUSED JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD.....	8
1.1. Rahapoliitika olemus .....	8
1.2. Kinnisvara ja kinnisvaraturg.....	11
1.3. Ülevaade varasematest empiirilistest uurimustest .....	13
2. KASUTATAVAD ANDMED JA METOODIKA .....	16
2.1. Mudelisse kaasatud muutujad ja andmed .....	16
2.2. Analüüsimetodid .....	24
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS .....	27
3.1. Aegridade korrigeerimine .....	27
3.2. Korrelatsioonanalüüs .....	29
3.3. Regressioonanalüüs .....	30
3.3.1. Holland .....	31
3.3.2. Itaalia .....	33
3.4. Empiirilise analüüsi tulemused ja järeldused .....	34
KOKKUVÕTE .....	38
SUMMARY.....	40
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	43
LISAD .....	47
Lisa 1. Hollandi ja Itaalia algandmed .....	47
Lisa 2. Hollandi korrelatsioonikordajate p-väärtused ja statistilised olulisused .....	51
Lisa 3. Itaalia korrelatsioonikordajate p-väärtused ja statistilised olulisused .....	52
Lisa 4. Hollandi lõplik mudel .....	53
Lisa 5. Itaalia lõplik mudel .....	54
Lisa 6. Lihtlitsents .....	55

## LÜHIKOKKUVÕTE

Käesolev bakalaureusetöö uurib, kuidas mõjutab rahapoliitika kinnisvarahindasid Hollandis ja Itaalias perioodil 2004. aasta IV kvartal kuni 2021. aasta III kvartal. Töö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kui suurel määral mõjutab rahapoliitika kinnisvarahindasid Hollandi ja Itaalia näitel.

Töö eesmärgi täitmiseks on püstitatud järgmised uurimisküsimused:

- Kas Hollandis ja Itaalias esineb rahapoliitika ja kinnisvarahindade vaheline seos?
- Millised mudelisse kaasatavad muutujad mõjutavad kinnisvarahindu enim?
- Kas Hollandi ja Itaalia vahel on erinevusi rahapoliitika mõju osas kinnisvarahindadele?

Empiirilises analüüsis kasutatakse rahapoliitika mõju hindamiseks kinnisvarahindadele sekundaarseid andmeid majandusteadlase Jing Cynthia Wu kodulehelt, OECD ja BIS andmebaasidest. Analüüsimisel kasutab autor tabelitöötlusprogrammi *Microsoft Excel* ja vabavarana kättesaadavat ökonomeetriapaketti *Gretl*. Analüüsi sõltuvaks muutujaks on võetud reaalsed kinnisvarahinnad ning neljaks sõltumatuks muutujaks reaalne SKP kasvumäär, variintressimäär, töötuse määr ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär.

Empiirilise analüüsi käigus leiti, et Hollandi puhul mõjutab reaalseid kinnisvarahindu vaid variintressimäär. Itaalia regressioonmudeli tulemusena selgus, et reaalseid kinnisvarahindu mõjutavad variintressimäär, töötuse määr ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Statistiliselt olulist mõju ei suudetud kummagi mudeli puhul tõestada reaalse SKP kasvumäära puhul. Korrelatsioonanalüüsi tulemusel leiti, et Hollandis esines tugevaim korrelatsioon reaalse kinnisvarahindadel variintressimääraga ning Itaalias töötuse määraga.

Võtmesõnad: rahapoliitika, kinnisvarahinnad, variintressimäär, Holland, Itaalia

## SISSEJUHATUS

Eluase on enamike leibkondade suurimaks varaks ja varad, mille väärtus on seotud elamukinnisvaraga, on finantsvahendajate portfelli oluliseks komponendiks ning seetõttu ka olulised majanduse jaoks. Kuna kinnisvara ostmine nõuab üldjuhul välist rahastamist, mängivad eluaseme hindade dünaamika kujundamisel suurt rolli hüpoteeklaen ja selle kättesaadavaks tegemise tingimused. (Tsatsaronis, Zhu 2004) Kui näiteks eluasemehinnad tõusevad, siis tõuseb ka laenutagatise väärtus. Seetõttu on näiteks finantsasutustel võimalus laenata inimestele, kellele nad varem ei laenanud, mis tähendab, et eluasemehindade tõus võib kaasa tuua laenupakkumise suurenemise. (Demary 2009) Seega näib, et kinnisvarahindade käitumine ei mõjuta mitte ainult majandustsükli dünaamikat, vaid ka finantsüsteemi toimimist, kuna see mõjutab finantsasutuste kasumlikkust ja usaldusväarsust (Tsatsaronis, Zhu 2004).

Rahapoliitika on turumajanduses üks kahest peamisest viisist (teine on fiskaalpoliitika), mille abil valitsusasutused saavad mõjutada üldise majandustegevuse tempot ja suunda, mis hõlmab kogutoodangu ja tööhõive taset, ning ka üldist intressimäära, mille juures hinnad tõusevad ja langevad. Rahapoliitika peamised eesmärgid on tavaliselt olnud riigi üldise hinnataseme stabiilsuse säilitamine – st inflatsiooni kontrolli all hoidmine – ning see mõjutab pankade laenuintressimäärasid. (Friedman 2000) Keskpank mõjutab kaudselt hüpoteeklaenude intressimäärasid, rakendades rahapoliitikat, mis mõjutab krediidi hinda. Kui soovitakse majandust turgutada, rakendab keskpank poliitikat, mis aitab hoida hüpoteeklaenude intressimäärasid madalal ja seega muutub hüpoteegi võtmine tavaliselt odavamaks. Kui aga soovitakse rahapoliitikat karmistada, st kasutatakse kitsendavat rahapoliitikat, põhjustab see tavaliselt hüpoteeklaenuvõtjate kõrgemaid intressimäärasid. (Amadeo 2022) Euribor on intressimäär, millega paljud Euroopa pangad annavad üksteisele lühiajalisi laene. Pangad, kes laenavad raha teistelt pankadelt, saavad kasutada neid vahendeid teistele osapooltele laenu andmiseks. Paljudes Euroopa riikides järgib lühiajalise laenu või hüpoteegi intressimäär (lühiajaline fikseeritud intressiperiood) Euribori määra. (Euribor rates 2022)

Võttes arvesse antud käitumist, on tulevaste eluasemehindade šokkide ärahoidmiseks ja finantsstabiilsuse säilitamiseks oluline mõista eluasemehindade kõikumise seost rahapoliitikaga (Štirba 2019).

Käesoleva lõputöö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kui suurel määral mõjutab rahapoliitika kinnisvarahindasid Hollandi ja Itaalia näitel. Majapidamiste osalus hüpoteeklaenuturul on analüüsitavates euroala riikides väga heterogeenne. Itaalias on madalaim hüpoteeklaenudega leibkondade osakaal (12%), Hollandis aga 35–40%. (European Central Bank 2009) Rahvusvahelise Valuutafondi andmetel näivad Hollandi hüpoteeklaenuturud kõige arenenumad, kus hüpoteeklaenulepingute standardpikkus umbes 30 aastat ning laenu ja väärtuse suhe (LTV) ligi 80%. Seevastu Itaalia hüpoteegiturud näivad olevat vähem arenenud, kuna tüüpiline LTV suhtarv jääb 50% juurde ning hüpoteeklaenulepingute pikkus on poole lühem, 15 aastat. (International Monetary Fund 2008) Seetõttu püütakse antud lõputöös analüüsida ja hinnata, kas samal rahasüsteemi alal on eluasemehindade reageerimisel rahapoliitilistele muutustele riikidevahelisi erinevusi.

Lõputöö käigus soovitakse leida vastused järgmistele uurimisküsimustele:

- Kas Hollandis ja Itaalias esineb rahapoliitika ja kinnisvarahindade vaheline seos?
- Millised mudelisse kaasatavad muutujad mõjutavad kinnisvarahindu enim?
- Kas Hollandi ja Itaalia vahel on erinevusi rahapoliitika mõju osas kinnisvarahindadele?

Töö eesmärgi täitmiseks on püstitatud järgmised uurimisülesanded:

- uurida teemakohast erialast kirjandust ja varasemaid empiirilisi uuringuid;
- anda ülevaade nii rahapoliitika olemusest kui ka kinnisvarahindadest ja varasematest empiirilistest uuringutest töö teemal;
- viia läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüs ning tuua välja analüüsitud tulemused ja töö järeldused.

Töö empiirilises analüüsis kasutatakse rahapoliitika mõju hindamiseks kinnisvarahindadele sekundaarseid andmeid avalikest andmebaasidest. Analüüsitakse makroandmeid, mis on esitatud aegridadena. Mudeli sõltuvaks muutujaks on reaalsed kinnisvarahinnad (indeks, 2010=100), mis on võetud *Bank for International Settlements* (BIS) andmebaasist. Kuna antud uurimistö ei erista tavapärasest ja tavapärasest rahapoliitikat, siis on üheks sõltumatuks muutujaks võetud variintressimäär, mille andmed on leitud majandusteadlase Jing Cynthia Wu kodulehelt. Tegemist

on veel vähekasutatava näitajaga, mistõttu ei ole enamike riikide variintressimäära kohta avalikke andmeid. Kuna nii Holland kui ka Itaalia kuuluvad euroala riikide hulka (European Commission 2022), kasutatakse käesolevas töös mõlema riigi puhul euroala variintressimäära. Teisteks sõltumatuteks muutujateks on varasematele empiiriliste uuringutele toetudes võetud reaalne SKP kasvumäär, töötuse määr ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Eelnevalt mainitud andmed on saadud OECD andmebaasist. Perioodiks on kvartaalsed andmed alates 2004. aasta IV kvartalist kuni 2021. aasta III kvartalini vastavalt andmete kättesaadavusele.

Antud töös viib autor läbi esmalt korrelatsioonanalüüsi, mis võimaldab välja selgitada muutujate omavahelise seose olemasolu kummagi riigi puhul. Seejärel kasutatakse Hollandi ja Itaalia mudelite hindamiseks harilikku vähimruutude meetodit (OLS – *Ordinary Least Square*), mille põhjal on võimalik luua regressioonimudelid. Analüüsimisel kasutab autor tabelitöötlusprogrammi *Microsoft Excel* ja vabavarana kättesaadavat ökonomeetriapaketti *Gretl*.

Käesolev lõputöö on jagatud kolmeks peatükiks. Esimene peatükk annab ülevaate rahapoliitikast, kinnisvarast ja kinnisvaraturust ning seejärel uuritakse varasemaid empiirilisi uuringuid. Teine peatükk keskendub töös kasutatud andmete ja meetodite selgitamisele. Viimane peatükk annab ülevaate läbi viidud korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi tulemusest, mida võrreldakse esimeses peatükis uuritud varasemate empiiriliste uuringute tulemustega. Samuti leitakse vastused töö algul püstitatud uurimisküsimustele ja tuuakse välja töö järeldused.

# 1. TEOREETILISED ALUSED JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD

Antud peatükk käsitleb rahapoliitikat, tuues välja tavapärase (*conventional*) ja tavapäratu (*unconventional*) rahapoliitika erinevused ning kuidas on rahapoliitika ja kinnisvarahinnad omavahel seotud. Samuti annab käesolev peatükk ülevaate kinnisvarast ja kinnisvaraturust. Peatüki lõpus uuritakse lähemalt, millistele järeldustele on varasemad autorid oma empiirilistes uurimustes jõudnud rahapoliitika ja kinnisvarahindade seose osas.

## 1.1. Rahapoliitika olemus

Rahapoliitika on keskpanga poolt kehtestatud makromajanduspoliitika. See hõlmab rahapakkumise ja intressimäärade juhtimist, mida riigi valitsus kasutab makromajanduslike eesmärkide saavutamiseks, nagu näiteks inflatsioon, tarbimine, majanduse kasv ja likviidsus. (The Economic Times 2021) Need poliitikad saavutatakse mitmesuguste mehhanismide kaudu, sealhulgas intressimäärade korrigeerimine, avaturu operatsioonid, reservinõuete muutmine, valitsuse väärtpaberite ost või müük ning ringluses oleva sularaha koguse muutmine. Antud poliitikad töötab välja keskpank või sarnane reguleeriv üksus. (Monetary policy ... 2022)

Laias laastus saab keskpanga reageerimisi liigitada kaheks: tavapärased (*conventional*) ja tavapäratud (*unconventional*) rahapoliitikameetmed. Tavapärase rahapoliitika toimib peamiselt nii, et pankadevahelisel rahaturul seatakse üleööintressimäärade eesmärk ning seejärel kohandatakse sellega keskpanga rahapakkumist. Tavapärastel aegadel ei tegele keskpank erasektorile või valitsusele otselaenu andmisega ega ka valitsuse võlakirjadega. Keskpank korraldab rahaturgude likviidsustingimusi, juhtides baasintressimäärade taset ning seeläbi järgib oma peamist eesmärki – säilitada pikas perspektiivis hinnastabiilsus. See on osutunud usaldusväärseks viisiks olla majanduse rahaliseks stiimuliks languste ajal, inflatsioonisurve ohjeldamiseks tõusude ajal ja rahaturgude toimimise tagamiseks. (Smaghi 2009) Kui aga tavapäraste rahapoliitiliste stiimulite võimalused on ammendunud, pöörduvad keskpangad ebatavalisete meetmete poole (Bowdler, Radia 2012).



Rahapoliitikat on alates finantskriisist ja suurest majanduslangusest piiranud nominaalse intressimäära alampiir. Keskpangurid on katsetanud mitmesuguseid ebatavalisi poliitikavahendeid, et kompenseerida oma suutmatust intressimäärasid veelgi vähendada ning vältida 1929. aasta suure depressiooniga sarnast kokkuvarisemist. (Sheedy 2017) Üldiselt on ebatavalised poliitikad sellised, mis on otseselt suunatud pankade, eraisikute ja mittefinantsettevõtete välisrahastamise kuludele ja nende kättesaadavusele. Need rahastamisallikad võivad olla keskpanga likviidsus, laenu, fikseeritud tulumääraga väärtpaberid või aktsiad. (Smaghi 2009) Eelmainitud meetodeid kasutatakse selleks, et aidata finantssektoril korralikult toimida, isoleerida reaalmajandust finantskriisi mõjude eest ja säilitada pikemas perspektiivis hindade stabiilsus. Majanduslanguse ajal lükkab keskpank reaalintressimäära alla nulli, et soodustada laenuandmist ja laenuvõtmist, mis suurendab investeringuid ja lõpuks ka toodangut. Sellel otsusel võib olla negatiivne mõju majandusele, vajades muu hulgas ebakonventsionaalset rahapoliitikat. Kolm kõige laialdasemat kasutatavat mittekonventsionaalset meetodit on eelkommunikatsioon (*forward guidance*), krediidi leevendamine (*credit easing*) ja kvantitatiivne lõdvendamine (QE - *quantitative easing*). (Trichet 2013)

Keskpangad kipuvad nõudlust ergutama ning intressimääradega manipuleerima, selleks et nõrgenevat majandust stabiliseerida (Petersen 2022). Intressimäärad ei saa muutuda negatiivseks, sest turuosalised koguksid selle asemel lihtsalt sularaha. Seega, kui lühiajalised intressimäärad lähenevad nullile, ei saa keskpangad lühiajalisi intressimäärasid langetades nõudlust stimuleerida ja majandus satub likviidsuslõksu. (Altavilla *et al.* 2019) Likviidsuslõks on majanduslik stsenaarium, mille puhul leibkonnad hoiavad raha selle asemel, et seda kulutada või investeerida. See juhtub siis, kui intressimäärad on nullis või kui majandus on languses. Pered ja ettevõtted kardavad kulutada olenemata sellest, kui palju on krediiti ning seetõttu kogutakse raha. Kuna nõudlust pole, ei suuda keskpank majandust stimuleerida. Kui see kestab pikka aega, võib see põhjustada deflatsiooni. (Amadeo 2022)

Kuigi rahapoliitika mõju eluasemehindadele on vaid üks viisidest, kuidas mõjutada finantsstabiilsust, on see mitmel põhjusel siiski oluline faktor (Williams 2016). Igal riigil on oma spetsiifilised institutsionaalsed tingimused, mis määravad rahapoliitiliste otsuste elluviimise, et saavutada seatud eesmärgid. Kuigi keskpankade eesmärgid ei ole tihti vastuolulised, on siiski palju erimeelsusi selles, kas keskpangad peaksid püüdma kasutada oma rahapoliitika vahendeid finantsstabiilsuse toetamiseks, eriti varaturgudel (nt aktsia- ja kinnisvaraturud). (Berlemann,

Freese 2013) Kui aga makromajanduslikud ja finantsstabiilsuse eesmärgid ei ühti omavahel, siis suureneb veelgi vajadus rahapoliitika kulude ja muude muutuste hindamiseks, mis võivad avaldada mõju eluasemehindadele (Štirba 2019).

Euroopa Keskpank kasutab lühiajalisi intressimäärasid peamise poliitinstrumendina majandussuundumuste mõjutamiseks, et saavutada oma rahapoliitika eesmärgid. Teooria kohaselt mõjutab rahapoliitika just eluasemete nõudlust. Eluasemehinnad, nagu ka muud varad, on tundlikud muude finantsvarade, näiteks võlakirjade, tootluse suhtes. Kui võlakirjade tootlus tõuseb (intressimäärad tõusevad), nihutavad varaomanikud osa oma portfelist võlakirjadesse ja muudest varadest, näiteks eluasemetest, eemale. See toob kaasa eluasemehindade languse, kuni erinevate varaklasside tootlused on pärast erinevate riskide arvestamist võrdsustatud. (Elbourne 2008) Kui intressimäärad on madalad, läheb kinnisvaral tavaliselt hästi, sest eluasemeomanikud ja investorid kasutavad madalaid hüpoteeklaenumäärasid kodu ostmiseks. Teisest küljest, kui intressimäärad tõusevad, muutub hüpoteeklaenu tagasimaksmine kallimaks, mille tulemuseks on nõudluse langus eluasemeomanike ja investorite seas. (Štirba 2019)

Viimase poole sajandi jooksul on eluaseme tsüklites toimunud suured ümberkujundamised, mis said alguse 1980. aastate alguses. Kõige olulisemaks on see, et kinnisvaraarenduse volatiilsus või keskmine suurus, on vähenenud, mis on peamiselt tingitud paremast rahapoliitika rakendamisest. Alates 1980. aastate algusest on rahapoliitika muutunud inflatsiooni ja reaalse SKP kõikumiste suhtes palju vastuvõtlikumaks kui varasemalt ning samuti on see olnud palju süstemaatilisem ja etteaimatavam. (Taylor 2007)

Sama väidavad ka Berlemann, Freese (2013), et rahapoliitika finantsstabiilsuse tagamise edukaks täitmiseks on kõige olulisem, et sellel oleks süstemaatiline ja prognoositav mõju varade hindadele. Selle probleemi lahendamiseks on läbi viidud mitmeid empiirilisi uuringuid. Kuigi tulemused on valimite puhul teatud määral erinevad, näitavad uuringud siiski, et rahapoliitika meetmed näiteks aktsiaturge üldiselt ei mõjuta, samas kui kinnisvaraturud kalduvad reageerima keskpankade vahenditele. Empiiriline teave kinnisvaraturgude kohta on siiski suhteliselt piiratud, kuna uuringud keskenduvad pigem ainult kinnisvarahindadele ja seega hõlmavad ainult kinnisvaraturu alamsegmenti. (*Ibid.*)

## 1.2. Kinnisvara ja kinnisvaraturg

Kinnisvaraga puutuvad inimesed kokku kõikjal igapäevaselt. Nii elu- kui ka töökeskkonda saab nimetada kinnisvaraks; seda on ka maad ning metsad ehk veel seni hoonestamata alad. Kinnisvara kasutajateks on kas omanikud, üürnikud või rentnikud. Kinnisvaraturuks nimetatakse (mõttelist) keskkonda, kus kohtuvad omavahel kinnisvaratehingutes osalejad ning teostavad tehinguid. (Kuhlbach *et al.* 2001)

Eluasemehindade ennustamisel on oluline eristada nõudluse (*demand*) ja pakkumise (*supply*) aspekte (Posedel, Vizek 2011). Kinnisvara tähtsaimaks iseloomustavaks näitajaks peetakse hinda, mis kujuneb kinnisvaraturul nõudluse ja pakkumise tulemusena. Turu toimimiseks on vaja mõlemat osapoolt: ilma pakkumise või nõudluseta ei saa osta ega müüa. Inimesed on kinnisvaraturu liikumapanev jõud ja pakkumise poolel asuvad kinnisvaraomanikud vastavad nende nõudmistele, tuues turule uusi kinnisvaraobjekte. (Värat 2014)

Iga kinnisvaratehing ja objekt on unikaalne, mille hinda mõjutavad paljud asjaolud. Kinnisvaraturgu mõjutavad ka paljud üldmajanduslikud protsessid kuna kinnisvaraturg on siiski osa majandusest. Pakkumist ja nõudlust mõjutavad üldiselt (Kuhlbach *et al.* 2001):

1. Makromajanduslik olukord. Kasv, inflatsioon, tööhõive, sisemajanduse kogutoodang ja intressimäärad on kõik seda mõjutavad tegurid. Inimeste tarbimise ja säästmise suhe on nõudluse seisukohalt hädavajalik, sest see näitab kui palju saavad ostjad kinnisvarasse investeerida.
2. Ehitusturu seis. Ehituse tempo ja maht on olulised pakkumise mõõdikud, kuna ehitusäri toob turule uut kinnisvara. Ehitajad on aktiivsed ja uue kinnisvara pakkumine suureneb, kui kinnisvaratsükkel näitab nõudluse stabiilsust või kasvu.
3. Piirkonna demograafiline olukord. Teatud asukohas elavate inimeste arv ja selle muutumine võib osutada sellele, millal uusi kasutajaid saabub juurde või lahkub, aga ka seda, millist kinnisvara vajatakse. Nooremad inimesed soovivad sageli üürikortereid ning vabaaja veetmise võimalusi, samas kui pered valivad eramaju.
4. Eluasemelaenude intressimäärad. Raha "hind" mõjutab nii uue kinnisvara arendust kui ka nõudlust selle järele. Nii ehitus-, arendus- kui ka eluasemekulude puhul on oluline mõju just laenuintressil.

Laenamine on tavapärase majanduskeskkonnaga riikide jaoks levinud vahend kinnisvara ostmise või arendamise rahastamiseks (Kuhlbach *et al.* 2001). Eluase moodustab olulise osa leibkonna

netoväärtusest ning hüpoteegid moodustavad olulise osa erakohustustest (Demary 2009). Hüpoteek on laen, mille annab pank või muu finantseerimisasutus, et aidata laenuvõtjal kodu, maa või muu kinnisvara soetada. Hüpoteeklaen tagatakse kinnisvaraga, seades sellele pandi. See tähendab, et kui laenuvõtja jätab igakuised maksed tegemata ja laenu ei maksa, on laenuandjal võimalus kodu maha müüa ja kahjud hüvitada. Hüpoteeklaen on pikaajaline kohustus, mis võetakse sageli 15, 20 või 30 aastaks. Enamasti annab laenuvõtja laenuandjale korralduse tasuda laenusumma kindlaksmääratud aja jooksul osamaksetena koos täiendava põhiosa ja intressiga. (Taylor 2021)

Hüpoteeklaenuid on pankade jaoks levinud raha väljalaenamise viis. Kuna hüpoteeklaenu risk on madal, saab pank laenata baasintressimääraga, mis on sarnane madalama intressimääraga. Kõige kuluefektiivsemad kinnisvaralaenuid on need, mis on seotud Euriboriga (*Euro Interbank Offered Rate*) (Kuhlbach *et al.* 2001). Euribor järgib intressi, mis tuleb paljudes Euroopa riikides tasuda lühiajalise laenu või hüpoteegi pealt. Kui Euribori määr tõuseb, siis tõuseb ka intressisumma, mida tuleb maksta, ja vastupidi. Kui keegi valib reguleeritava intressimääraga hüpoteeklaenu (tuntud ka kui ujuva intressimääraga või muutuva intressimääraga hüpoteeklaen), teatatakse juba ette, et ta maksab Euribori intressimäära (tavaliselt 1 kuu või 3 kuu Euribori määr) pluss fikseeritud vahendustasu. (Euribor rates 2022)

Nagu muude varade puhul, mõjutavad ka eluaseme hindu intressimäärade muutused. Kui keskpank karmistab rahapoliitikat, toob see kaasa rahaturu intressimäära tõusu ja seeläbi suuremad kulud kinnisvaraarenduste finantseerimiseks hüpoteeklaenuid kaudu. Poliitika karmistamise tulemusena väheneb nõudlus kinnisvara järele ja nii langevad ka kinnisvarahinnad. See vähendab tagatise väärtust, mille tulemuseks on laenuvõimaluste karmistamine, mis võimendab keskpanga intressimäära tõusu mõju teistele intressimääradele. (Demary 2009)

Alates majanduslangusest on kinnisvarasektor olnud maailmamajanduse peamine jõuallikas. See on eriti kehtinud elamukinnisvarasektoris, kus enamikus riikides on eluasemehinnad viimastel aastatel püsinud üsna kõrged. Tõusvad eluasemehinnad koos madalate intressimääradega on suurendanud hüpoteeklaenuid refinantseerimist, suurendanud tarbijate kulutusi ja aidanud kaasa makromajandusele. Empiiriliste tõendite kohaselt on turul oma selge dünaamika. Eluasemeturu uuendused seletavad keskmiselt ligi kolm viiendikku eluasemehindade üldisest kõikumisest. Ülejäänud osa moodustavad näiteks SKP, intressimäärade ja pangalaenu koosmõju. Eluasemeturgude toimimine sõltub suuresti ka eluaseme rahastamissüsteemist, millel on hulk

lepingute korraldusi, poliitikaid, maksusoodustusi ja toetusi. Hüpoteegi intressimäärade kestus riigiti on samuti väga erinev. Hüpoteegid näiteks Austraalias, Kanadas, Soomes, Norras, Hispaanias ja Ühendkuningriigis põhinevad peamiselt lühiajalistel intressimääradel, mis muudab nende riikide eluasemehinnad lühiajaliste intressimäärade suhtes tundlikumaks. Seevastu Itaalias, Belgias, Taanis, Hollandis, Prantsusmaal ja Saksamaal on suurem osa hüpoteeklaenude finantseerimisest seotud pikaajaliste intressimääradega. (Real estate ... 2005)

Hollandi kinnisvaraturg on tugevalt reguleeritud ja erineb konkurentsiga turgudest oluliselt, kuna valitsuse sekkumised, sealhulgas pakkumise piirangud ja eluasemetoetused, on omanike kasutuses olevat turgu paljuski ümber kujundanud. Kõige heldemate fiskaalreeglite hulka kuuluv poliitika võimaldab majapidamistel kuni 30 aasta jooksul maksustatavast tulust maha arvata hüpoteegi intressid. (Tu *et al.* 2017) Seevastu kui tuua näide Itaaliast, siis Itaalia eluasemehinnad järgivad selget tsüklilist mustrit, mida iseloomustavad kasvav majanduslik integratsioon, finantsuendused ja ajalooliselt madalad intressimäärad (Nobili, Zollino 2017).

### **1.3. Ülevaade varasematest empiirilistest uurimustest**

Kinnisvaraturu roll rahapoliitika edasikandjana on alates 2000. aastate lõpu majanduskriisist pälvitud suurt tähelepanu nii teoreetiliselt kui ka empiirilisel. Palju on läbi viidud uuringuid euroala riikide kohta. Carstensen *et al.* (2009) kasutasid enda uurimistöös kriisieelset mudelit, mis oli jagatud Euroopa riikide vahel, olenevalt sellest, kui tugev oli riikide kinnisvarahindade reaktsioon rahapoliitilistele šokkidele. Kahe rühma impulssreaktsioonide võrdlus näitas, et eksisteerivad olulised erinevused. Tugeva reaktsiooni rühmas (sh Iirimaa, Rootsi, Holland, Taani, Belgia ja Ühendkuningriik) oli makromajanduslike muutujate reaktsioon tugevam kui nõrga reaktsiooni rühmas (sh Soome, Prantsusmaa, Saksamaa, Itaalia, Hispaania ja Portugal), mis viitab sellele, et eluaseme reaalhindadel on rahapoliitiliste šokkide levimisel võimendav roll. (*Ibid.*) Sarnasele tulemusele jõudsid oma töös ka Hülsewig, Rottmann (2021), kes uurisid Euroopa Keskpannga rahapoliitika mõju euroala eluasemehindadele aastatel 2010–2019 ehk pärast Euroopa võlakriisi. Leiti, et euroala kinnisvarahinnad tõusevad pärast rahapoliitika ekspansiivseid šokke, mida võib seostada ebatavaliste meetmetega.

Demary (2009) leidis, et läbi rahapoliitika karmistamise tõuseb nii intressimäär kui ka hüpoteeklaenu turu kinnisvaraprojektide rahastamise kulud. Seega väheneb nõudlus kinnisvara

järele ja seeläbi langevad ka kinnisvarahinnad. Antud uuringus analüüsiti kümne OECD riigi abil tehnoloogiliste šokkide, inflatsiooni ja rahapoliitika mõju eluasemehindadele ning eluasemeturu mõju majandustsüklile, inflatsioonile ja rahaturu intressimääradele. Ristkorrelatsioonid näitasid tugevat seost eluaseme reaalhinnade tsükliliste komponentide ja toodangu vahel. Leiti, et rahapoliitiline šokk langetab eluaseme reaalhindu kõigis kümnes OECD riigis, kus intressimäärade šokk seletab 12–24% eluasemehindade kõikumistest. Ka Musso *et al.* (2011) leidsid empiirilise analüüsi käigus tõendeid selle kohta, et kinnisvaraturg mängib rolli rahapoliitiliste šokkide edasikandumises ning eluaseme nõudluse šokkidel on positiivne mõju käsitletud näitajatele. Kuigi USA ja euroala vahel on palju sarnasusi kinnisvaraturu ja makromajanduslike muutujate osas, on näiteks tsükliline seos kinnisvarahindade ja hüpoteeklaenude vahel USA-s suurem.

Bjornland ja Jacobsen (2010) võtsid vaatluse alla eluasemehindade olulisuse rahapoliitika ülekandemehhanismis kolmes erineva riigi majanduses: Norras, Rootsis ja Ühendkuningriigis. Leiti, et pärast rahapoliitilist šokki, mis tõstab intressimäärade ühe protsendipunkti võrra, langevad eluasemete hinnad keskmiselt 3–5%. Intressimäärade reageerivad järjekindlalt ka eluasemehindade šokkidele, kuid reageerimise suurus ja ajastus on riigiti erinev, mis viitab sellele, et kõigis kolmes majanduses on eluasemehindadel rahapoliitikale erinev mõju. Ka Berlemann, Freese (2013), kelle artikkel põhines Šveitsi andmetel, leidsid, et intressimäärade kõikumised avaldavad märkimisväärset ja püsivat mõju kinnisvarahindadele. Kuna intressimäärade tõusu mõju SKP-le on Šveitsis mõõdukas, on kinnisvarahindade stabiliseerimiseks hea võimalus kasutada just rahapoliitikat. Vargas-Silva (2008) aga leidsid USA kinnisvaraturu analüüsides, et rahapoliitilised šokid avaldavad negatiivset mõju kinnisvara alustamisele ja kinnisvarainvesteeringutele.

Hollandi eluasemehindade kohta spetsiifiliselt on vähe empiirilist teaduskirjandust. Oma artiklis uurisid Tu *et al.* (2017) pikaajalisi kinnisvarahindasid kõrgelt reguleeritud Hollandi turul. Nad leidsid, et pikas perspektiivis mõjutab inflatsioon eluasemehindasid, kuigi selle täpne mõju süsteemile pole selge. Erinevad teooriad tõlgendavad inflatsiooni mõju erinevalt. Varade hindamise vaatenurk väidab, et inflatsioonil on eluasemehindadele positiivne mõju. Seevastu rahailusiooni vaatenurk viitab sellele, et suurenenud inflatsioon aitab kaasa hindade langusele. Samuti leiti, et hüpoteeklaenu intressimääradel on suur mõju kinnisvarahindadele, mis tähendab, et seda saab kasutada eluasemeturu reguleerimise tõhusa vahendina. Antud tulemused mõjutavad ka rahapoliitikat. Võttes arvesse, et kinnisvaraturu ja makromajanduse vahendajana on kasutatud inflatsiooni, kanduvad asjakohased rahapoliitika kohandused üle ka kinnisvaraturu dünaamikasse.

Kranendonk *et al.* (2005) viidatud Tu *et al.* (2017) tõi välja, et pikaajalise seose eluasemehindade, sissetulekute, intressimäärade, finantsvarade ja eluasemepakkumise vahel.

Nocera, Roma (2018) viisid läbi uuringu seitsme euroala riigiga, sealhulgas ka Holland ning Itaalia. Olulist heterogeensust leiti nii hüpoteeklaenu ja SKP suhtes, kui ka tüüpilistes LTV suhtarvudes. Analüüsi käigus jõuti järelduseni, et reaalse kinnisvarahindade reaktsioon rahapoliitikale euroala riikides näitab suurt asümmeetriat. Näiteks kitsendav rahapoliitiline šokk põhjustas kodumajapidamistele antud reaallaenude märkimisväärset langust, keskmiselt ligikaudu 0,62% võrra. Samuti leiti, et eluasemehinnašokid põhjustavad kinnisvarahindade ühe protsendilise tõusu tõttu keskmiselt reaallaenude 0,3% suurenemist, kusjuures Hollandil 0,5%. Zhu *et al.* (2017) kinnitavad enda uurimuse käigus, et riikides, kus on liberaalsemad hüpoteeklaenuturud, mida iseloomustavad muutuvad hüpoteeklaenu intressimäärad ning kõrge laenu-väärtuse suhe, ollakse haavatavamad väliste šokkide suhtes, mis võivad tuleneda intressimäära muutustest.

Rahal (2016), kes uuris tavapäratu rahapoliitika mõju kinnisvarahindadele ja võttis uuringus vaatluse alla kaheksa OECD riiki, leidis, et tavapäratu rahapoliitiline šokk ei mõjuta mitte ainult kinnisvarahindu, vaid ka kinnisvara pakkumise ja hüpoteeklaenude turgu. Leiti, et eluasemehindade reaktsioon on näiteks suurem just Ühendkuningriigis ja USA-s, kus varipangandus ja hüpoteeklaenude turg on rohkem arenenud. Samuti kinnitab ta, et vaatamata erinevatele poliitikameetmetele ja hüpoteeklaenude turustruktuuridele on tulemused riikide lõikes siiski suhteliselt ühtsed.

Uurides erinevaid varasemaid empiirilise uurimusi, mis käsitlesid erinevate riikide andmeid, on võimalik järeldada, et rahapoliitikal on suuremal või vähemal määral mõju kinnisvarahindadele.

## 2. KASUTATAVAD ANDMED JA METOODIKA

Järgnev peatükk annab ülevaate empiirilises analüüsis kasutatavatest andmetest ja analüüsimeetoditest. Esimeses alapeatükis on toodud kõigi muutujate kirjeldavad statistikad ning aegridade diagrammid. Teises alapeatükis kirjeldatakse töös kasutatavaid kahte meetodit – korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi.

### 2.1. Mudelisse kaasatud muutujad ja andmed

Antud bakalaureusetöös tuginetakse rahapoliitika ja kinnisvarahindade vahelise seose leidmiseks sekundaarandmetele, millest 3 sõltumatut muutujat on pärit Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsiooni (OECD – *Organization for Economic Co-operation and Development*) andmebaasist ning sõltuv muutuja *Bank for International Settlements* (BIS) andmebaasist. Ühe sõltumatu muutujana on andmeallikaks kasutatud majandusteadlase Jing Cynthia Wu kodulehte (Wu 2022). Andmebaaside valikul lähtus autor andmete usaldusväärsusest ja kättesaadavusest.

Andmeid uuritakse perioodil 2004. aasta IV kvartal kuni 2021. aasta III kvartal. Töös kasutatava valimi mahtu piiras oluliselt euroala variintressimäär (*shadow rate*), mis oli Jing Cynthia Wu kodulehel saadaval alates 2004. aasta IV kvartalist. Lisaks oleks autor soovinud valimisse kaasata ka 2021. aasta IV kvartali, kuid selle piiranguks osutusid reaalsed kinnisvarahinnad BIS andmebaasis, mis puudusid antud kvartali kohta Hollandis. Seetõttu on valimis analüüsitavaid vaatlusi kummagi riigi puhul 68, mis peaks olema piisavalt pikk ajavahemik, et teha järeldusi. Käesoleva bakalaureusetöö analüüsiperioodi jäävad sisse ka kaks kriisiperioodi – 2008. aastal alanud majanduskriis ning 2020. aasta alguses avaldunud laialdase COVID-19 viirusega seonduv kriis. Seoses antud perioodide võimalike ekstreemste väärtustega võib autor otsustada loobuda nende kaasamisest lõplikusse mudelisse või kasutada fiktiivmuutujaid juhul kui väärtused alandavad oluliselt mudeli kirjeldusvõimet.

Antud lõputöö eesmärgiks on välja selgitada rahapoliitika mõju kinnisvarahindadele, seega on empiirilises analüüsi võetud sõltuvaks ehk engogeenseks muutujaks reaalsed kinnisvarahinnad, et



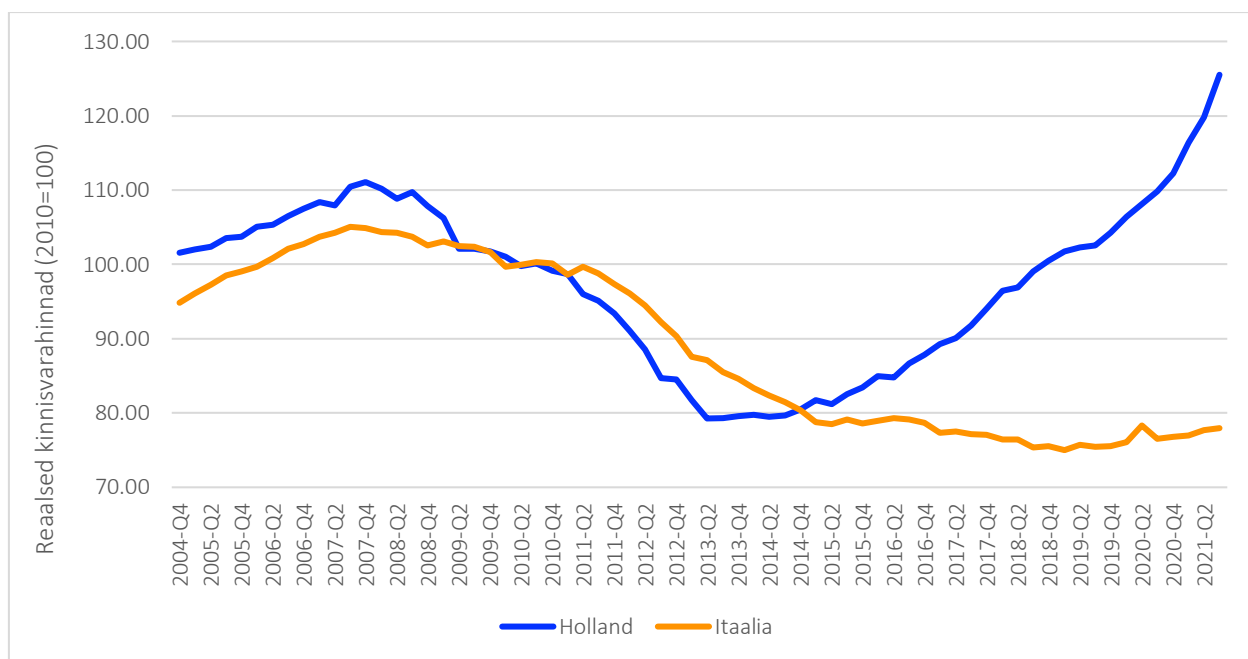
udelis kasutatavad andmed võtaksid arvesse ka inflatsiooni mõju. Näitaja on võetud indeksina, kus baasaastaks on 2010 (2010=100), millega teiste aastate andmeid võrreldakse. Tabelis 1 on välja toodud Hollandi ja Itaalia reaalsete kinnisvarahindade kirjeldav statistika ning joonisel 1 on näha muutuja dünaamikat perioodil 2004. aasta IV kvartal kuni 2021. aasta III kvartal.

Tabel 1. Reaalsete kinnisvarahindade (indeks, 2010=100) kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinumum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve	Variatsiooni-kordjaja
Holland	68	79,26	125,51	97,58	1,38	0,01
Itaalia	68	75,01	105,05	89,11	1,36	0,02

Allikas: *Bank for International Settlements* (2022); koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

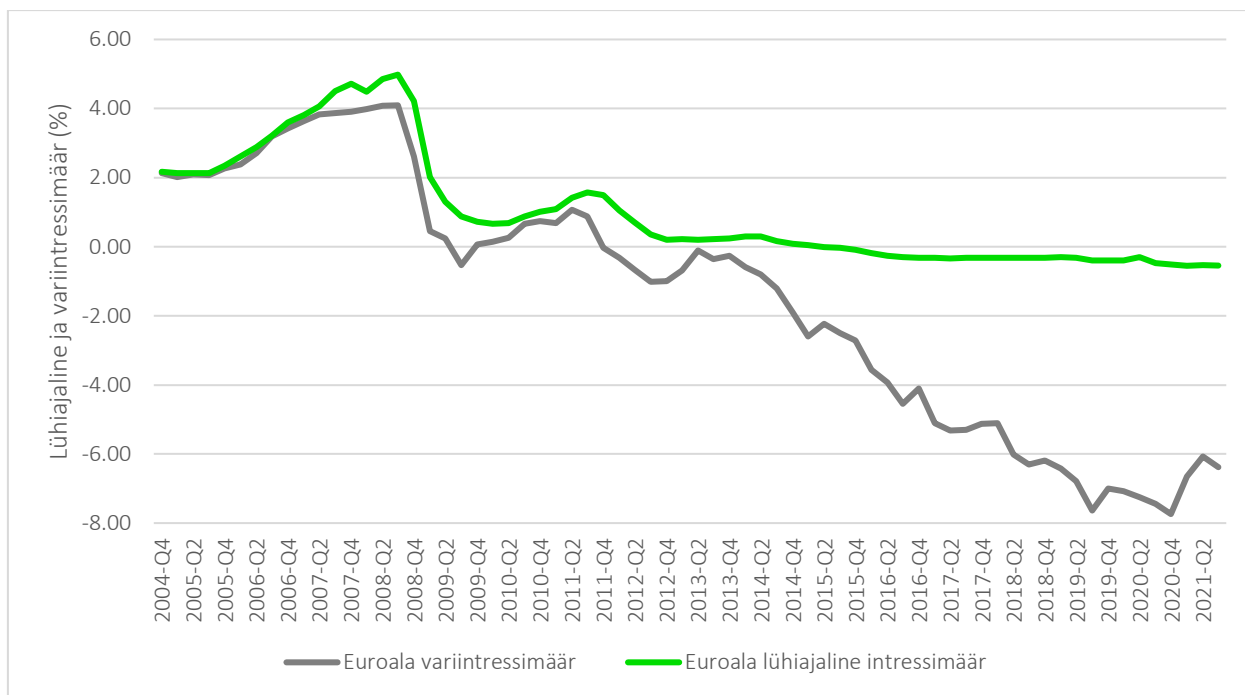
Kirjeldavast statistikast tuleb välja, et Hollandi reaalsed kinnisvarahinnad on antud perioodil olnud kõrgemad kui Itaalias, kuna Hollandi puhul on keskmine väärtus 8,5 võrra suurem. Kõige kõrgemad reaalsed kinnisvarahinnad on Hollandis olnud 2021. aasta III kvartalis, Itaalias aga 2007. aasta III kvartalis. Mõlema näitaja variatsioonikordajad on sarnased, Hollandis 0,01 ja Itaalias 0,02. Samuti on mõlema riigi aegridade standardhälbed sama suured, Itaalias vaid 0,02 võrra väiksem. Standardhälve näitab tüüpilist erinevust üldisest keskmisest ehk mõlema riigi näitaja viitab sellele, et kinnisvarahinnad on enamasti üldisest keskmisest kaugel.



Joonis 1. Reaalsed kinnisvarahinnad (2010=100) perioodil 2004 IV kvartal kuni 2021 III kvartal  
Allikas: BIS andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Joonisel 1 on samuti näha, et perioodi jooksul on Hollandi reaalsed kinnisvarahinnad olnud kõrgemad kui Itaalias. Vaid 2011. aastast kuni 2014. aastani ületasid Itaalia kinnisvarahinnad Hollandi omasid. Lisaks tuleb jooniselt välja ka 2008. aasta majanduskriisi mõju, kus mõlema riigi näitajad on 2008. aasta III kvartalist hakanud langema. Hollandis toimus langus kuni 2013. aasta II kvartalini, mil on ka jõutud miinimumväärtuseni 79,26. Peale seda on reaalsed kinnisvarahinnad Hollandis pidevalt tõusnud ning kaheksa aastaga kasvanud 46 võrra. Itaalias on aga peale majanduskriisi reaalsed kinnisvarahinnad olnud pigem languses ning ei ole niivõrd suurt hüppelist kasvu teinud nagu Hollandis.

Kuna antud bakalaureusetöö käsitleb nii tavapärast kui tavapäratut rahapoliitikat koos, kasutab autor empiirilises analüüsis ühe sõltumatu ehk eksogeense muutujana variintressimäära. Variintressimäär peegeldab ebatavalise poliitika mõju hüpoteetilise piiramatu lühiajalise intressimäärana. Null-alampiiri (*zero-level bound*) rahapoliitikat kajastav variintressimäär on kasulik kahel põhjusel. Esiteks saavad poliitikakujundajad võrrelda ebatavaliste poliitikaaktide ulatust tavapärestel aegadel rakendatud poliitikaga. Teiseks saavad teadlased kasutada lineaarseid mudeleid, et laiendada empiirilist uuringut aegadele, mil vaadeldav intressimäär on null-alampiiril. (Jones *et al.* 2021) Variintressimäär, mis on euroala kohta kättesaadav majandusteadlase Wu (2022) kodulehel kuiste näitajatenä, on kaasatud ka näiteks Elbourne *et al.* (2018) ja Štirba (2019) töödes. Autoril tuli variintressimäära andmete puhul viia läbi teisendus kvartaalseteks andmeteks, kasutades *Excel*'i funktsiooni *Average*. Analüüsis on kasutusele võetud ainult variintressimäär, kuna tavapärase rahapoliitika tingimustes on lühiajaline ja variintressimäär identsed või dünaamiliselt sarnased. See kajastub ka joonisel 2, kus on toodud euroala lühiajalise ja variintressimäära võrdlus, kus on näha, et mõlemad intressimäärad on liikunud kuni 2014. aastani sarnase dünaamikaga. Sellest lähtuvalt otsustas autor kogu tööd käsitleva perioodi katta vaid variintressimäära näitajaga.



Joonis 2. Euroala lühiajaline ja variintressimäär perioodil 2004 IV kvartal kuni 2021 III kvartal  
Allikas: Wu (2022), OECD (2022); koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Tabelis 2 on toodud välja euroala variintressimäära kirjeldav statistika. Maksimumväärtus 4,09 on olnud 2008. aasta III kvartalis ning peale seda on olnud pidevas languses, mida kinnitab ka üleval olev joonis 2. Miinimumväärtuseni jõuti 2020. aasta IV kvartalis. Euroala variintressimäära keskmine väärtus on olnud -1,46 ning näitaja ei ole teinud hüppelisi muutusi, vaid on pigem muutunud ühtlases tempos kogu perioodi vältel. Seda kinnitab ka standardhälbe pigem väike näitaja ehk variintressimäär on enamasti üldise keskmise lähedal.

Tabel 2. Euroala variintressimäära (protsentides) kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinimum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve	Variatsioonikordjaja
Variintressimäär	68	-7,74	4,09	-1,46	0,45	-1,46

Allikas: Wu (2022); koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Teiseks sõltumatuks muutujaks on valitud reaals sisemajanduse koguprodukti ehk reaalse SKP kasvumäär. Antud näitaja on võetud OECD andmebaasist, kus see on sesoonselt kohandatud ning toodud protsentuaalse muutusena, võrreldes eelmise kvartaliga. SKP-d peetakse üheks oluliseimaks majandusaktiivsuse näitajaks. Varasemalt on oma empiirilistes uuringutes reaalselt SKP näitajat kasutanud ka Štirba (2019), Tsatsaronis, Zhu (2004), Berlemann, Freese (2013),

Rahal (2016), Nocera, Roma (2018) ning Vargas-Silva (2008). Tabelis 3 on välja toodud reaalse SKP kasvumäära kirjeldav statistika ning joonisel 3 on näha antud muutuja dünaamikat.

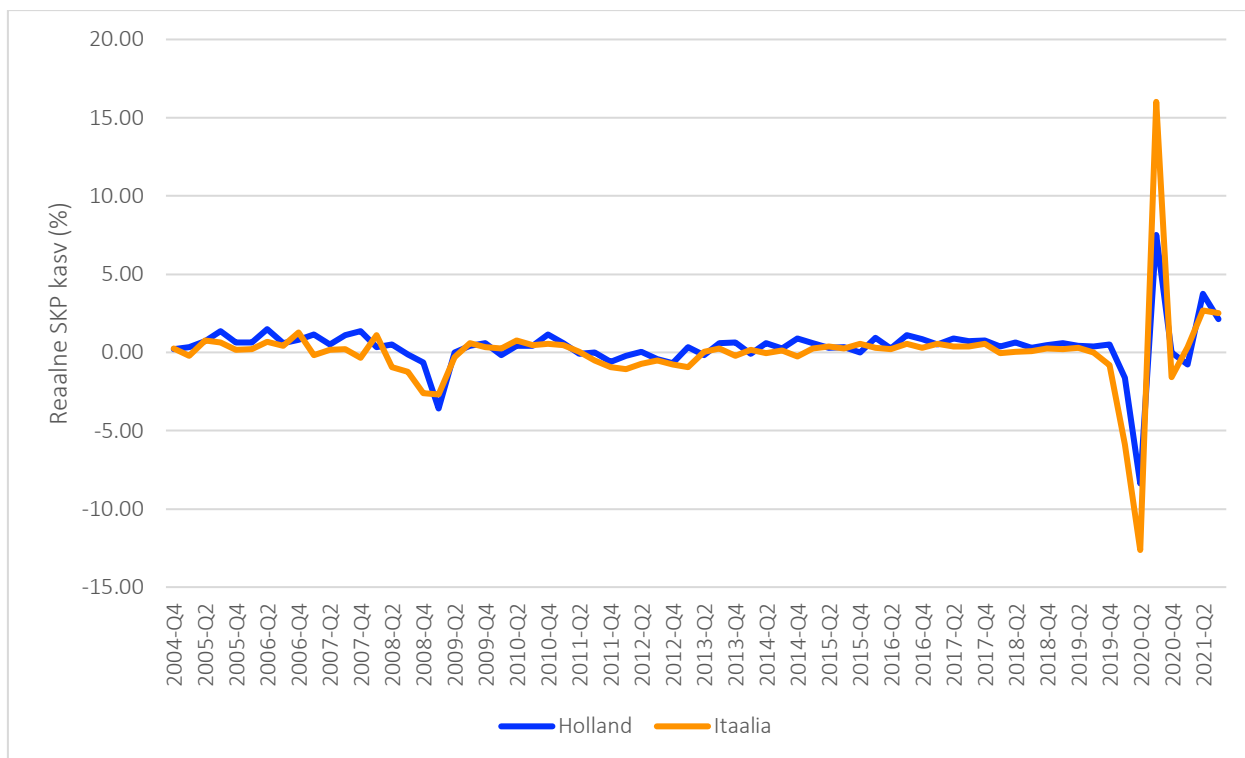
Tabel 3. Reaalse SKP kasvumäära (protsentides) kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinumum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve	Variatsiooni-kordjaja
Holland	68	-8,38	7,51	0,37	0,20	0,53
Itaalia	68	-12,63	16,01	0,02	0,33	15,17

Allikas: OECD (2022); koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Reaalse SKP kasvumäära kirjeldavast statistikast on näha, et Hollandi ja Itaalia näitajad on suhteliselt erinevad. Kui miinumumväärtuste erinevus on ligikaudu 4 protsendipunkti, siis maksimumväärtused erinevad üksteisest ligikaudu kahekordselt, 8,5 protsendipunkti võrra. Itaalia reaalse SKP kasvumäär on perioodi jooksul olnud keskmiselt 17 korda väiksem kui Hollandis. Variatsioonikordaja näitab suhtelist hajuvust andmete vahel ning mida väiksem kordaja, seda ühtlasem peaks kogum olema, mida saab öelda Hollandi andmete kohta (Sauga 2017). Küll aga on Itaalia variatsioonikordaja suhteliselt suur ning viitab sellele, et andmete kogum on perioodi jooksul vähem ühtlasem, mida kinnitab ka joonis 3.

Kui reaalse sisemajanduse koguprodukti kasvutempo on kaks kvartalit või kauem negatiivne, loetakse seda majanduslanguseks ehk retsessiooniks (Amadeo 2021). Hollandi ja Itaalia näitel on joonisel 3 näha kahte sellist perioodi. Esimene neist sai alguse 2008. aasta alguses suure majanduslanguse tõttu, kus reaalse SKP kasvumäär langes majanduskriisi haripunktis 2009. aastal Hollandis 4 ja Itaalias 5 protsendipunkti, võrreldes eelmise kvartaliga. Sellele järgnes keskmiselt ligikaudu 0,3 protsendipunktiline kasv kvartalis kuni 2020. aasta I kvartalini mõlemas riigis. Suurim langus Hollandis ja Itaalias reaalse SKP kasvumäära aegreas toimus aga 2020. aasta II kvartalis, kus näitaja kukkus vastavalt 10 ja 19 protsendipunkti võrreldes eelmise kvartaliga. Antud langust seletab COVID-19 pandeemia laialdane levik ja sellest tulenevad olulised raskused, kui näiteks kriisi alguskuudel kaotasid miljonid inimesed töö. Seda kajastab ka joonis 4, mis puudutab töötuse määra näitajat, kus antud perioodil on märgata näitaja tõusu.



Joonis 3. Realse SKP kasvumäära muutus perioodil 2004 IV kvartal kuni 2021 III kvartal  
Allikas: OECD andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Kolmandaks sõltumatuks muutujaks on valitud töötuse määr, mis on saadud samuti OECD andmebaasist. Antud näitajat mõõdetakse töötute arvus protsendina tööjõust ja näitaja on varasemalt sesoonselt korrigeeritud. Altavilla, Ciccarelli (2009) leidsid, et kuigi rahapoliitilised šokid on tööpuuduse dünaamika selgitamisel vähem olulised kui muud struktuursed šokid, on neil siiski stabiilne majanduslanguse mõju. Töötuse määr on empiirilistes analüüsidest võtnud kasutusele ka Mishkin (2007), Røed Larsen (2018), Moons, Hellinckx (2019) ja Maynou *et al.* (2021). Tabelis 4 on välja toodud töötuse määr kirjeldav statistika ning joonisel 4 on näha antud muutuja dünaamikat.

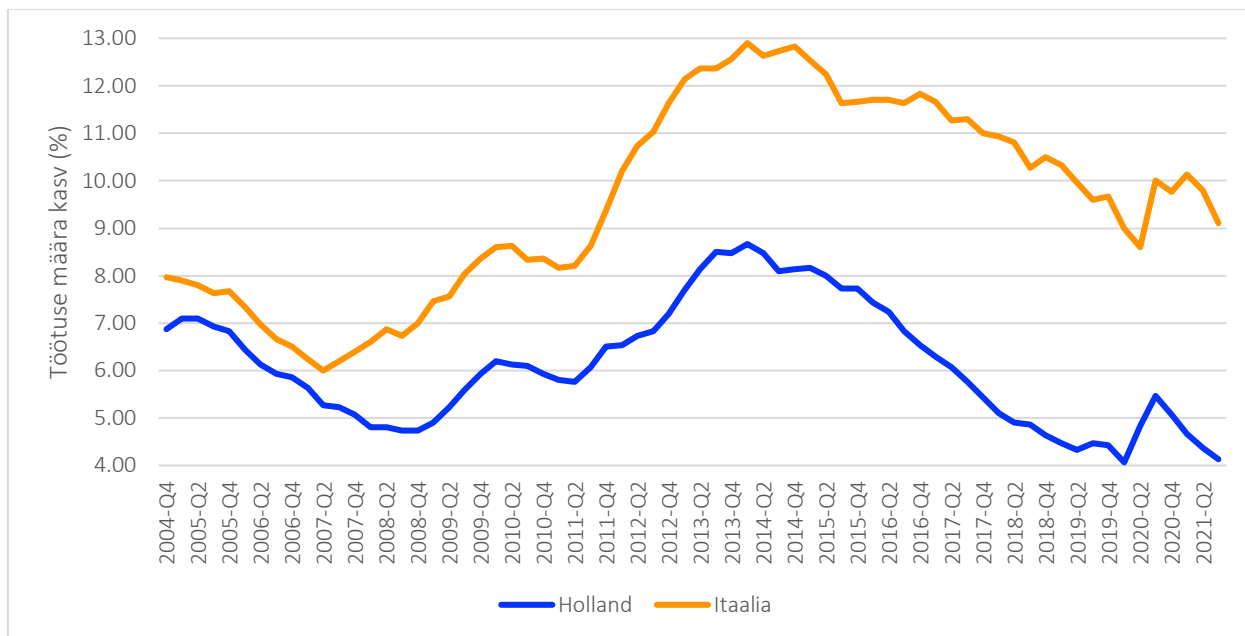
Tabel 4. Töötuse määr (protsentides) kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve	Variatsiooni-kordjaja
Holland	68	4,07	8,67	6,12	0,15	0,03
Itaalia	68	6,00	12,90	9,57	0,25	0,03

Allikas: OECD (2022); koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Nii Hollandis kui ka Itaalias on näitaja muutunud perioodi jooksul sarnaselt, kuid tabelist 4 on näha, et Hollandi töötuse määr on keskmiselt 3,5 protsendipunkti madalam kui Itaalias, mis näitab,

et Itaalias on võrreldes Hollandiga suurem osa aktiivsest rahavastikust töötu. Variatsioonikordaja on mõlemal riigil 0,03 ehk andmete kogumid on perioodi jooksul muutunud ühtlaselt, mida kinnitab ka joonis 4. Hollandi näitaja on siiski kogu perioodi vältel olnud väiksem kui Itaalias.



Joonis 4. Töötuse määra kasvu muutus perioodil 2004 IV kvartal kuni 2021 III kvartal  
Allikas: OECD andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Viimaseks mudelisse kaasatud sõltumatuks muutujaks on tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Andmed on pärit OECD andmebaasist. Inflatsiooni määratletakse kui tarbijahinnaindeksiga mõõdetud kaupade ja teenuste ostukorvi hindade muutust, mida leibkonnad tavaliselt ostavad. Tarbijahinnaindeksit on kasutanud uurimustes ka näiteks Tsatsaronis, Zhu (2004), Bjornland, Jacobsen (2010), Berlemann, Freese (2013), Maynou *et al.* (2021) ning Nocera, Roma (2018). Tabelis 5 on näha tarbijahinnaindeksi kasvumäära kirjeldav statistika ning joonisel 5 antud muutuja dünaamikat.

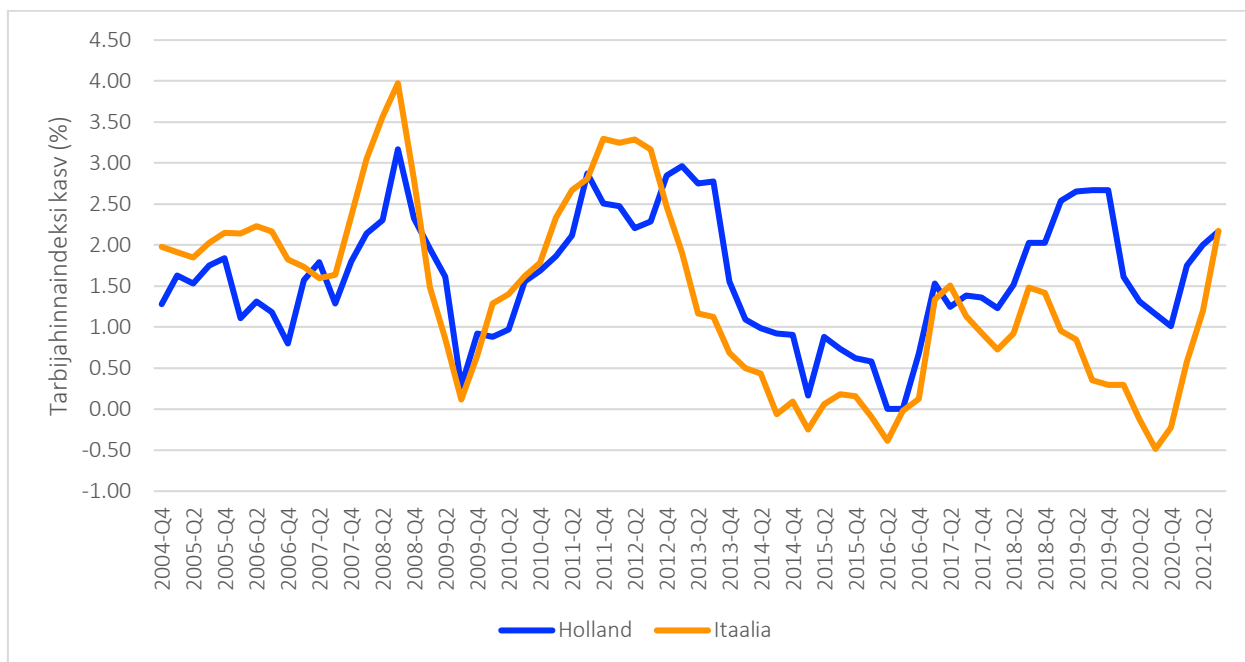
Tabel 5. Tarbijahinnaindeksi kasvumäära (protsentides) kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinumum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve	Variatsiooni-kordjaja
Holland	68	0,00	3,17	1,61	0,09	0,06
Itaalia	68	-0,48	3,97	1,36	0,13	0,10

Allikas: OECD (2022); koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Nii nagu ka töötuse määra puhul, on ka tarbijahinnaindeksi kasvumäär olnud Hollandis ja Itaalias perioodi jooksul väga sarnane. Mõlema riigi keskmised väärtused erinevad üksteisest vaid 0,3

protsendipunkti võrra ning maksimumväärtused on olnud 2008. aasta III kvartalis. Hollandi miinimumväärtus on olnud 2016. aastal II kvartalis, Itaalias aga 2020. aasta III kvartalis.



Joonis 5. Tarbijahinnaindeksi kasvumäära muutus perioodil 2004 IV kvartal kuni 2021 III kvartal  
Allikas: OECD andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Jooniselt 5 on hästi näha varem mainitud, et mõlema riigi näitajad muutuvad ühtlases tempos. Suurem langus on toimunud majanduskriisi ajal 2008. aasta lõpu poole, mil tarbijahinnaindeksi kasvumäär langes kuni 2009. aasta IV kvartalini. Aasta jooksul langes Hollandi näitaja 2,2 ja Itaalias 2,6 protsendipunkti. Seejärel on aga näitajad hakanud tõusma ning uuesti langenud paari aasta järel ning nii sarnaselt perioodi vältel.

Tabelis 6 on toodud lõputöö kolmandas peatükis kasutatavate näitajate lühendid.

Tabel 6. Empiirilises analüüsis kaasatud näitajate lühendid

Näitaja	Lühend
Reaalsed kinnisvarahinnad	KVHI
Variintressimäär	SHRATE
Reaalse SKP kasvumäär	SKP
Töötuse määr	UNEMP
Tarbijahinnaindeksi kasvumäär	THI

Allikas: koostatud autori poolt

Kuna käesolevas peatükis on osad andmed sesoonselt korrigeerimata, teostatakse nende korrigeerimine 3.1 peatükis X-12-ARIMA meetodil ning samas peatükis viiakse läbi ka reaalse kinnisvarahindade logaritmine.

## 2.2. Analüüsimeetodid

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kui suurel määral mõjutab rahapoliitika kinnisvarahindasid Hollandi ja Itaalia näitel. Autori püstitatud eesmärgi ja uurimisküsimustele vastuste leidmiseks viiakse läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüs, kus tulemuste leidmiseks kasutatakse nii programmi *Microsoft Excel* kui ka ökonomeetriapaketti *Gretl*.

Selleks, et aegrida oleks statsionaarne ehk juhusliku suuruse tõenäosuslikud omadused ei muutuks ajas, tuleb eemaldada trend ja sesoonsus (Sauga 2017). Esmalt tuleb kindlaks teha, kas tegu on deterministliku või stohhastilise trendiga. Selleks kasutatakse programmis *Gretl Augmented Dickey-Fuller* (edaspidi ADF) testi. ADF testi nullhüpoteesi puhul esineb ühikjuur, mis tähendab, et trend on stohhastiline ning sisuka hüpoteesi puhul ühikjuur puudub ehk tegu on on deterministliku trendiga. Selliseid suurus, mille aegread ei sisalda kindlaid trende, vaid kõiguvad keskmise taseme ümber, nimetatakse statsionaarseteks suurusteks. Suurused, mille aegread sisaldavad pikaajalisi trende, on mittestatsionaarsed suurused. (*Ibid.*)

Seejärel viiakse läbi korrelatsioonanalüüs, mis on nähtustevaheliste seoste statistilise analüüsi meetod ning võimaldab selgitada seose olemasolu, suunda, tugevust ja statistilist olulisust. Korrelatiivset seost peetakse üheks oluliseimaks statistise seose vormiks, kus ühe juhusliku suuruse väärtuse muutudes teise juhusliku suuruse keskvaartus vastavalt kas suureneb või väheneb. Selleks, et mõõta muutujate vahelise seose tugevust ja suunda, kasutatakse mitmesuguseid korrelatsioonikordajaid. Korrelatsioonikordaja on ühikuta suurus, mille väärtus jääb vahemikku -1 ja 1 ning mille märk väärtuse ees näitab seose suunda ning mida suurem on kordaja, seda tugevam on seos. (Paas 1995) Vastavalt üldlevinud teooriale, kui korrelatsioonikordaja absoluutväärtus  $|r| < 0,3$ , siis on kahe näitaja vaheline seos nõrk. Kui absoluutväärtus jääb vahemikku  $0,3 \leq |r| \leq 0,7$ , on keskmine seos ning kui  $|r| > 0,7$ , siis esineb tugev seos.



Kui korrelatsioonikordaja on negatiivne, tähendab see, et ühe suuruse kasvades teine suurus kahaneb ning vastupidi. Kui kordaja on võrdne nulliga, siis korrelatsioon puudub. Käesoleva bakalaureusetöö empiirilises analüüsis uuritakse seost rohkem kui kahe erineva suuruse vahel ehk kasutatakse korrelatsioonimaatriksit, kus on toodud paarikaupa leitud korrelatsioonikordajad. (Sauga 2015)

Korrelatsioonanalüüsi käigus leitakse tugevaim lineaarne ehk Pearsoni korrelatsioonikordaja. Statistilise olulisuse leidmiseks kasutab autor olulisuse tõenäosuse p-väärtuse leidmist, tuginedes t-statistikule. Iga parameetri korral võrreldakse t-statistikule vastavat olulisuse tõenäosust p olulisuse nivoo  $\alpha$ , mis on antud töös 0,05. Kui p-väärtus on suurem või võrdne kui olulisuse nivoo, siis võetakse vastu  $H_0$  ehk nullhüpotees ja vastav tunnus ei ole statistiliselt oluline. Kui p-väärtus on väiksem kui olulisuse nivoo, siis võetakse vastu  $H_1$  ehk sisukas hüpotees ja vastav tunnus on statistiliselt oluline. (Sauga 2017)

Kui kahe suuruse vahel on leitud seos, on järgmiseks eesmärgiks seose modelleerimine. Sellise seose kirjeldava mudeli leidmiseks kasutatakse regressioonanalüüsi, mis võimaldab määrata nähtustevaheliste statistiliste seoste tugevuse, olulisuse ja vormi. Lineaarne regressioonimudel koosneb sõltuvast ehk endogeensest muutujast, sõltumatutest ehk eksogeensetest muutujatest, parameetritest ja juhuslikust liikmest. Majandusprotsesside modelleerimisel tuleb üldjuhul kasutada mitmest regressioonimudelist, kuna sõltuva muutuja kujunemist mõjutab rohkem kui üks sõltumatu muutuja. (Paas 1995) Hariliku vähimruutude meetodi (OLS) abil leitakse regressioonanalüüsi parameetrite hinnangud, kus lineaarne regressioonimudel on esitatav põhikujuga valemis 1 (Sauga 2017):

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

kus

$Y_t$  – sõltuv ehk funtsioontunnus,

$X_t$  – argumenttunnus ehk sõltumatu tunnus ehk regressor,

$\beta_t$  – vabaliige ehk konstantne liige,

$\alpha$  – regressioonikordaja,

$\varepsilon_t$  – juhuslik liige,

$t$  – periood.

Regressioonikordaja ja vabaliige leitakse regressioonanalüüsi käigus. Juhusliku komponendi  $\varepsilon$  tekitab mudelist väljajäetud suurustest põhjustatud variatsioon ning pole ette prognoositav (Sauga

2015). Käesolevas töös teostatakse regressioonanalüüs nivool 5% ehk 0,05 ning mudeli kirjeldusvõime hindamiseks kasutatakse determinatsioonikordajat  $R^2$ .

Käesoleva töö empiirilises analüüsis on sõltuvaks muutujaks võetud reaalsed kinnisvarahinnad ning neljaks sõltumatuks muutujaks variintressimäär, reaalne SKP kasvumäär, töötuse määr ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Muutujaid on täpsemalt kirjeldatud alapeatükis 2.1. ning Hollandi ja Itaalia kohta koostatakse erladi mudelid.

Lisaks eelnevalt mainitud analüüsidele viiakse läbi ka erinevad testid, kuna vähimruutude meetodi kasutamisel võib tihti tekkida probleeme, mida tuleb kontrollida ning vajadusel eemaldada. Regressioonmudelites esinevat multikollineaarsust kontrollitakse VIF (*Variance Inflation Factor*) testiga. Multikollineaarsus on regressioonmudelil sõltumatute tunnuste omavaheline tugev korrelatsioon, mis juhul on raske eristada üksikute tunnuste mõju sõltuvale tunnusele (Sauga 2017). Kui aegriidade VIF väärtus on suurem kui 10, siis viitab see multikollineaarsuse esinemisele.

Lisaks kontrollitakse Breusch-Godfrey testiga autokorrelatsiooni esinemist, mis on aegriidade analüüsimise puhul sagedasti esinev nähtus. Autokorrelatsiooni puhul on tegemist aegreana järjestatud liikmete omavahelise korrelatsiooniga. Jääkliikmete omavaheline korrelatsioon võib olla ka põhjustatud regressioonmudeli valest kujust. Breusch-Godfrey testi nullhüpoteesiks on autokorrelatsiooni puudumine juhuslike liikmete vahel ning sisukas hüpotees väidab, et juhuslike liikmete vahel esineb autokorrelatsioon. Heteroskedastiivsust kontrollitakse White testi abil, kus nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine. Heteroskedastiivsuse puhul ei ole juhusliku liikmete dispersioonide konstantsuse nõue täidetud. (Paas 1995)

Viimaseks testib autor jääkliimete allumist normaaljaotusele Doornik-Hanseni testiga, kus seda kinnitab nullhüpoteesi vastuvõtmine ning lükkab ümber sisukas hüpotees. Ramsey's RESET testi abil kontrollitakse matemaatilise kuju õigsust, kus nullhüpoteesiks on, et mudeli kuju on õige.

### 3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Kolmandas peatükis koostab autor vastava ökonomeetrilise mudeli, mis seletab, kuidas rahapoliitika mõjutab kinnisvarahindasid Hollandis ja Itaalias. Sellega soovib autor täita enda töö eesmärgi ehk leida vastused töö alguses püstitatud uurimisküsimustele. Analüüsid viiakse läbi tabeltöötlusprogrammis *Microsoft Excel* ja ökonomeetriapakettis *Gretl*.

#### 3.1. Aegridade korrigeerimine

Ökonomeetrilise mudeli loomiseks ja andmete vaheliste seoste analüüsimiseks on esmalt vajalik aegridade korrigeerimine ehk eemaldada aegridadest sesoonsus ja trend ning vajadusel andmeid logaritmida. Kuna aegread sisaldavad endas sesoonsel komponenti, on oluline, et viidaks läbi sesoonsuse eemaldamine, mis võimaldab paremini võrrelda aegrea järjestikuseid väärtuseid. Andmebaasidest võetud algandmetest on juba sesoonselt kohandatud reaalne SKP kasvumäär ja töötuse määr. Teiste muutujate (reaalsed kinnisvarahinnad, variintressimäär ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär) korrigeerimine viidi läbi X-12-ARIMA meetodil ökonomeetriaprogrammis *Gretl*. Peale sesoonsel korrigeerimist võttis autor naturaallogaritmi reaalistest kinnisvarahindadest, mis olid esitatud indeksi kujul, selleks et jõuda lineraase mudelini ning vähendada erindite mõju (Paas 1995). Teisi muutujaid autor ei logaritminud, kuna need on väljendatud protsentidena ning nendes sisalduvad negatiivsed väärtused.

Arvetades, et lõputöösse on valitud suhteliselt pikk periood andmete analüüsimiseks, võib valim sisaldada mittestatsionaarseid andmeid. Selgitamaks, kas modelleeritava mudeli muutujates eksisteerib trend, viiakse läbi aegridade visuaalne vaatlus, kust selgub, et kõikides näitajates on nähtav trend. Trendi tüübi väljaselgitamiseks kasutab autor programmis *Gretl* ADF testi. ADF konstandi ja trendiga testi nullhüpoteesiks on seatud, et esineb ühikjuur, mis tähendab, et trend on stohhastiline ning sisuka hüpoteesi puhul ühikjuur puudub ehk tegu on on deterministliku trendiga. Hollandi ADF testi tulemused on näha allolevas tabelis 7, olulisuse nivooks on 0,05.

Tabel 7. Hollandi ADF testi tulemused

	p-väärtus	Järeldus	1. diferents	Järeldus
I_KVHI	0,737	mittestatsionaarne	<0,001	statsionaarne
SHRATE	0,067	mittestatsionaarne	<0,001	statsionaarne
SKP	<0,001	statsionaarne		
UNEMP	0,788	mittestatsionaarne	0,010	statsionaarne
THI	0,087	mittestatsionaarne	0,001	statsionaarne

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Kõikides näitajates, välja arvatud reaalne SKP kasvumäär, tuli vastu võtta nullhüpotees ehk esines ühikjuur ( $p > 0,05$ ) – aegread on mittestatsionaarsed. Aegreas esineva stohhastiliku trendi eemaldamiseks võttis autor vastavast näitajast esimest järku diferentsid, et eemaldada ühikjuur. Seejärel valis autor kriteeriumiks konstandita testi tulemused, sest kui aegread on statsionaarsed ilma konstandita ADF testi tulemusel, ei ole konstandiga testimine enam vajalik. Peale 1. järku diferentside võtmist sai vastu võtta sisuka hüpoteesi ehk aegridades sai ühikjuur eemaldatud ning kõikides aegridades oli saavutatud statsionaarsus.

Itaalia ADF testi tulemused on toodud tabelis 8. Kõikides näitajates, välja arvatud reaalne SKP ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär, tuli vastu võtta nullhüpotees ehk esines ühikjuur ( $p > 0,05$ ) – aegread on mittestatsionaarsed. Edasi toimis autor sarnaselt Hollandile. Peale esimest järku diferentside võtmist sai vastu võtta sisuka hüpoteesi ning kõikides aegridades oli saavutatud statsionaarsus.

Tabel 8. Itaalia ADF testi tulemused

	p-väärtus	Järeldus	1. diferents	Järeldus
KVHI	0,849	mittestatsionaarne	<0,001	statsionaarne
SHRATE	0,067	mittestatsionaarne	<0,001	statsionaarne
SKP	<0,001	statsionaarne		
UNEMP	0,994	mittestatsionaarne	0,024	statsionaarne
THI	0,0248	statsionaarne		

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Korrigeeritud aegridadega viiakse järgmises alapeatükis 3.2. läbi korrelatsioonanalüüs.

### 3.2. Korrelatsioonanalüüs

Bakalaureusetöös kasutatavate muutujate omavahelise seose tugevust ja suunda saab kindlaks teha, kasutades korrelatsioonikordajaid. Tabelist 9 on võimalik näha Hollandi muutujate korrelatsioonimaatriksit.

Korrelatsioonimaatriksi abil selgub, et tugevaim Pearsoni korrelatsioonikordaja Hollandi muutujatega on vaadeldaval perioodil variintressimäära ja tarbijahinnaindeksi kasvumäära vahel, kus esineb keskmine positiivne seos (0,424). Kõige nõrgem seos on aga reaalse kinnisvarahindade ja töötuse määra vahel (-0,036). Antud seos on negatiivne, mis tähendab, et kui töötuse määr suureneb, hakkavad reaalsed kinnisvarahinnad langema. Negatiivne nõrk seos on nähtav samuti ka töötuse määra ja reaalse SKP kasvumäära vahel, mida kinnitab Okuni seadus, mille järgi on reaalse SKP ja töötuse määra vahel leitud lineaarne negatiivne seos. (Paas 1995) Ehk kui riigi majanduses on kriis, siis suureneb tööpuudus, kuna vajatakse vähem tööjõudu. Korrelatsioonimaatriksis ei esine ühtegi tugevat seost, sest üksi korrelatsioonikordaja ei ole suurem kui 0,7. Tabelist selgub, et reaalsel kinnisvarahindadel on kõige tugevam positiivne seos variintressimääraga (0,236), kuid mis on siiski nõrk kuna  $|r| < 0,3$ . Nõrgad positiivsed seosed on ka veel reaalse SKP ja tarbijahinnaindeksi kasvumääraga, mis viitab sellele, et kui üks muutuja kasvab, siis ka teine muutuja suureneb.

Tabel 9. Hollandi muutujate korrelatsioonimaatriks

	KVHI	SHRATE	SKP	UNEMP	THI
KVHI	1				
SHRATE	0,236	1			
SKP	0,132	0,171	1		
UNEMP	-0,036	0,047	-0,226	1	
THI	0,128	0,424	0,155	-0,117	1

Allikas: autori koostatud lisa 1 toodud andmete põhjal programmis *Gretl*

Lisas 2 on välja toodud tunnuste p-väärtused, mille juurde on vastava tärniga märgitud kas muutujaga esineb statistiliselt oluline seos või mitte. Tabelist on näha, et nivool 0,05 osutub statistiliselt oluliseks seoseks vaid variintressimäära ja tarbijahinnaindeksi kasvumäära vaheline seos, mis on oluline ka nivool 0,01. Reaalse kinnisvarahindadega aga ei ole antud tulemuste põhjal ükski tunnus statistiliselt olulises seoses nivool 0,05, kuid nivool 0,1 on statistiliselt oluline seos leitud variintressimääraga (lisa 2).

Tabelis 10 on näha Itaalia korrelatsioonimaatriksit, mille abil selgub, et tugevaim Pearsoni korrelatsioonikordaja on vaadeldaval perioodil reaalsete kinnisvarahindade ja töötuse määra vahel, kus esineb keskmine negatiivne seos (-0,385). Samasuunaline seos tuli välja ka Hollandi aegridade puhul. Kõige nõrgem seos on variintressimäära ja töötuse määra vahel (0,003). Antud tulemus on täpselt vastupidine Hollandi korrelatsioonimaatriksile, kuid sarnaselt Hollandile, ei ole ka Itaalias ühtegi tugevat seost välja tuua. Reaalsete kinnisvarahindadega on kõik ülejäänud muutujad samuti negatiivses seoses ehk ei esine ühtegi positiivset seost. See tähendab, et kõigi sõltumatute muutujate suurenedes, reaalsed kinnisvarahinnad langevad. Vastupidiselt leiti aga Hollandis kõigi muutujatega v.a töötuse määraga positiivne seos.

Tabel 10. Itaalia muutujate korrelatsioonimaatriks

	KVHI	SHRATE	SKP	UNEMP	THI
KVHI	1				
SHRATE	-0,060	1			
SKP	-0,269	0,181	1		
UNEMP	-0,385	-0,031	0,340	1	
THI	-0,201	0,003	0,066	-0,207	1

Allikas: autori koostatud lisa 1 toodud andmete põhjal programmis *Gretl*

Lisa 3 on välja toodud tunnuste p-väärtused, mille juurde on vastava tärniga märgitud kas muutujaga esineb statistiliselt oluline seos või mitte. Tabelist on näha, et nivool 0,05 osutub statistiliselt olulisteks seosteks reaalsete kinnisvarahindadega reaalse SKP kasvumäära ning töötuse määra seos. Nivool 0,05 on statistiliselt oluline seos, sarnaselt Hollandile, reaalse SKP kasvumäära ja töötuse määra vahel (lisa 3).

Korrelatsioonimaatriksite põhjal saadud muutujate vahelised tulemused on olulised ja tuleb autoril arvesse võtta järgnevas peatükis regressioonanalüüsi mudeli koostamisel koos 2.2. alapeatükis mainitud mudeli testimistega.

### 3.3. Regressioonanalüüs

Antud bakalaureusetöö teiseks uurimismeetodiks on regressioonanalüüs hariliku vähimruutude meetodil, mille eesmärgiks on uurida rahapoliitika mõju kinnisvarahindadele Hollandi ja Itaalia näitel. Regressioonmudelisse kaasatavate aegridade puhul on eelnevalt kontrollitud nende

sesoonsust ja statsionaarsust, mis on leitav alapeatükist 3.1. Autor loob kaks eraldi mudelit, Hollandi ja Itaalia kohta, kus sõltuvaks muutujaks on võetud reaalsed kinnisvarahinnad ning neljaks sõltumatuks muutujaks reaalne SKP kasvumäär, variintressimäär, töötuse määr ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Analüüs viiakse läbi olulisuse nivool 5% ehk 0,05.

### 3.3.1. Holland

Hollandi mudelis on sõltuvaks muutujaks võetud logaritmitud 1. järku diferentsitud reaalsed kinnisvarahinnad ja neljaks sõltumatuks muutujaks reaalne SKP kasvumäär ning 1. järku diferentsitud variintressimäär, töötuse määr ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Samuti lisas autor mudelisse ajatrendi, et mudel oleks õige kujuga. Esialgne mudel oli statistiliselt oluline ( $p$ -väärtus=0,004<0,05), vaatluste arv 63. Determinatsioonikordaja  $R^2$ , mis näitab mudeli kirjeldusvõimet, tuli 0,1229 ehk mudel suutis kirjeldada 12,29%. Ainukeseks statistiliselt oluliseks muutujaks oli variintressimäär nivool 0,1.

Autor püüdis järgnevalt mudelit parandada. Tuginedes varasematele uuringutele, nagu Štirba (2019), Nocera, Roma (2018) ning Rahal (2016), otsustas autor seejärel lisada mudelisse viitajad variintressimäära ja reaalse SKP kasvumäära muutujatele, selleks et kontrollida, kas mainitud tegurid võivad reaalseid kinnisvarahindasid mõjutada nihkega. Selleks, et leida kõige sobivamad viitajad antud muutujatele, võrdles autor korrigeeritud determinatsioonikordajaid (*adjusted R-squared*). Kui antud kordaja suurenes uue tunnuse lisamisel mudelisse, siis järelikult mudel paranes. Vastupidiselt, korrigeeritud determinatsioonikordaja vähenedes, mudel halvenes. (Sauga 2017) Autor otsustas mudelisse kaasata variintressimäära viitajaga 2 ning reaalse SKP kasvumäära viitajaga 4. Lisas 4 toodud lõplikus mudelis osutus ainukeseks statistiliselt oluliseks muutujaks variintressimäär viitajaga 2, mille  $p$ -väärtus<0,05. Kuna reaalne SKP ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär ning töötuse määr osutusid statistiliselt ebaolulisteks, hakkas autor eemaldama üksikhaaval neid muutujaid kindlas järjekorras,  $t$ -testi  $p$ -väärtuse järgi suurimast. Peale töötuse määra ja tarbijahinnaindeksi kasvumäära muutujate eemaldamist muutus korrigeeritud determinatsioonikordaja põhjal mudeli statistiline olulisus üleüldiselt paremaks, seega autor otsustas need muutujad lõplikust mudelist välja jätta. Reaalse SKP kasvumäära eemaldamine aga muutis mudeli halvemaks, seega antud muutuja jäeti sisse. Vaatluste arv oli lõplikus mudelis 61, mudel oli üleüldiselt statistiliselt oluline ( $p$ -väärtus<0,05) ning mudeli kirjeldusvõimeks tuli 0,2285 ehk 22,85%, mis oli parem kui esialgne mudel.

Seejärel viis autor läbi ka alapeatükis 2.2. toodud regressioonanalüüsiga seotud testid. Esmalt kontrollis autor multikollineaarsust VIF testiga. Ühegi muutuja puhul ei esinenud multikollineaarsust, kuna kõik väärtused olid väiksemad kui 10. Heteroskedastiivsust kontrollis autor White testi abil. Testi p-väärtuseks tuli  $0,584 > 0,05$ , mis tähendas nullhüpoteesi vastuvõtmist ehk heteroskedastiivsus puudus. Ramsey RESET testi tulemusel ( $p$ -väärtus= $0,629 > 0,05$ ) oli mudeli kuju õige. Jääkliikmete allumist normaaljaotusele kontrollis autor Doornik-Hanseni testiga, kus seda kinnitas nullhüpoteesi vastuvõtmine ( $p$ -väärtus= $0,058 > 0,05$ ). Viimaseks testis autor autokorrelatsiooni Breusch-Godfrey testiga, kus nullhüpoteesiks oli autokorrelatsiooni puudumine ning sisukas hüpotees väitis, et juhuslike liikmete vahel esineb autokorrelatsioon. Testi  $p$ -väärtus  $< 0,05$  ehk vastu tuli võtta sisukas hüpotees, mis tähendas, et mudelis esines autokorrelatsioon. Autokorrelatsioonist oleks võimalik vabaneda, kui diferentsida muutujaid. Teist järku diferentimine ei eemaldanud mudelist autokorrelatsiooni ning kuna esimest järku diferentimine muutis juba kõik muutujad statsionaarseks, ei oleks see ka mõistlik. Autor proovis kasutada ka fiktiivseid muutujaid (*dummy variables*), kuid need ei aidanud autokorrelatsioonist vabaneda ning kuna korrigeeritud deteminatsioonikordaja vähenes, siis muutis nende kaasamine ka mudeli üleüldiselt halvemaks. Autor kasutas seejärel kohandatud standardvigu, mis ei eemaldanud autokorrelatsiooni, kuid muutsid mudeli üleüldise statistilise olulisuse paremaks, mistõttu on see ka lõplikusse mudelisse sisse jäetud.

Hollandi lõplik mudel on täies mahus leitav allolevast tabelist 11, kus on toodud vastavad regressioonmudeli parameetrid.

Tabel 11. Hollandi regressioonmudeli parameetrid

	Koefitsient	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	-0,006	0,004	0,164
d_sd_SHRATE_2	0,008	0,002	<0,0001
SKP_4	-0,001	0,001	0,240
aeg	$2,089 \times 10^{-4}$	$9,212 \times 10^{-5}$	0,027

Allikas: autori arvutused programmis *Gretl*

Lõpliku mudeli parameetrite hinnagute põhjal saab öelda, et kui variintressimäär tõuseb ühe protsendipunkti võrra, siis reaalsed kinnisvarahinnad Hollandis suurenevad 0,8 protsendi võrra. Ehk esineb positiivne seos kahe näitaja vahel, mida kinnitab ka korrelatsioonimaatriksis leitud tulemus alapeatükis 3.1.



### 3.3.2. Itaalia

Itaalia mudelis on sõltuvaks muutujaks võetud logaritmitud 1. järku diferentsitud reaalsed kinnisvarahinnad ja neljaks sõltumatuks muutujaks reaalne SKP kasvumäär, tarbijahinnaindeksi kasvumäär ning 1. järku diferentsitud variintressimäär ja töötuse määr. Ka Itaalia mudeli puhul lisas autor mudelisse ajatrendi. Esialgne mudel oli statistiliselt oluline ( $p$ -väärtus=0,002), vaatluste arv oli 63. Determinatsioonikordaja  $R^2$  väärtus tuli 0,2732 ehk mudel suutis kirjeldada 27,32%. Ainukeseks statistiliselt oluliseks muutujaks nivool 0,05 oli töötuse määr. Nivool 0,1 oli statistiliselt oluline ka tarbijahinnaindeksi kasvumäär.

Sarnaselt Hollandile, üritas autor ka siin mudelit parandada ning katsetada viitaegade lisamist, kasutades korrigeeritud determinatsioonikordajat parima viitaja leidmiseks. Autor otsustas lõplikusse mudelisse kaasata variintressimäära viitajaga 2 ning reaalse SKP kasvumäära viitajaga 3. Lisas 5 toodud lõplikus mudelis osutusid statistiliselt olulisteks muutujateks nivool 0,05 variintressimäär, töötuse määr ning tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Vaatluste arv 63, mudel oli üleüldiselt statistiliselt oluline ( $p$ -väärtus<0,05) ning mudeli kirjeldusvõimeks tuli 0,3451 ehk 34,51%, mis on samuti parem kui esialgne mudel.

Seejärel viis autor läbi alapeatükis 2.2. toodud regressioonanalüüsiga seotud testid. Ühegi muutuja puhul ei esinenud multikollineaarsust, mida kontrolliti VIF testiga, kuna kõik väärtused olid väiksemad kui 10. Selgus, et lõplikus mudelis heteroskedastiivsust ei esinenud ( $p$ -väärtus=0,239>0,05). Ramsey RESET testi tulemusega kinnitati, et mudeli kuju on õige ( $p$ -väärtus=0,959>0,05). Jääkliikmete allumist normaaljaotusele kontrolliti Doornik-Hanseni testiga, kus sai vastu võtta nullhüpooteesi ehk jäägid allusid normaaljaotusele ( $p$ -väärtus=0,911>0,05). Lõpetuseks testis autor autokorrelatsiooni Breusch-Godfrey testiga, kus testi  $p$ -väärtus tuli 0,002<0,05 ehk mudelis esines autokorrelatsioon. Sarnaselt Hollandi mudeli puhul ei aidanud teist järku diferentsimine ega fiktiivsed muutujad autokorrelatsioonist vabandada, kus viimane vähendas samuti korrigeeritud determinatsioonikordajat ehk mudel halvenes. Autor otsustas lõplikus mudelis kaasta kohandatud standardvead, mis ei eemaldanud autokorrelatsiooni, kuid muutsid mudeli üleüldise statistilise olulisuse paremaks.

Itaalia lõplik mudel on täies mahus leitav allolevast tabelist 12, kus on toodud vastavad regressioonmudeli parameetrid.

Tabel 12. Itaalia regressioonimudeli parameetrid

	Koefitsient	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	0,019	0,023	0,404
SKP_3	$7,805 \times 10^{-7}$	$7,779 \times 10^{-7}$	0,320
d_SHRATE_2	0,007	0,003	0,012
d_UNEMP	-0,011	0,003	0,002
sd_THI	-0,004	0,001	$0,001 \times 10^{-1}$
aeg	$2,769 \times 10^{-4}$	$1,816 \times 10^{-4}$	0,133

Allikas: autori arvutused programmis *Gretl*

Itaalia mudeli parameetrite hinnangul saab öelda, et kui variintressimäär suureneb ühe protsendipunkti võrra, siis reaalsed kinnisvarahinnad tõusevad Itaalias vastavalt 0,7 protsendi võrra. Tegemist on positiivse seosega, kuid see ei ole kooskõlas korrelatsioonimaatriksis leituga. Samas tarbijahinnaindeksi kasvumäära ja töötuse määra ühe protsendipunktiline suurenemine toob kaasa reaalsete kinnisvarahindade vastava 0,4 ja 1,1 protsendilise languse, mis on kooskõlas korrelatsioonimaatriksis leituga.

### 3.4. Empiirilise analüüsi tulemused ja järeldused

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli uurida, kas ja kui palju mõjutab rahapoliitika kinnisvarahindasid Hollandis ja Itaalias. Mõlema riigi puhul koostati eraldi ökonomeetiline mudel. Mudelites on kasutatud sekundaarseid andmeid BIS, OECD andmebaasidest ja majandusteadlase Jing Cynthia Wu kodulehelt. Uuritavaks perioodiks on valitud 2004. aasta IV kvartal kuni 2021. aasta III kvartal, et valim sisaldaks ka erinevaid majandustsükleid, andmed oleksid usaldusväärsed ning periood oleks võimalikult pikk. Sõltuvaks muutujaks on võetud reaalsed kinnisvarahinnad ning neljaks sõltumatuks muutujaks reaalne SKP kasvumäär, variintressimäär, töötuse määr ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär.

Mõlema riigi puhul leiti esmalt korrelatsioonimaatriks ökonomeetriapaketi *Gretl* ning seejärel hinnati p-väärtusi ja statistilisi olulisusi tabeltöötlusprogrammis *Microsoft Excel*. Selgus, et Hollandi puhul reaalsete kinnisvarahindadega ei olnud ükski sõltumatutest muutujatest statistiliselt olulises seoses. Seevastu Itaalia puhul leiti, et reaalne SKP kasvumäär ja töötuse määr on statistiliselt olulises seoses reaalsete kinnisvarahindadega. Itaalia puhul osutusid kõik muutujate

suunad reaalse kinnisvarahindadega negatiivseteks, mis tähendab, et antud muutujate suurenedes hakkavad reaalsed kinnisvarahinnad langema. Vastupidiselt leiti aga Hollandi puhul ainukene negatiivne suund reaalse kinnisvarahindade ja töötuse määra vahel. Hollandi tugevaim Pearsoni korrelatsioonikordaja esines reaalse kinnisvarahindade ja variintressimäära vahel (0,236) ning Itaalia puhul töötuse määra vahel (-0,385).

Antud lõputöö regressioonanalüüsiga sarnaseid paralleele saab leida ka varasemate empiiriliste uuringute tulemustega. Maynou *et al.* (2021) leidsid enda uuringute käigus, et töötuse määra 1% suurenemise tulemusena langevad reaalsed kinnisvarahinnad keskmiselt 0,24%. Saranselt neile leidis autor enda töös, et Itaalias töötuse määra ühe protsendipunkti suurenemisel langevad reaalsed kinnisvarahinnad 1,1 protsenti. Samale järeldusele on oma töödes jõudnud ka Moons, Hellinckx (2019) ja Røed Larsen (2018). Hollandi mudeli puhul ei õnnestunud tõestada, et töötuse määra puhul eksisteerib statistiliselt oluline seos ning seetõttu see ka eemaldati, kuna selle puudumine muutis lõplikku mudeli üleüldist statistilist olulisust paremaks.

Varasemates uuringutes on seose reaalse kinnisvarahindade ja reaalse SKP kasvumäära vahel toonud välja nii Štirba (2019), Bjornland, Jacobsen (2010) ning ka Berlemann, Freese (2013). Antud lõputöös ei suudetud aga kummagi riigi mudelites antud näitaja puhul tõestada, et eksisteerib statistiliselt oluline seos.

Kui Hollandis ei osutunud tarbijahinnaindeksi kasvumäära näitaja statistiliselt oluliseks ning seda ka lõplikusse mudelisse ei kaasatud, siis Itaalia mudeli puhul oli muutuja statistiliselt oluline. Tsatsaronis, Zhu (2004) leidsid enda uurimuse käigus, et tarbijahinnaindeksi mõju eluasemehindadele on tugevaim nende riikide grupi puhul, kus esines pikaajaline inflatsioonimäär. Sinna gruppi kuulus ka Itaalia, mis on kooskõlas autori leitud tulemustega. Selgus, et kui tarbijahinnaindeksi kasvumäär tõuseb ühe protsendipunkti võrra, siis vähenevad reaalsed kinnisvarahinnad 0,4 protsenti. Antud suund on ka kooskõlas korrelatsioonanalüüsis leitudga.

Kuna nii Hollandi kui ka Itaalia mudelite koostamisel kasutas autor tavapära ja tavapäratut rahapoliitikat koos, on töösse valitud variintressimäär lühiajalise intressimäära asemel. Arvestades, et mõlemad näitajad on suhteliselt kokkulangevad, siis tulemuste võrdluste tegemiseks tuuakse välja artikleid, kus on kasutatud ka lühiajalist intressimäära. Bjornland, Jacobsen (2010) leidsid, et pärast rahapoliitilist šokki, mis tõstab intressimäära ühe protsendipunkti võrra, langevad eluasemehinnad keskmiselt 3–5 protsendipunkti.

Intressimäärad reageerivad eluasemehindade šokkidele etteaimatavalt, kuid riigiti on reageerimise suurus ja ajastus erinev (*Ibid.*). Demary (2009) leidis kinnituse enda eeldusele, et rahapoliitika karmistamine toob kaasa madalamad kinnisvarahinnad, kuna kõrgemad intressimäärad tõstavad kinnisvaraarenduste rahastamise kulusid, vähendades eluasemenõudlust. Ehk kahe näitaja vahel on negatiivne seos. Štirba (2019), kes kasutas enda töös Wu-Xia variintressimäära, leidis, et variintressimääral on riikide lõikes üldjuhul negatiivne seos. Täpsemalt analüüsis ta ka eraldi Hollandit, kus leiti et kogu vaadeldava perioodi jooksul reageerisid eluasemehinnad langusega variintressimäära suurenemisele. Autori leitud Hollandi ja Itaalia mudelite põhjal võib järeldada, et kui variintressimäärad tõusevad ühe protsendipunkti võrra, siis kasvavad reaalsed kinnisvarahinnad vastavalt 0,8 ja 0, protsenti. Antud lõputöö empiirilises analüüsis võib reaalse kinnisvarahindade ja variintressimäära vahel esineda positiivne seos, kuna kogu uuritava perioodi vältel on kaks erinevat majandustsüklit, mis muudavad üldist lõplikku mudelit.

Mõlema riigi lõpliku mudeli puhul täheldati ka autokorrelatsiooni esinemist, kuid seda ei suudetud mudelitest eemaldada. Autor proovis nii teist järku diferentsimist kui ka fiktiivseid muutujaid. Kuna autokorrelatsiooni ei õnnestunud eemaldada, siis autokorrelatsiooni arvesse võtmiseks kasutas autor kohandatud standardvigu. Muude muutujate statistiline ebaolulisus võib olla tingitud mitmesugustest teguritest, arvestades, et mudel on koostatud pikaajalise ajaperioodi vältel. Selle põhjuseks võib olla majanduskriisi aastate sisaldumine valimis, mida esitatud mudel ei arvestanud, st fiktiivmuutujaid ei kaasatud. Samuti on majanduslangust hariliku vähimruutude meetodiga keeruline modelleerida ning tulemused võivad olla seetõttu moonutatud ja ebaloogilised. Lisaks oleks hea antud uurimust teha veelgi pikema perioodi kohta, kuid antud lõputöös piiras perioodi valikut oluliselt variintressimäära kasutamine, mille andmed olid kättesaadavad alates 2004. aasta IV kvartalist.

Järgnevates uuringutes tasuks hariliku vähimruutude meetodi asemel kasutada vektor-autoregressiivset analüüsimeetodit (VAR), mida on kasutatud paljudes varasemates empiirilistes uuringutes näiteks Štirba (2019), Bjornland, Jacobsen (2010), Moons, Hellinckx (2019) ja Elbourne (2008). Antud analüüsimeetodiga oleks võimalik paremini tuvastada rahapoliitilise šokke. Samuti võib tulemuste parandamiseks jagada perioodid kaheks ning uurida, millised oleksid tulemused siis, kui mudelist oleks välja jäetud kaks kriisiperioodi.

Tuleb märkida, et lisaks käesolevas uuringus vaadeldud muutujatele on veel palju rahapoliitika muutujaid, mis võiksid sobitada tulevaste mudelitega, kuid mida selles uuringus ei käsitletud.

Nendeks võiksid olla näiteks kodumajapidamiste võlg ja säästumäär, panga krediit, omandimaksud, kasutatav tulu, tarbija kulutsed ja vara väärtus.

## KOKKUVÕTE

Eluase on leibkondade suurimaks varaks ning kuna elamukinnisvara moodustab finantsvahendajate portfelligi olulise osa, on need majanduse jaoks määrava tähtsusega. Tulenevalt sellest oli käesoleva balaureusetöö eesmärgiks välja selgitada, kas ja kui suurel määral mõjutab rahapoliitika kinnisvarahindasid Hollandi ja Itaalia näitel. Arvestades, et majapidamiste osalus hüpoteeklaenu turul on analüüsitavates euroala riikides väga heterogeenne ning Hollandi ja Itaalia kinnisvaraturud erinevad üksteisest märkimisväärselt, püütakse antud lõputöös analüüsida ja hinnata, kas samal rahasüsteemi alal on eluasemehindade reageerimisel rahapoliitilistele muutustele riikidevahelisi erinevusi. Uuringuperioodiks valiti töösse 2004. aasta IV kvartal kuni 2021. aasta III kvartal.

Lõputöö käigus sooviti leida vastused järgmistele uurimisküsimustele:

- Kas Hollandis ja Itaalias esineb rahapoliitika ja kinnisvarahindade vaheline seos?
- Millised mudelisse kaasatavad muutujad mõjutavad kinnisvarahindu enim?
- Kas Hollandi ja Itaalia vahel on erinevusi rahapoliitika mõju osas kinnisvarahindadele?

Uurimisküsimustele vastuste leidmiseks uuriti esmalt teemakohast erialast kirjandust ning varasemaid empiirilisi uuringuid. Nendest lähtuvalt otsustas autor sõltumatute muutujatena kasutada töös reaalsel SKP kasvumäära, variintressimäära, töötuse määra ja tarbijahinnaindeksi kasvumäära. Näitajate mõju, suuna ja tugevuse leidmiseks tuli autoril läbi viia korrelatsioon- ja regressioonanalüüs. Enne analüüsida läbiviimist tuli mõlema riigi kvartaalsed aegread sesoonselt kohandada X-12-ARIMA meetodiga, logaritmid indeksnäitaja ning aegridades statsionaarsuse saavutamiseks kasutati ökonomeetriapaketis *Gretl Augmented Dickey-Fuller*'i ühikjuure testi.

Korrelatsioonanalüüsi käigus ei leitud reaalsete kinnisvarahindade Hollandi puhul ühtegi statistiliselt olulist seost sõltumatute muutujatega. Seevastu Itaalia puhul leiti statistiliselt oluline seos reaalse SKP kasvumäära ning töötuse määraga. Statistiliselt mitteolulisteks seoseteks Itaalias olid variintressimäär ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Kui Hollandi puhul osutus ainukeseks

negatiivseks suunaks seos reaalseste kinnisvarahindade ja töötuse määra suhtes, siis Itaalia puhul osutusid kõigi muutujate suunad negatiivseteks, mis tähendab, et antud muutujate suurenedes hakkavad reaalsed kinnisvarahinnad langema. Hollandi korrelatsioonimaatriksi tugevaim Pearsoni korrelatsioonikordaja esines reaalseste kinnisvarahindade ja variintressimäära vahel (0,236) ning Itaalia puhul sõltuva muutuja ja töötuse määra vahel (-0,385). Antud tulemuste põhjal saab ka vastata lõputöö alguses püsitatud esimesele uurimisküsimusele. Hollandis ei esine rahapoliitika ja reaalseste kinnisvarahindade vahelist seost, kuid Itaalias osaliselt esineb.

Järgnevalt koostati Hollandi ja Itaalia regressioonimudelid. Hollandi lõplikus mudelis osutus ainukeseks statistiliselt oluliseks muutujaks variintressimäär viitajaga 2. Mudel üleüldiselt oli statistiliselt oluline ( $p$ -väärtus $<0,05$ ) ning mudeli kirjeldusvõimeks tuli 22,85%. Selgus, et kui variintressimäär tõuseb ühe protsendipunkti võrra, siis reaalsed kinnisvarahinnad suurenevad 0,8 protsendi võrra. Itaalia lõplikus regressioonimudelis osutusid aga statistiliselt olulisteks tunnusteks variintressimäär viitajaga 2, töötuse määr ning tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Antud mudel oli samuti üleüldiselt statistiliselt oluline ( $p$ -väärtus $<0,05$ ) ning mudeli kirjeldusvõimeks tuli 34,51%. Selgus, et kui variintressimäär suureneb ühe protsendipunkti võrra, siis reaalsed kinnisvarahinnad tõusevad Itaalias vastavalt 0,7 protsendi võrra ning tarbijahinnaindeksi kasvumäära ja töötuse määra ühe protsendipunktiline suurenemine toob kaasa reaalseste kinnisvarahindade vastava 0,4 ja 1,1 protsendilise languse. Mõlema riigi puhul tuvastati autokorrelatsiooni esinemine, kuid seda ei suudetud eemaldada ja võeti kasutusele kohandatud standardvead. Antud tulemuste põhjal saab vastata lõputöös püsitatud teisele uurimisküsimusele. Hollandi puhul mõjutab mudelisse kaasatud muutujatest enim variintressimäär ning Itaalia puhul variintressimäär, töötuse määr ja tarbijahinnaindeksi kasvumäär. Antud analüüsi käigus jõudis autor järelduseni, et Hollandi ja Itaalia vahel esineb mõningaid erinevusi rahapoliitika mõju osas kinnisvarahindadele, kuid on leida ka üksikuid sarnasusi nagu näiteks variintressimäära seos.

Kuna mõlema riigi puhul tuli variintressimäära seose suund ebaloogiline teooriaga, siis tasuks järgnevates uuringutes kasutada muud lühiajalise intressimäära muutujat. Samuti võib tulemuste parandamiseks jagada perioodid kaheks ning uurida, millised oleksid tulemused siis, kui mudelist oleks välja jäetud kaks kriisiperioodi. Autor teeb ka ettepaneku hariliku vähimruutude meetodi asemel kasutada vektor-autoregressiivset analüüsimeetodit (VAR) ning lisaks käesolevas uuringus vaadeldud muutujatele on veel palju rahapoliitika muutujaid, mis võiksid sobitada tulevaste mudelitega.

## **SUMMARY**

### **THE IMPACT OF MONETARY POLICY ON HOUSE PRICES IN THE NETHERLANDS AND ITALY**

Getlin Meetua

Housing is the largest asset of households and, as it forms a significant part of the portfolio of financial intermediaries, it is crucial for the economy. Consequently, the aim of this bachelor's thesis is to find out whether and to what extent monetary policy affects house prices in the Netherlands and Italy. Given the heterogeneity of household participation in the mortgage market across euro area countries and the significant differences between the Dutch and Italian real estate markets, this study aims to analyze and assess whether there are differences in response to monetary policy changes between countries in the same monetary system. The fourth quarter of 2004 to the third quarter of 2021 was chosen as the study period.

This thesis is finding answers to the following research questions:

- Is there a link between monetary policy and house prices in the Netherlands and Italy?
- Which variables included in the model have the greatest impact on house prices?
- Are there differences between the Netherlands and Italy in terms of the impact of monetary policy on house prices?

The relevant professional literature and past empirical research were initially examined in order to find answers to the research questions. Based on these, the author decided to use the real GDP growth rate, the shadow rate, the unemployment rate and the growth rate of the consumer price index as independent variables. The author had to create a correlation matrix and perform regression analysis in order to determine the impact, strength, and direction of indicators. Prior to the analyzes, time series used in correlation and regression analysis were first corrected by removing seasonality with the X-12-ARIMA method and using logarithm for index variable. The



Augmented Dickey-Fuller test in the econometric package Gretl was used to ensure the time series' stationarity, which is required for regression analysis.

The correlation analysis did not find any statistically significant correlation between real house prices in the Netherlands and independent variables. In contrast, in Italy, a statistically significant correlation was found between real GDP growth and unemployment rate. The statistically insignificant correlations in Italy were the shadow rate and the growth rate of the consumer price index. While in the Netherlands the only negative correlation was the between real house prices and the unemployment rate, in the case of Italy the correlation for all variables turned out to be negative, which means that real house prices start to fall as these variables increase. The strongest Pearson correlation coefficient in the Dutch correlation matrix was between real house prices and the shadow rate (0,236) and in Italy, between the dependent variable and the unemployment rate (-0,385). The first research question posed at the beginning of the thesis can also be answered using these findings. There is no link between monetary policy and the real house prices in the Netherlands, but is partly in Italy.

As follows, regression models for the Netherlands and Italy were composed. In the Dutch model, the only statistically significant variable was the shadow rate with two-quarter lag. The model was generally statistically significant ( $p\text{-value} < 0,05$ ) and the descriptive capacity of the model was 22,85%. It turned out that if the shadow rate rises by one percentage point, real house prices will increase by 0,8 percent. However, in the Italian regression model, the shadow rate with two-quarter lag, the unemployment rate and the growth rate of the consumer price index were statistically significant. This model was also generally statistically significant ( $p\text{-value} < 0,05$ ) and the descriptive capacity of the model was 34,51%. The model showed that if the shadow rate increases by one percentage point, real house prices in Italy will rise by 0,7 percent, and a one percentage point increase in the the growth rate of the consumer price index and unemployment rates will lead to a 0,4 and 1,1 percent decrease in real house prices, respectively. In both countries, autocorrelation was detected but could not be removed. Based on these results, the second research question in the thesis can be answered. In the case of the Netherlands, the shadow rate has the greatest impact on house prices, and in the case of Italy the shadow rate, the unemployment rate and the growth rate of the consumer price index. In the course of this analysis, the author concludes that there are some differences between the Netherlands and Italy in terms of the impact of monetary policy on house prices, but that some similarities can be found, such as the relationship between the shadow rate.

Because the direction of the shadow rate in both countries was contradictory in theory, future studies should use a different short-term interest rate variable. It is also possible to split the periods in half to improve the results and see what would happen if two crisis times were removed from the model. The author also suggests using vector autoregressive analysis (VAR) method instead of the usual least squares method, and in addition to the variables considered in this study, there are many other monetary policy variables that could be compatible with future models.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Altavilla, C., Burlon, L., Giannetti, M., Holton, S. (2019). Is there a zero lower bound? The effects of negative policy rates on banks and firms. *ECB Working Paper Series*, No. 2289.
- Altavilla, C., Ciccarelli, M. (2009). The effects of monetary policy on unemployment dynamics under model uncertainty. Evidence from the US and the euro area. *ECB Working Paper Series*, No. 1089.
- Amadeo, K. (2021). *What Is a Recession?* Kättesaadav: <https://www.thebalance.com/what-is-a-recession-3306019>, 03. aprill 2022.
- Amadeo, K. (2022). *Expansionary Monetary Policy*. Kättesaadav: <https://www.thebalance.com/expansionary-monetary-policy-definition-purpose-tools-3305837>, 03. aprill 2022.
- Amadeo, K. (2022). *Liquidity Trap with Causes, Signs, and Cures*. Kättesaadav: <https://www.thebalance.com/liquidity-trap-examples-with-5-signs-and-5-cures-3306141>, 07. aprill 2022.
- Bank for International Settlements. (2022). BIS Selected property prices. (ITA). [E-andmebaas]. Kättesaadav: [https://stats.bis.org/#df=BIS:WS\\_SPP\(1.0\);dq=.IT+NL.R.628%3FstartPeriod=2004-10-01&endPeriod=2021-09-01;pv=1~4~1,0,0~both](https://stats.bis.org/#df=BIS:WS_SPP(1.0);dq=.IT+NL.R.628%3FstartPeriod=2004-10-01&endPeriod=2021-09-01;pv=1~4~1,0,0~both), 04. mai 2022.
- Bank for International Settlements. (2022). BIS Selected property prices. (NLD). [E-andmebaas]. Kättesaadav: [https://stats.bis.org/#df=BIS:WS\\_SPP\(1.0\);dq=.IT+NL.R.628%3FstartPeriod=2004-10-01&endPeriod=2021-09-01;pv=1~4~1,0,0~both](https://stats.bis.org/#df=BIS:WS_SPP(1.0);dq=.IT+NL.R.628%3FstartPeriod=2004-10-01&endPeriod=2021-09-01;pv=1~4~1,0,0~both), 04. mai 2022.
- Berlemann, M., Freese, J. (2013). Monetary policy and real estate prices: a disaggregated analysis for Switzerland. *International Economics and Economic Policy*, 10 (4), 469-490.
- Bjornland, H.C., Jacobsen, D.H. (2010). The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies. *Journal of Financial Stability*, 6 (4), 218-229.
- Bowdler, C., Radia, A. (2012). Unconventional monetary policy: the assessment. *Oxford Review of Economic Policy*, 28 (4), 603–621.
- Carstensen, K., Hülseswig, O., Wollmershaeuser, T. (2009). Monetary Policy Transmission and House Prices: European Cross-Country Evidence. *CESifo Working Paper Series*, No. 2750.

- Demary, M. (2009). The link between output, inflation, monetary policy and housing price dynamics. *MPRA Paper*, No 15978.
- Elbourne, A. (2008). The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach. *Journal of Housing Economics*, 17 (1), 65–87.
- Elbourne, A., Ji, K., Duijndam, S. (2018). The Effects of Unconventional Monetary Policy in the Euro Area. *CPB Discussion paper*, No. 371.
- Euribor rates. (2022). *Euribor and a mortgage*. Kättesaadav: <https://www.euribor-rates.eu/en/euribor-mortgage/>, 13. märts 2022.
- European Central Bank (2009). Housing finance in the euro area. Structural Issues Report.
- European Commission (2022). *What is the euro area?* Kättesaadav: [https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/euro-area/what-euro-area\\_en](https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/euro-area/what-euro-area_en), 06. veebruar 2022.
- Friedman, B. (2000). Monetary Policy. *NBER Working Paper Series*, No. 8057.
- Hülsewig, O., Rottmann, H. (2021). Euro area house prices and unconventional monetary policy surprises. *CESifo Working Paper Series*, No. 9045.
- International Monetary Fund (2008). *World Economic Outlook April 2008*. USA: International Monetary Fund.
- Jones, C., Kulish, M., Morley, J. (2021). A Structural Measure of the Shadow Federal Funds Rate. *Finance and Economics Discussion Series*, No. 2021-064.
- Kuhlbach, H., Prisk, P., Lauren, A. (2001). *Kinnisvaraõpik*. Tallinn: Kirjastus Agiaator OÜ.
- Maynou, L., Monfort, M., Morley, B., Ordóñez, J. (2021). Club convergence in European housing prices: The role of macroeconomic and housing market fundamentals. *Economic Modelling*, 103, 105595.
- Mishkin, F. (2007). Housing and the Monetary Transmission Mechanism. *NBER Working Paper Series*, No. 13518.
- Monetary Policy*. (2022). Kättesaadav: <https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/economics/monetary-policy/>, 07. aprill 2022.
- Moons, C., Hellinckx, K. (2019). Did Monetary policy fuel the housing bubble? An application to Ireland. *Journal of Policy Modeling*, 41 (2), 294-315.
- Musso, A., Neri, S., Stracca, L. (2011). Housing, consumption and monetary policy: how different are the US and the euro area? *Journal of Banking & Finance*, 35 (11), 3019-3041.

- Nobili, A., Zollino, F. (2017). A structural model for the housing and credit market in Italy. *Journal of Housing Economics*, 36, 73–87.
- Nocera, A., Roma, M. (2018). House prices and monetary policy in the euro area: evidence from structural VAR. *USC-INET Research Paper*, No. 18-13.
- OECD. (2022). Inflation (CPI) (indicator) (ITA) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>, 04. mai 2022.
- OECD. (2022). Inflation (CPI) (indicator) (NLD) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>, 04. mai 2022.
- OECD. (2022). Quarterly GDP (indicator) (ITA) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/gdp/quarterly-gdp.htm>, 04. mai 2022.
- OECD. (2022). Quarterly GDP (indicator) (NLD) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/gdp/quarterly-gdp.htm>, 04. mai 2022.
- OECD (2022). Short-term interest rates (indicator) (EA19) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/chart/6Hzl>, 04. mai 2022.
- OECD. (2022). Unemployment rate (indicator) (ITA) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/unemp/unemployment-rate.htm>, 04. mai 2022.
- OECD. (2022). Unemployment rate (indicator) (NLD) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/unemp/unemployment-rate.htm>, 04. mai 2022.
- Paas, T. (1995). Sissejuhatus ökonomeetriasse. Kättesaadav: <https://core.ac.uk/download/pdf/154745737.pdf>, 27. märts 2022.
- Petersen, T. (2022). *Interest Rate Hike by the Fed – What Does it Mean for Europe?* Kättesaadav: <https://globaleurope.eu/globalization/interest-rate-hike-by-the-fed-what-does-it-mean-for-europe/>, 07. aprill 2022.
- Posedel, P., Vizek, M. (2011). Are house prices characterized by threshold effects? Evidence from developed and post-transition countries. *Finance a Uver*, 61 (6), 584-600.
- Rahal, C. (2016). Housing markets and unconventional monetary policy. *Journal of Housing Economics*, 32 (C), 67-80.
- Real estate indicators and financial stability*. (2005). *BIS Papers*, No. 21.
- Røed Larsen, E. (2018). Can monetary policy revive the housing market in a crisis? Evidence from high-resolution data on Norwegian transactions. *Journal of Housing Economics*, 42 (C), 69-83.
- Sauga, A. (2015). *Kvantitatiivsed meetodid majanduses*. Kättesaadav: <https://www.sauga.pri.ee/audentes/download/kvantmeetodid.pdf>, 03. aprill 2022.
- Sauga, A. (2017). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele*. Tallinn: TTÜ kirjastus.

- Sheedy, K. D. (2017). Conventional and unconventional monetary policy rules. *Journal of Macroeconomics*, 54, 127–147.
- Smaghi, B. L. (2009). *Conventional and unconventional monetary policy. Keynote lecture at the International Center for Monetary and Banking Studies (ICMB)*. Kättesaadav: <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2009/html/sp090428.en.html>, 12. märts 2022.
- Štirba, P. (2019). The effects of monetary policy on real estate market: a SVAR analysis. (Magistritöö) Charles University sotsiaalteaduskond, Praha.
- Zhu, B., Betzinger, M., Sebastian, S. (2017). Housing market stability, mortgage market structure, and monetary policy: Evidence from the euro area. *Journal of Housing Economics*, 37, 1–21.
- Taylor, J. B. (2007). Housing and monetary policy. *NBER Working Paper*, No. 13682.
- Taylor, M. (2021). *What is a mortgage?* Kättesaadav: <https://www.bankrate.com/mortgages/what-is-mortgage/>, 07. aprill 2022.
- Trichet, Jean-Claude. (2013) Unconventional Monetary Policy Measures: Principles-Conditions-Raison d'Être. *International Journal of Central Banking*, 9, 229–250.
- Tsatsaronis, K., H. Zhu (2004). What Drives House Price Dynamics: Cross-Country Evidence. *BIS Quarterly Review (March)*, 65-78.
- Tu, Q., de Haan, J., Boelhouwer, P. (2017). House prices and long-term equilibrium in the regulated market of the Netherlands. *Housing Studies*, 33 (3), 408–432.
- Vargas-Silva, C. (2008). Monetary policy and the US housing market: a VAR analysis imposing sign restrictions. *Journal of Macroeconomics*, 30, 977-990.
- Värat, K. (2014). Kinnisvara väärtust ja hinda mõjutavad tegurid. (Bakalaureusetöö) Eesti Maaülikooli geomaatika osakond, Tartu.
- Williams, J. (2016). Measuring the effects of monetary policy on house prices and the economy. *In Bank Indonesia BIS Conference on Expanding the Boundaries of Monetary Policy in Asia and the Pacific*. Jakarta, Indonesia.
- Wu, J. C. (2022). Euro area shadow rate [Online]. Kättesaadav: <https://sites.google.com/view/jingcynthiawu/shadow-rates>, 04. mai 2022.

# LISAD

## Lisa 1. Hollandi ja Itaalia algandmed

Riik	Periood	Reaalsed kinnisvarahinnad, 2010=100	Variintressi määr, %	Reaalse SKP kasv, %	Töötuse määr, %	THI kasv, %
Holland	2004-Q4	101,57	2,13	0,22	6,87	1,28
Holland	2005-Q1	102,01	2,01	0,32	7,10	1,63
Holland	2005-Q2	102,40	2,08	0,70	7,10	1,53
Holland	2005-Q3	103,53	2,07	1,34	6,93	1,75
Holland	2005-Q4	103,73	2,27	0,63	6,83	1,84
Holland	2006-Q1	105,05	2,38	0,62	6,43	1,11
Holland	2006-Q2	105,34	2,70	1,50	6,13	1,32
Holland	2006-Q3	106,46	3,19	0,60	5,93	1,18
Holland	2006-Q4	107,44	3,43	0,82	5,87	0,80
Holland	2007-Q1	108,35	3,63	1,15	5,63	1,57
Holland	2007-Q2	107,94	3,84	0,51	5,27	1,79
Holland	2007-Q3	110,49	3,86	1,12	5,23	1,29
Holland	2007-Q4	111,03	3,90	1,35	5,07	1,80
Holland	2008-Q1	110,18	3,98	0,33	4,80	2,14
Holland	2008-Q2	108,79	4,08	0,49	4,80	2,31
Holland	2008-Q3	109,72	4,09	-0,12	4,73	3,17
Holland	2008-Q4	107,87	2,61	-0,66	4,73	2,33
Holland	2009-Q1	106,27	0,44	-3,59	4,90	1,96
Holland	2009-Q2	102,08	0,24	0,00	5,23	1,61
Holland	2009-Q3	102,10	-0,54	0,40	5,60	0,28
Holland	2009-Q4	101,74	0,07	0,60	5,93	0,93
Holland	2010-Q1	101,02	0,14	-0,19	6,20	0,88
Holland	2010-Q2	99,73	0,26	0,44	6,13	0,97
Holland	2010-Q3	100,12	0,66	0,44	6,10	1,56
Holland	2010-Q4	99,14	0,75	1,13	5,93	1,69
Holland	2011-Q1	98,69	0,68	0,58	5,80	1,86
Holland	2011-Q2	95,97	1,08	-0,09	5,77	2,12
Holland	2011-Q3	95,11	0,88	0,00	6,07	2,87
Holland	2011-Q4	93,39	-0,03	-0,60	6,50	2,51
Holland	2012-Q1	91,10	-0,33	-0,21	6,53	2,48
Holland	2012-Q2	88,56	-0,67	0,05	6,73	2,21
Holland	2012-Q3	84,69	-1,01	-0,43	6,83	2,29
Holland	2012-Q4	84,55	-1,00	-0,70	7,20	2,85

## Lisa 1 järg

Riik	Periood	Reaalsed kinnisvarahinnad, 2010=100	Variintressi määr, %	Reaalse SKP kasv, %	Töötuse määr, %	THI kasv, %
Holland	2013-Q1	81,70	-0,68	0,32	7,70	2,96
Holland	2013-Q2	79,26	-0,11	-0,18	8,13	2,75
Holland	2013-Q3	79,35	-0,35	0,60	8,50	2,77
Holland	2013-Q4	79,57	-0,26	0,64	8,47	1,56
Holland	2014-Q1	79,80	-0,60	-0,09	8,67	1,10
Holland	2014-Q2	79,49	-0,81	0,59	8,47	0,99
Holland	2014-Q3	79,63	-1,21	0,25	8,10	0,92
Holland	2014-Q4	80,45	-1,90	0,90	8,13	0,90
Holland	2015-Q1	81,72	-2,60	0,60	8,17	0,16
Holland	2015-Q2	81,18	-2,23	0,31	8,00	0,88
Holland	2015-Q3	82,55	-2,51	0,34	7,73	0,73
Holland	2015-Q4	83,41	-2,72	0,02	7,73	0,62
Holland	2016-Q1	85,00	-3,55	0,92	7,43	0,58
Holland	2016-Q2	84,81	-3,92	0,24	7,23	0,00
Holland	2016-Q3	86,64	-4,55	1,12	6,83	0,01
Holland	2016-Q4	87,81	-4,11	0,84	6,53	0,68
Holland	2017-Q1	89,31	-5,11	0,52	6,30	1,53
Holland	2017-Q2	90,08	-5,32	0,88	6,07	1,25
Holland	2017-Q3	91,78	-5,29	0,73	5,77	1,39
Holland	2017-Q4	93,98	-5,12	0,78	5,43	1,36
Holland	2018-Q1	96,46	-5,11	0,40	5,10	1,23
Holland	2018-Q2	96,91	-6,02	0,63	4,90	1,52
Holland	2018-Q3	99,08	-6,30	0,29	4,87	2,03
Holland	2018-Q4	100,51	-6,19	0,48	4,63	2,03
Holland	2019-Q1	101,72	-6,41	0,61	4,47	2,54
Holland	2019-Q2	102,26	-6,79	0,42	4,33	2,66
Holland	2019-Q3	102,54	-7,63	0,36	4,47	2,67
Holland	2019-Q4	104,28	-7,00	0,50	4,43	2,67
Holland	2020-Q1	106,42	-7,08	-1,64	4,07	1,61
Holland	2020-Q2	108,08	-7,26	-8,38	4,83	1,31
Holland	2020-Q3	109,83	-7,45	7,51	5,47	1,16
Holland	2020-Q4	112,27	-7,74	0,00	5,07	1,01
Holland	2021-Q1	116,37	-6,66	-0,78	4,67	1,75
Holland	2021-Q2	119,74	-6,08	3,76	4,37	2,01
Holland	2021-Q3	125,51	-6,37	2,11	4,13	2,17
Itaalia	2004-Q4	94,81	2,13	0,26	7,97	1,98
Itaalia	2005-Q1	96,13	2,01	-0,20	7,90	1,91
Itaalia	2005-Q2	97,23	2,08	0,74	7,80	1,85
Itaalia	2005-Q3	98,54	2,07	0,62	7,63	2,03
Itaalia	2005-Q4	99,08	2,27	0,15	7,67	2,15
Itaalia	2006-Q1	99,66	2,38	0,22	7,33	2,14
Itaalia	2006-Q2	100,81	2,70	0,67	6,97	2,23



## Lisa 1 järg

Riik	Periood	Reaalsed kinnisvarahinnad, 2010=100	Variintressi määr, %	Reaalse SKP kasv, %	Töötuse määr, %	THI kasv, %
Itaalia	2006-Q3	102,09	3,19	0,43	6,67	2,17
Itaalia	2006-Q4	102,77	3,43	1,27	6,50	1,82
Itaalia	2007-Q1	103,70	3,63	-0,15	6,23	1,74
Itaalia	2007-Q2	104,23	3,84	0,18	6,00	1,59
Itaalia	2007-Q3	105,05	3,86	0,23	6,20	1,64
Itaalia	2007-Q4	104,86	3,90	-0,34	6,40	2,35
Itaalia	2008-Q1	104,39	3,98	1,12	6,60	3,05
Itaalia	2008-Q2	104,24	4,08	-0,95	6,87	3,57
Itaalia	2008-Q3	103,68	4,09	-1,23	6,73	3,97
Itaalia	2008-Q4	102,54	2,61	-2,62	7,00	2,80
Itaalia	2009-Q1	103,11	0,44	-2,69	7,47	1,48
Itaalia	2009-Q2	102,47	0,24	-0,32	7,57	0,85
Itaalia	2009-Q3	102,38	-0,54	0,58	8,03	0,12
Itaalia	2009-Q4	101,61	0,07	0,32	8,37	0,66
Itaalia	2010-Q1	99,65	0,14	0,27	8,60	1,29
Itaalia	2010-Q2	99,97	0,26	0,75	8,63	1,40
Itaalia	2010-Q3	100,28	0,66	0,48	8,33	1,62
Itaalia	2010-Q4	100,10	0,75	0,55	8,37	1,79
Itaalia	2011-Q1	98,63	0,68	0,48	8,17	2,34
Itaalia	2011-Q2	99,68	1,08	0,04	8,20	2,67
Itaalia	2011-Q3	98,77	0,88	-0,52	8,63	2,81
Itaalia	2011-Q4	97,38	-0,03	-0,95	9,37	3,30
Itaalia	2012-Q1	96,09	-0,33	-1,09	10,20	3,25
Itaalia	2012-Q2	94,43	-0,67	-0,74	10,73	3,28
Itaalia	2012-Q3	92,23	-1,01	-0,52	11,03	3,17
Itaalia	2012-Q4	90,35	-1,00	-0,75	11,63	2,47
Itaalia	2013-Q1	87,55	-0,68	-0,93	12,13	1,91
Itaalia	2013-Q2	87,10	-0,11	0,02	12,37	1,16
Itaalia	2013-Q3	85,46	-0,35	0,23	12,37	1,13
Itaalia	2013-Q4	84,60	-0,26	-0,22	12,57	0,69
Itaalia	2014-Q1	83,33	-0,60	0,16	12,90	0,50
Itaalia	2014-Q2	82,39	-0,81	-0,03	12,63	0,44
Itaalia	2014-Q3	81,50	-1,21	0,10	12,73	-0,06
Itaalia	2014-Q4	80,41	-1,90	-0,27	12,83	0,09
Itaalia	2015-Q1	78,80	-2,60	0,26	12,53	-0,25
Itaalia	2015-Q2	78,49	-2,23	0,40	12,23	0,06
Itaalia	2015-Q3	79,15	-2,51	0,24	11,63	0,19
Itaalia	2015-Q4	78,63	-2,72	0,53	11,67	0,16
Itaalia	2016-Q1	78,94	-3,55	0,27	11,70	-0,09
Itaalia	2016-Q2	79,35	-3,92	0,21	11,70	-0,39
Itaalia	2016-Q3	79,16	-4,55	0,57	11,63	-0,02
Itaalia	2016-Q4	78,66	-4,11	0,29	11,83	0,13

## Lisa 1 järg

Riik	Periood	Reaalsed kinnisvarahinnad, 2010=100	Variintressi määr, %	Reaalse SKP kasv, %	Töötuse määr, %	THI kasv, %
Itaalia	2017-Q1	77,36	-5,11	0,55	11,67	1,34
Itaalia	2017-Q2	77,47	-5,32	0,40	11,27	1,50
Itaalia	2017-Q3	77,11	-5,29	0,38	11,30	1,13
Itaalia	2017-Q4	77,03	-5,12	0,54	11,00	0,93
Itaalia	2018-Q1	76,42	-5,11	-0,03	10,93	0,73
Itaalia	2018-Q2	76,46	-6,02	0,04	10,80	0,92
Itaalia	2018-Q3	75,37	-6,30	0,10	10,27	1,48
Itaalia	2018-Q4	75,56	-6,19	0,26	10,50	1,42
Itaalia	2019-Q1	75,01	-6,41	0,22	10,33	0,95
Itaalia	2019-Q2	75,74	-6,79	0,31	9,97	0,85
Itaalia	2019-Q3	75,41	-7,63	-0,01	9,60	0,36
Itaalia	2019-Q4	75,50	-7,00	-0,81	9,67	0,29
Itaalia	2020-Q1	76,09	-7,08	-5,89	9,00	0,29
Itaalia	2020-Q2	78,36	-7,26	-12,63	8,60	-0,13
Itaalia	2020-Q3	76,54	-7,45	16,01	10,00	-0,48
Itaalia	2020-Q4	76,82	-7,74	-1,57	9,77	-0,23
Itaalia	2021-Q1	76,94	-6,66	0,34	10,13	0,58
Itaalia	2021-Q2	77,73	-6,08	2,67	9,80	1,20
Itaalia	2021-Q3	77,99	-6,37	2,49	9,10	2,18

Allikas: BIS (2022), OECD (2022) ja Jing Cynthia Wu (2022) kodulehekül

## Lisa 2. Hollandi korrelatsioonikordajate p-väärtused ja statistilised olulisused

	KVHI	SHRATE	SKP	UNEMP	THI
KVHI					
SHRATE	0,063*				
SKP	0,301	0,180			
UNEMP	0,780	0,716	0,072*		
THI	0,319	0,001***	0,226	0,363	

Allikas: autori koostatud lisa 1 toodud andmete põhjal programmis *Microsoft Excel*

Märkused: \* - oluline nivool 0,1, \*\* - oluline nivool 0,05, \*\*\* - oluline nivool 0,01.

### Lisa 3. Itaalia korrelatsioonikordajate p-väärtused ja statistilised olulisused

	KVHI	SHRATE	SKP	UNEMP	THI
KVHI					
SHRATE	0,639				
SKP	0,033**	0,156			
UNEMP	0,002**	0,808	0,007**		
THI	0,113	0,983	0,605	0,105	

Allikas: autori koostatud lisa 1 toodud andmete põhjal programmis *Microsoft Excel*

Märkused: \* - oluline nivool 0,1, \*\* - oluline nivool 0,05, \*\*\* - oluline nivool 0,01.

## Lisa 4. Hollandi lõplik mudel

Hollandi lõplik mudel: OLS, using observations 2006:3-2021:3 (T = 61)

Dependent variable: d\_sd\_1\_KVHI

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.00582838	0.00413063	-1.411	0.1637	
d_sd_SHRATE_2	0.00777713	0.00154107	5.047	<0.0001	***
SKP_4	-0.00136024	0.00114629	-1.187	0.2403	
time	0.000208908	9.21172e-05	2.268	0.0271	**
Mean dependent var	0.001723	S.D. dependent var	0.014763		
Sum squared resid	0.010089	S.E. of regression	0.013304		
R-squared	0.228499	Adjusted R-squared	0.187894		
F(3, 57)	13.20331	P-value(F)	1.18e-06		
Log-likelihood	179.0147	Akaike criterion	-350.0293		
Schwarz criterion	-341.5858	Hannan-Quinn	-346.7203		
rho	0.077081	Durbin-Watson	1.797077		

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic:  $F(2, 55) = 0.468203$

with p-value =  $P(F(2, 55) > 0.468203) = 0.628599$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 7.50762

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(9) > 7.50762) = 0.584422$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 5.69064

with p-value = 0.0581157

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 6.31233

with p-value =  $P(F(4, 53) > 6.31233) = 0.000313416$

Allikas: vormistatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal programmis *Gretl*

## Lisa 5. Itaalia lõplik mudel

Itaalia lõplik mudel:OLS, using observations 2006:1-2021:3 (T = 63)

Dependent variable: d\_sd\_1\_KVHI

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0194309	0.0231312	0.8400	0.4044	
SKP_3	-7.80471e-07	7.77919e-07	-1.003	0.3200	
d_SHRATE_2	0.00683660	0.00262683	2.603	0.0118	**
d_UNEMP	-0.0110766	0.00339978	-3.258	0.0019	***
sd_THI	-0.00365385	0.000885155	-4.128	0.0001	***
time	0.000276948	0.000181631	1.525	0.1328	
Mean dependent var	-0.000403	S.D. dependent var	0.011527		
Sum squared resid	0.005395	S.E. of regression	0.009729		
R-squared	0.345097	Adjusted R-squared	0.287650		
F(5, 57)	10.88331	P-value(F)	2.22e-07		
Log-likelihood	205.6149	Akaike criterion	-399.2298		
Schwarz criterion	-386.3710	Hannan-Quinn	-394.1724		
rho	-0.095319	Durbin-Watson	2.112263		

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic:  $F(2, 55) = 0.0422766$

with p-value =  $P(F(2, 55) > 0.0422766) = 0.958636$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic:  $LM = 24.0794$

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(20) > 24.0794) = 0.238939$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 0.186076$

with p-value = 0.911159

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic:  $LMF = 5.08147$

with p-value =  $P(F(4, 54) > 5.08147) = 0.00150413$

Allikas: vormistatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal programmis *Gretl*

## Lisa 6. Lihtlitsents

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

Mina Getlin Meetua

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Rahapoliitika mõju kinnisvarahindadele Hollandi ja Itaalia näitel“, mille juhendaja on Signe Rosenberg,

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

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

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

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

---

\_\_\_\_\_ (kuupäev)

---

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