

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Karel Äär

**KINNISVARAHINDADE JA INTRESSIMÄÄRA VAHELINE  
SEOS USA OSARIKIDES NING EUROALA RIIKIDES**

Magistritöö

Õppekava majandusanalüüs

Juhendaja: Merike Kukk, PhD

Tallinn 2024

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

Töö pikkuseks on 11999 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Karel Äär 07.05.2024

# SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE .....	5
SISSEJUHATUS .....	6
1. TEOREETILINE TAUST JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD.....	9
1.1. Kinnisvaraturu nõudlus ja pakkumine .....	9
1.2. Kinnisvarahindu mõjutavad tegurid .....	12
1.2.1. Intressimäär .....	12
1.2.1.1. Lühiajaline seos .....	12
1.2.1.2. Pikaajaline seos .....	13
1.2.2. Sissetulek.....	15
1.2.3. Töötuse määr .....	16
1.2.4. Populatsioon .....	18
1.2.5. Inflatsioon.....	19
1.2.6. Majanduskasv .....	20
1.2.7. Aktsiahinnad.....	21
1.3. Kinnisvarahinnad regiooniti .....	22
1.3.1. USA osariigid .....	22
1.3.2. Euroala.....	23
2. METOODIKA JA ANDMED .....	25
2.1. Metoodika.....	25
2.1.1. ARDL mudelid .....	26
2.2. Andmed .....	28
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED .....	35
3.1. Empiiriline analüüs.....	35
3.2. ARDL mudeli analüüs.....	38
3.2.1. USA osariigid 2000Q1-2023Q2 .....	38
3.2.2. Euroala liikmesriigid 2000Q1-2023Q2 .....	42
3.2.3. USA ja euroala võrdlus 2000Q1-2023Q2 .....	44
KOKKUVÕTE .....	47
SUMMARY .....	50
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	55
LISAD .....	63

Lisa 1. USA osariikide muutujate kirjeldav statistika 1991Q1-2023Q2 .....	63
Lisa 2. USA osariikide korrelatsioonimaatriks 1991Q1-2023Q2 .....	64
Lisa 3. USA osariikide statsionaarsuse testid 1991Q1-2023Q2.....	65
Lisa 4. USA osariikide ja euroala liikmesriikide Pedroni kointegratsiooni testid.....	66
Lisa 5. USA osariigid Hausmani test 1991Q1-2023Q2 .....	67
Lisa 6. USA osariigid Hausmani test 2000Q1-2023Q2 .....	68
Lisa 7. Euroala liikmesriigid Hausmani test 2000Q1-2023Q2.....	69
Lisa 8. USA osariikide ARDL mudel (DFE) 1991Q1-2023Q2 .....	70
Lisa 9. USA osariikide ARDL mudel (DFE) 2000Q1-2019Q4 .....	71
Lisa 10. USA osariikide jääkliikmete normaaljaotuse testid 2000Q1-2023Q2 (Qnorm, Kernel) .....	72
Lisa 11. Euroala riikide jääkliikmete normaaljaotuse testid 2000Q1-2023Q2 (Qnorm, Kernel) .....	73
Lisa 12. Lihtlitsents .....	74

## LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva magistritöö eesmärgiks on välja selgitada potentsiaalne seos intressimäära ning kinnisvarahinna vahel kasutades USA osariikide ja euroala liikmesriikide andmeid, ning tuua välja võimalikud sarnasused ja erinevused kahe piirkonna vahel. Uuritavaks perioodiks on 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Empiiriliseks analüüsiks on kasutatud paneelandmetel põhinevat ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) mudelit.

USA osariikide puhul leiti intressimäära ja kinnisvarahinnaindeksi (HPI) vahel negatiivne seos. Negatiivse seos esineb ka tarbijahinnaindeksi ja töötuse määra vahel. Positiivselt on kinnisvarahind seotud personaalse sissetuleku ja rahvastiku kasvuga. Kõik seosed on loogilised ja langevad kokku varasemate uuringutega. HPI liikumise kiirus tasakaaluseisundi suunas on 1,27%. Lühiajaliste tegurite märgid on samad, välja arvatud rahvastiku kasv, kus seos on negatiivne, mis on vastuolus teooriaga.

Euroala liikmesriikide puhul on intressimäära ja HPI vahel negatiivne seos. Rahvastiku kasv annab negatiivse seose, mis on vastuolus varasema kirjandusega. Põhjuseks võib olla mudeli spetsifikatsiooniviga – jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ning esineb tegurite vaheline autokorrelatsioon. HPI liikumise kiirus tasakaaluseisundi sunnas on 2,02%.

USA ja euroala liikmesriikide mudelite võrdluses tuleb välja, et mõlema regiooni puhul on intressimäära ja kinnisvarahinnaindeksi vaheline seos negatiivne, mis langeb kokku teooria ja varasemate uuringutega. Sissetuleku, tarbijahinnaindeksi ja töötuse määra punkthinnangud on USA osariikides suuremad võrreldes euroala riikidega. USA osariikide andmed varieeruvad rohkem kui euroala liikmesriikide omad – suurem varieeruvus muudab järelduste tegemise raskemaks. Põhjuseks võib olla see, et USA osariikide valimis leidub rohkem ekstreemseid väärtuseid.

Võtmesõnad: kinnisvarahinnad, intressimäär, paneelandmed, ARDL mudel, USA osariigid, euroala

## SISSEJUHATUS

Kinnisvara on oluline majandusharu – kinnisvara koosneb inimeste elukohtadest ja ettevõtete äripindadest. Kinnisvarahindade kujunemine on oluline nii era- kui ka äriisikutele, et aru saada, millal on mõistlik soetada või maha müüa olemasolev kinnisvara. Kinnisvarahinnad on lähi kümnenditel tõusnud kiirema määraga kui palgad. USAs on kinnisvarahinnad tõusnud keskest läbi kaks korda kiiremini kui palgad ajavahemikus 2000 kuni 2022, olenemata 2008. aasta majanduskriisi mõjust (LBM Journal, 2023). Ajavahemikus 2010 kuni 2022 on FHFA (*Federal Housing Finance Agency*) andmetel USA kinnisvarahinnad tõusnud 74% võrra, palgad aga 54% võrra (Usafacts, 2023). Euroala riikides on märgata sarnast trendi. Perioodil 2015 kuni 2022 tõusid euroala elamuhinnad keskest läbi 43% võrra. Pidevale tõusule on kaasa aidanud kasvav inflatsioonimäär koos suurenenud toimetuleku kuludega (Sullivan, 2023). Kiiresti kasvavad kinnisvarahinnad sunnivad inimesi võtma suuremal määral hüpoteeklaene, mis mõjutab omakorda kommertspankaside (Seetharaman & Desjardin, 2019). Kasvumäär varieerub euroala liikmesriikide vahel, kuid kinnisvarahindade langus on väga haruldane (Kalman, 2022).

Kuna kinnisvarahinna märkimisväärset tõusu on näha nii USAs kui euroala riikides, tekib huvi potentsiaalsete põhjuste vastu, mis on kaasa toonud sarnase kasvutrendi mõlemas majanduspiirkonnas. Oluline on meeles pidada USA ja euroala riikide erinevusi oma majandussüsteemi osas, mis võivad erinevalt mõjutada kohalikke kinnisvarahindasid. Euroala riigid toimivad sama monetaarpoliitika süsteemi alusel, kus keskpank funktsioneerib suveräänselt (DeNederlandscheBank, 2024), kuid fiskaalpoliitiliselt saavad euroala riigid toimida iseseisvamalt (European Commission, 2023). USA osariigid toimivad sarnaselt – monetaarpoliitika on kontrollitud föderaalreservi poolt ning ühtseks valuutaks on dollar. Fiskaalpoliitika tasandil on osariikidel võimalik määrata oma maksusüsteem (Tax Foundation, 2023).

Antud teema raames on tehtud väga vähe uuringuid, mis võrdlevad USA osariikide ja euroala riikide tulemusi, et leida sarnasusi või erinevusi kinnisvarahindade dünaamikas. Samuti on oluline näha USA osariikide omavahelist seost kinnisvarahindade lõikes, ning euroala riikide omavahelist seost.

Intressimäära peetakse oluliseks teguriks, mis mõjutab kinnisvarahindasid. Intressimäärad selgitavad nii lühi- kui ka pikaajalist kinnisvarahindade dünaamikat. Kinnisvarahindade ja intressimäära vahel on laialdaselt leitud kointegratsiooni olemasolu. Teoriale toetudes peaks kointegratsioon olema negatiivne (Vonlanthen, 2023; Gounopoulos *et al.*, 2012), kuid on saadud ka positiivne seos (Saita *et al.*, 2016; Shi *et al.*, 2014). Lühiajalisi šokke on oluline uurida, et näha, kuidas suudavad kinnisvarahinnad taastada oma eelneva taseme peale ootamatut majandusšokki, nagu 2020. aasta koroonapandeemia. Kinnisvarahinnad reageerivad järsult intressimäära muutusele, omades negatiivset seost (Jacobsen & Naug, 2005; Chen & Patel, 1998).

Magistritöö eesmärk on välja selgitada potentsiaalne seos intressimäära ning kinnisvarahinna vahel kasutades USA osariikide ja euroala liikmesriikide andmeid, ning tuua välja võimalikud sarnasused ja erinevused kahe piirkonna vahel.

Selleks modelleerib autor kinnisvarahinna ja intressimäära vahelise ökonomeetrilise seose, kasutamaks USA osariikide ning euroala liikmesriikide andmeid.

Töös püstitatud uurimisküsimused on järgnevad:

- 1) Kas kinnisvarahindade ja intressimäära vahel esineb lühiajaline ja/või pikaajaline seos?
- 2) Millised muud majandustegurid selgitavad kinnisvarahindade muutusi?
- 3) Kui kiiresti liiguvad kinnisvarahinnad tagasi tasakaalu poole peale eksogeenset šokki?
- 4) Kas USA osariikide ja euroala liikmesriikide vahel leidub konkreetseid erinevusi ja/või sarnasusi kinnisvarahindade välja kujunemisel?

Töös kasutatakse USA osariikide ning euroala liikmesriikide andmeid. USA osariikide andmete perioodiks on 1991. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Euroala andmete perioodiks on 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Andmed pärinevad BEA (*Bureau of Economic Analysis*) U.S. Department of Commerce, Census Bureau, U.S. Bureau of Labor Statistics, FHFA, FRED (*Federal Reserve Economic Data*), Eurostat ja OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development*) andmebaasidest.

Käesolev töö on jaotatud kolmeks peatükiks. Esimeses peatükis antakse ülevaade kinnisvarahindade nõudlusest ja pakkumisest, seda mõjutavatest teguritest ning tehakse ülevaade USA ja euroala kinnisvaraturust. Teises peatükis tutvustatakse töös kasutatuid andmeid ning millised näitajad on mudelisse kaasatud. Lisaks tutvustatakse uurimismeetodit, tehes ülevaade

ARDL mudeli funktsioonidest. Õkonomeetiline analüüs viiakse läbi kasutades Stata programmi. Kolmandas peatükis viiakse läbi empiiriline analüüs, tuues välja peamised tulemused ning järeldused. Empiirilises analüüsis uuritakse kinnisvarahinna ning teiste tegurite vahelist lühiajalist ja pikaajalist seost ning tasakaaluseisundi poole liikumist. Välja on toodud parameetrite hinnangud ning võimalikud põhjused, mis on seostatud varasemate uuringutega.

Kokkuvõtteks soovib autor tänada juhendajat aktiivse toetuse ning juhendamise eest kogu magistritöö protsessi vältel.



# 1. TEOREETILINE TAUST JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD

Esimeses alapeatükis on välja toodud kinnisvaraturu nõudluse ja pakkumise mõjutajad ning osapooled. Teises alapeatükis tehakse ülevaade kinnisvarahindasid mõjutavatest teguritest, toetudes varasematele uuringutele. Kolmas alapeatükk annab ülevaate kinnisvarahindadest regioniti – USA osariikide ning euroala liikmesriikide kohta.

## 1.1. Kinnisvaraturu nõudlus ja pakkumine

Kinnisvaraturg on üks olulisemaid majandussektoreid, kus turul tegutsevad ostjad ja müüjad, kaubeldes kinnisvaraga. Eluase on enamuse kodumajapidamiste suurim vara ning teisest küljest on hüpoteek suurim kohustus, mille tulemusena on kinnisvarahindade muutusel märgatav mõju majandustegevusele (Floetotto *et al.*, 2016). Kinnisvaraturg mõjutab otseselt kinnisvaraomanike jõukust ning läbi selle vastavalt tarbimiskulutusi. Kinnisvaraturust ei huvitu ainult eramajapidamised, kes pidevalt jälgivad turu olukorda, et võimalusel osta või müüa sobiliku hinnaga kinnisvara, vaid ka keskpangad, kellele pakub huvi inflatsioonimäära seos kinnisvaraturuga (European Real Estate Forum, 2024). Kinnisvaraturgu peetakse tihti majanduskriiside üheks põhjustajaks, kus on probleemiks kinnisvaramullid, mis toovad kaasa kodumajapidamistes kinnisvarahindade spekuleerimist, mis omakorda toob esile majanduse tasakaalutuse. Vältimaks ootamatuid hinnakõikumisi peavad nii valitsus kui ka keskpang kinnisvaraturgu jälgima ja vajadusel sekkuma (Venclauskiene & Snieska, 2009).

Kinnisvaraturu hindade kõikumised tulenevad nõudluse ja pakkumise tasakaalutusest. Nõudluse poolt mõjutavad majandustegurid nagu sissetulek, hüpoteeklaenu intressimäär, rahapakkumine ja muud demograafilised tegurid. Investeerimise nõudlust kinnisvaraturgu mõjutavad rahapakkumine, majanduse olukord ning potentsiaalne tootlus. Järsk rahapakkumise suurendamine paneb majapidamised investeerima oma käesoleva raha või võtavad laenu, et paigutada see kinnisvaraturgu (Chen & Patel, 1998; Reichert, 1990).

Teoorias on rahapakkumine ning intressimäär lähedalt seotud. Teoreetiliselt on lühiajalise intressimäära mõju kahe-suunaline kinnisvaraturu nõudlusele. Suurenenud lühiajaline intressimäär langetab kinnisvarahindasid läbi langenud nõudluse, mida põhjustab hüpoteeklaenude intressimäära tõus. Teisest küljest intressimäärad tõstavad kinnisvarahindasid, kuna suurenenud finantseerimiskulud langetavad kinnisvaraturu pakkumist (Adams & Füss, 2010). Pikaajaline intressimäär mõjutab kinnisvaraturgu kaudselt. Kõrgem intressimäär suurendab muude varaklasside tootlust, nagu võlakirjad, võrreldes kinnisvaraturuga, suunates nõudlust teistele varaklassidele. Samuti kajastub kõrgem pikaajaline intressimäär hüpoteeklaenudes, tõstes nende määrasid, langetades eluasemete nõudlust (*Ibid.*, 2010). Lisaks saab kinnisvara kasutada kaitsena inflatsiooni vastu. Seega on inflatsioon oluline tegur selgitamaks kinnisvaraturu nõudlust (Lin & Tsai, 2021).

Kodumajapidamiste nõudlus suureneb läbi kinnisvarahindade tõusu, kus majaomanikud saavad rikkamaks. Üheks rikkuse kasvatajaks on personaalse sissetuleku suurenemine, mis muudab kodumajapidamised jõukamaks (Chen & Patel, 1998). Osad omanikest tahavad realiseerida kasumit ning suunata see tarbimisse. Sellele aitavad kaasa hüpoteeklaenude madal intressimäär, mis on üldjuhul madalam kui muude laenude intressimäär. Olulist rolli hüpoteeklaenude puhul omavad kommertsbankad, kelle portfelli koosneb peamiselt hüpoteeklaenudest. Kui eluasemehinnad langevad, võivad osade leibkondade jaoks tagatisvara väärtus langeda alla hüpoteeklaenu väärtuse, millega kaasneb kommertsbankade laenukahjumite suurenemine, kui need majapidamised ei suuda võetud laenu tagasi maksta. See muudab pankade käitumise konservatiivsemaks – kommertsbankad annavad välja vähem hüpoteeklaene. Läbi selle eluasemete nõudlus väheneb, kinnisvarahinnad langevad rohkem ning see omakorda mõjutab majandusaktiivsust ning eratarbimist. (Jacobsen & Naug, 2005)

Nõudluspoole teguriks saab pidada renti, millel eeldatakse olevat positiivne seos elamuhindadega. Positiivne seos tuleneb asjaolust, et elamu ostmine on rentimise asenduskaup. Kui elamu üürimine on kallis, siis nihkub nõudlus kinnisvara ostmise suunas, ning vastupidi. Eluasemenõudlust kujundavad erinevad demograafilised näitajad, nagu populatsiooni kasv, rahvastiku vanuseline struktuur ja leibkondade arv. Suurema rahvastiku arvu puhul suureneb elamute nõudlus, samuti suurendades ehitussektori uuselamute pakkumist. Infrastruktuur, nagu koolid, haiglad, teed, mõjutavad kinnisvaraturu nõudlust, kus elanikud liiguvad regioonidesse, kus antud infrastruktuur on kättesaadavam. (Belke & Keil, 2018)

Kinnisvarahindasid mõjutab ehitussektor – kinnisvarahindade tõus omakorda muudab elamute ehitamise tootlikkumaks, mis omakorda suurendab pakkumist (Jacobsen & Naug, 2005). Kinnisvaraturu pakkumist mõjutavad otseselt ehituskulud, krediidi olemasolu, konstruktsiooni ning maa hind (Chen & Patel, 1998). Kõrgemad ehituskulud nagu materjalide kulud ja tööjõukulud, suurendavad finantseerimisvajadust (Adams & Füss, 2010; Reichert, 1990). Ehitajad suurendavad uute eluasemete pakkumist, kui vahe eeldatava müügihinna ja ehituskulude vahel suureneb (Reichert, 1990; Belke & Keil, 2018). Võimaliku kasumlikkuse määrab ära ehitusaktiivsus, millest sõltub uute elamispindade ehitamine. Lisaks mõjutavad kinnisvaraturu pakkumist ehitusregulatsioonid ning administratiivsed protsessid, mis samuti omavad olulist rolli kinnisvara ehitamise kasumlikkuses (*Ibid.*, 1990).

Vältimaks kinnisvaraturu ebastabiilsust sekkuvad vajadusel turu stabiliseerimiseks valitsus ning keskpang. Keskpanga roll on rakendada õiget monetaarpoliitikat, et tagada kinnisvaraturu tasakaal, mis omakorda aitab tagada tarbijate kindlustunde (Yiu, 2023). Üldjuhul korrigeerivad keskpangad intressimäära taset, mille läbi mõjutada inflatsioonimäära, et tagada majanduse sujuv toimimine. Vale monetaarpoliitika, nagu liiga madal intressimäära tase, kasutamine toob esile kinnisvaramulle (Allen & Carletti, 2010). See olukord tuli esile 2008. aasta majanduskriisi ajal, kus leebe monetaarpoliitika tekitas probleeme USA, Iirimaa ja Hispaania kinnisvaraturgudel (Taylor, 2009). Tasakaalu tagamiseks võib tekkida olukord, kus keskpang peab leppima madalama majanduskasvu või isegi majanduslangusega, et vältida kinnisvaraturu ülekuumenemist (Baldi, 2014).

Võrreldes keskpangaga, kes kasutab kinnisvaraturu stabiliseerimiseks monetaarpoliitikat, on valitsuse roll rakendada fiskaalpoliitikat. Valitsus kasutab oma kehtestatud maksusüsteemi ning regulatiivseid meetodeid, et muuta elanike eluasemete soetamine taskukohasemaks ning atraktiivsemaks (Floetotto *et al.*, 2016). Laialt on levinud ka arvamus, et elukoha omamine seostub ühiskondliku kasu ning isikliku rahuloluga, mis aitab kaasa tarbijate heaolule ning läbi selle kaudselt majanduse tegevusele (Rossi & Weber, 1996).

Maksusüsteemi kohapealt saab valitsus maksustada kinnisvaratehinguid madalama määraga ning tagada lühiajalised stiimulid, tagades maksekrediidi võimaluse esmase eluaseme soetamisel (Floetotto *et al.*, 2016). Optimaalne maksustamine saaks aidata ära hoida kinnisvaraturu ülekuumenemise. Probleemi tekitab enamiku riikide institutsionaalne ülesehitus, kus maksupoliitika eraldub raha- ja finantsregulatsiooni poliitikast. See raskendab optimaalse

maksupoliitika ellu viimist, võttes arvesse kinnisvaraturu tsüklilisusest tulenevaid ebastabiilsusi, mida tuleb finantsstabiilsuse saavutamiseks tasakaalustada (Crowe *et al.*, 2013).

## **1.2. Kinnisvarahindu mõjutavad tegurid**

### **1.2.1. Intressimäär**

Intressimäär on oluline tegur selgitamaks kinnisvarahindasid. Varasemast kirjandusest on teada, et intressimäär on lähedalt seotud kinnisvarahindadega, vastavalt mõjutades majandustsükleid ja -kasvu. Monetaarpoliitika kohapealt on intressimäär üks peamisi tegureid, mille abil uuritakse, kuidas võivad kinnisvarahinnad liikuda vastavalt majandusolukorrale. (Gounopoulos *et al.*, 2012)

Intressimäär mõjutab kinnisvarahindasid läbi eluasemelaenu, mida peamiselt kasutavad inimesed, et soetada endale elukoht. Samas see ei suuda selgitada kinnisvarahinnaturul esinevat ebaratsionaalset käitumist. Kinnisvarahindade selgitamisel tuleb arvestada eluasemelaenu intressimäärade struktuurse mõjuga ning intressimäärade tõusu ja languse asümmeetrilise mõjuga. Struktuursed muutused toimuvad majanduskriiside perioodil, kus kinnisvarahinnad liiguvad tasakaaluseisundist järsult eemale. (Lin & Tsai, 2021) Intressimäära kohanemine pikaajalise tasakaalu suunas on erineva kohandustriga – tõusud ja langused ei ole samas suurusjärgus ehk on asümmeetrilised (Haughton & Iglesias, 2012). Kinnisvara praeguse perioodi hinnadünaamika on mõjutatud eelneva perioodi intressimäära tasemest. Kui eelneval perioodil oli intressimäär kõrge, tähendab, et vanadel agentidel on nüüd vara väärtus suurem, mis omakorda suurendab agentide valmisolekut maksta kõrgemat hinda (Arslan, 2014).

#### **1.2.1.1. Lühiajaline seos**

Lühiajalisi šokke on oluline uurida, et näha, kuidas suudavad kinnisvarahinnad taastada oma eelneva tasakaalu taseme peale ootamatut majandusšokki, nagu 2020. aasta koroonakriis. Samas võivad kinnisvarahinnad lühiajaliselt järsult tõusta või langeda, mis ei kattu fundamentaalsete muutujatega ning esineb kinnisvara hinnamull. Jacobsen ja Naug (2005) kasutasid oma töös Norra kvartaalseid andmeid ajavahemikus 1990 kuni 2004, kasutades ECM (*error correction model*) Autorid leidsid, et kinnisvarahind reageerib kiirelt ja järsult intressimäära muutusele. Alates 2003. aasta maist kuni 2004. aasta novembrini tõusid kinnisvarahinnad rohkem kui 20%. Samas olid intressimäärad olnud languses juba kaks aastat. ECM andis hinnanguks, et kinnisvarahinnad tõusevad vahemikus kaks kuni neli protsendipunkti aastatel 2005 kuni 2007. Autorid ei leidnud

kinnitust kinnisvarahindade ülehinnatusele. (*Ibid.*, 2005) Reichert (1990) kasutas oma töös USA riigi ning osariikide andmeid, ajavahemik 1975. aasta 2. kvartal kuni 1987. aasta 2. kvartal. Kasutades OLS (*Ordinary Least Squares*) mudelit, sai autor tulemuseks, et USA intressimäära tõus ühe protsendipunkti võrra toob esile müüdud kinnisvarahindade languse 3,80% võrra (*Ibid.*, 1990).

Chen ja Patel (1998) uurisid lühiajalise intressimäära mõju kinnisvarahindadele kasutades VECM (*vector error correction model*). Uuritavaks riigiks on Taiwan. Autorid leidsid, et intressimäärast tulenev ühe protsendipunkti suurune kasv toob esile ligikaudu 0,4% tõusu kinnisvarahindades. Esimese aasta jooksul on seos negatiivne, mis näitab, et lühiajaliselt on eluasemehindade määraks nõudluse pool. Viiendast kvartalist alates muutub seos positiivseks – intressimäära tõus suurendab ehitajate kapitalikulu, mis pikemas perspektiivis kandub edasi kõrgematesse eluasemehindadesse. Autorid toovad saadud tulemuse põhjenduseks välja, et Taiwani valitsusel on omane kasutada intressimäära eluasemehindade inflatsiooni korrigeerimiseks (*Ibid.*, 1998).

Negatiivse lühiajalise seose leidsid samuti Kim ja Bhattacharya (2009), kes kasutasid USA nelja regiooni andmeid, uurides intressimäära ja kinnisvarahindade lühiajalist seost perioodil 1972 kuni 2004. Autorid leidsid kinnituse Grangeri kausaalsusele mittelineaarse mudeli puhul. Lineaarne mudel kinnitust ei leidnud. Lühiajaline negatiivne seos esineb eluasemelaenu intressimäära ja kinnisvarahindade vahel. Autorid leiavad, et mittelineaarne mudel suudab arvesse võtta intressimäära asümmeetrilise šokke kinnisvarahindade suunas. (*Ibid.*, 2009)

#### **1.2.1.2. Pikaajaline seos**

Adams ja Füss (2010) kasutasid oma töös 15. OECD riigi andmeid, mis pärinevad ajavahemikust 1975. aasta 1. kvartal kuni 2007. aasta 2. kvartal. Pikaajalise seose leidmiseks kasutasid töö autorid DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*) mudelit. Autorid leidsid, et ühe protsendipunkti suurune kasv pikaajalise intressimäära tasemes toob esile kinnisvarahindade languse 0,3% võrra. Selgituseks toovad autorid välja, et pikaajaline intressimäär ei mõjuta kinnisvaraturgu otseselt, vaid kaudselt – kõrgem intressimäär tõstab muude varaklasside tootlust, nagu võlakirjad, mis on atraktiivsemad ning suunavad nõudluse kinnisvaraturult teistele varaklassidele. (*Ibid.*, 2010) Belke ja Keil (2018) leidsid tugeva positiivse pikaajalise seose intressimäära ja kinnisvarahindade vahel kasutades ligi 100. Saksamaa linna andmeid vahemikus 1995 kuni 2010. Sarnaselt Adams ja Füss (2010) selgitusele, toovad Belke ja Keil (2018) välja, et saadud tulemuste põhjal ei saa väita, et intressimäärad mõjutavad otseselt kinnisvarahindasid, vaid pigem peegeldavad majanduse tsüklilist hoiakut ning majanduskeskkonda, mis omakorda tingib kõrgemat nõudlust eluaseme

järele. Shi *et al.* (2014) uurisid oma töös, kuidas eluasemelaenu intressimäära muutumine mõjutab kinnisvarahindasid Uus Meremaal ajavahemikus 1999 kuni 2009. Töös leiti positiivne seos reaalseste intressimäärade ja kinnisvarahindade vahel. Ujuva intressimäära tõus ühe protsendipunkti võrra toob esile 1,72% tõusu reaalses kinnisvarahindades. Tulemused on sarnased kasutades kuni 3-aastast ja 5-aastast intressimäära. (*Ibid.*, 2014)

Miles (2014) vaatleb nii USA föderaalreservi lühiajalise intressimäära ja eluasemelaenu pikaajalise intressimäära mõju kinnisvarahindadele, kasutades kvartaalseid andmeid ajavahemikust 1975 kuni 2011. Miles (2014) leiab, et pikaajaline intressimäär omab suuremat mõju kinnisvarahindadele kui föderaalreservi intressimäär – föderaalreservi intressimäär on muutunud vaatlusandmete viimastel aastatel ebaoluliseks muutujaks. Üheks põhjuseks toob autor välja, et pikaajalist intressimäära, milleks on eluasemelaenu 30-aastane intressimäär, mõjutavad globaalsed tegurid rohkem kui föderaalreservi intressimäära. (*Ibid.*, 2014) Sarnaselt leiavad kointegratsiooni olemasolu oma töös Lin ja Tsai (2021), kasutades USA andmeid perioodil 1975 kuni 2020. Intressimäära teguriks oli samuti 30-aastane eluasemelaenu intressimäär. Autorid jõudsid tulemuseni, kus intressimäärade järsk langemine toob esile kinnisvaramulle. Kui aga intressimäärad veidi tõusevad või langevad, siis kinnisvarahinnad omavad tugevat jõudu korrigeerida tasakaalutaseme suunas. (*Ibid.*, 2021)

Saita *et al.* (2016) kasutasid USA osariikide ning Jaapani regioonide andmeid vahemikus 1975 kuni 2011. Tulemustest tuleb välja, et intressimäära ja kinnisvarahindade vahel esineb mõlema riigi puhul kointegratsioon. USA puhul saadi negatiivne seos, mis on kooskõlas teoreetilise ennustusega, kuid seos pole statistiliselt oluline. Jaapani andmetega saadi positiivne seos, kuid koefitsient on väga nulli lähedane (*Ibid.*, 2016). Gounopoulos *et al.* (2012), kasutades Kreeka andmeid ajavahemikus 1985. aasta 1. kvartal kuni 2010. aasta 4. kvartal, said negatiivse seose pikaajalise intressimäära ja kinnisvarahindade vahel, kasutades GMM (*Generalized method of moments*) mudelit. Vonlanthen (2023) analüüsis oma töös intressimäärade mõju kinnisvarahindadele Šveitsi kuues regioonis aastatel 2005 kuni 2018. Toetudes autori hinnangutele, ühe protsendipunkti suurune tõus eluasemelaenu intressimääras vähendab kinnisvara mediaanhinda 1,5% võrra. Fikseeritud eluasemelaenu intressimäära suurenemisel ühe protsendipunkti võrra väheneb kinnisvara mediaanhind 1% võrra. Olulist rolli mängivad erinevad hüpoteeklaenu intressimäärad, kuna need pärinevad erinevatest finantseerimispõhistest kanalitest (*Ibid.*, 2023).

### 1.2.2. Sissetulek

Sissetuleku ja kinnisvarahindade vahelist seost on laialdaselt uuritud. Teoorias käsitletava püsiva sissetuleku hüpoteesi kohaselt on eluaseme kogutarbimine stabiilne funktsioon majapidamise sissetulekust. Paraku antud hüpotees ei näi olevat piisav selgitamaks eluasemehindade kõikumisi. Eluase on mitmemõõtmeline kaup, mida käsitletakse nii tarbekaubana, mis pakub teenuste vooge, nagu peavari, kui ka investeringuvara, mille abil teenida kapitalikasumit või üüritulu. Probleem kinnisvarahindade seletamisel tekib siis, kui sissetulekute kasv ei jõua järgi kinnisvarahindadele. (Chen *et al.*, 2007)

Varasematest uuringutest on sissetuleku ja kinnisvarahindade vahel esinenud vastastikke tulemusi. Holly *et al.* (2010) kasutasid USA osariikide andmeid, mis pärinevad ajavahemikust 1975 kuni 2003. Põhiseosena uurivad autorid pikaajalist seost kinnisvarahindade ning reaalse kasutatava sissetuleku vahel. Autorid leiavad kinnitust oma hüpoteesile – reaalsed kinnisvarahinnad on olnud kasvutrendis koos fundamentaalsete teguritega, nagu reaalne kasutatav sissetulek – kointegratsioon esineb (*Ibid.*, 2010). Gallin (2006) kasutas oma töös 95. USA suurlinnapiirkonna kvartaalseid andmeid ajavahemikus 1975 kuni 2002. Autor, kasutades standardseid kointegratsiooni teste, ei leidnud kinnitust levinud hüpoteesile, et sissetuleku ja kinnisvarahindade vahel leidub pikaajaline seos. Gallin (2006) rõhutab, et see ei tähenda, et antud muutujate vahel fundamentaalsel tasemel pikaajaline seos puuduks. Hoopis ei ole näha stabiilset pikaajalist tasakaalusuhet antud põhinäitajate tasemete vahel, nagu sissetulek. Lisaks peab autor seose puudumise üheks põhjuseks lühikest ajaperioodi. Holly *et al.* (2010) toovad aga välja, et Gallin (2006) kasutas kallutatud uurimismeetodit, mis ei võtnud arvesse ristlõike suuremat pikkust võrreldes aegrea mõõtmega.

Chen *et al.* (2007) kasutasid Taiwani andmeid ajavahemikus 1973 3. kvartal kuni 2002. 4. kvartal. Sarnaselt Gallin (2006) tööle ei leidnud autorid kointegratsiooni testi abil võimalikku pikaajalist seost sissetuleku ning kinnisvarahindade vahel. STOPBREAK mudel, mis võtab arvesse ka ajutised šokid, aga kinnitas seose olemasolu. Chen *et al.* (2007) arutlevad, et põhjus, miks kointegratsiooni test ei suuda leida sissetuleku ja kinnisvarahindade vahel potentsiaalset seost, on asjaolu, et kinnisvarahinnad on palju muutlikumad kui sissetulek. Jacobsen ja Naug (2005) kasutasid Norra kvartaalseid andmeid ajavahemikus 1990 kuni 2004. Nad leidsid, et kinnisvarahinnad tõusevad esimesel aastal 0,5% võrra ning pikaajaliselt 1,75% võrra, kui sissetulek tõuseb püsivalt 1% võrra. Perioodil 1999 kuni 2003 kasvasid sissetulek ning elamufond

keskmiselt 5% ja 2% aastas. Kasvumäärade samaks jäädes tõuseksid eluasemehinnad umbes 5% võrra (*Ibid.*, 2005).

Miles (2020) kasutas oma töös Suurbritannia 12. regiooni andmeid, ajavahemik 1983. aasta 1. kvartal kuni 2017. aasta 4. kvartal. Seni pole UK andmetega leitud stabiilset pikaajalist seost sissetuleku ning kinnisvarahindade vahel rakendades lineaarset mudelit. Autor ei leidnud samuti kinnitust seosele kasutades kointegratsiooni testi lineaarse mudeli puhul. Mittelineaarse mudeli abil leidis autor statsionaarse seose Suurbritannia seitsmes regioonis – regioonid, mis on lähedal pealinnale London. (*Ibid.*, 2020)

Belle ja Keil (2018) uurisid lisaks intressimääradele ka personaalse sissetuleku ning kinnisvarahindade vahelist seost, kasutades ligi 100. Saksamaa linna andmeid ajavahemikus 1995 kuni 2010. Saadud seos on positiivne nagu autorid olid eeldanud, toetudes varasemale teorialle. Osade linnade puhul ei olnud seos statistiliselt oluline. Autorid arutlevad, et üheks põhjuseks võib olla see, et sissetulek on oluliselt erinev uuritud Saksamaa linnade lõikes, mistõttu annab POLS (*Pooled Ordinary Least Squares*) mudel erinevaid hinnanguid (*Ibid.*, 2018). Xu ja Tang (2014) uurisid UK kinnisvarahindasid kasutades kvartaalseid andmeid ajavahemikus 1971. aasta 1. kvartal kuni 2012. aasta 4. kvartal. Autorid leidsid, et personaalne sissetulek on pikaajaliselt negatiivselt seotud kinnisvarahindadega. Tulemus võib algselt tunduda ebaloogiline, kuid autorid toovad põhjenduseks, et pole kindel, et inimesed Ühendkuningriikides ostavad kinnisvara, kui nende personaalne sissetulek tõuseb. Selle asemel nad võivad hoopiski eluaset välja üürida, mis on antud riigis populaarne valik (*Ibid.*, 2014).

### **1.2.3. Töötuse määr**

Töötuse määra tegur on lähiaegadel muutunud populaarsemaks, kus teadlased kaasavad seda makromajanduse mudelitesse. Seda eriti viimastel aastatel tänu finantskriisidele, nägemaks potentsiaalset seost töötuse määra ja kinnisvarahindade vahel. Teooria kohaselt on töötuse määra kasv üks peamisi indikaatoreid, mille abil tuletada tuleviku varade hindasid. Mida kõrgem on töötuse kasvumäär, seda madalam on nõudlus kinnisvara järele, mis omakorda toob kaasa hindade languse. (Simo-Kengne, 2019)

Bahmani-Oskooee ja Ghodsi (2017) kasutasid USA osariikide kvartaalseid andmeid vahemikus 1976 kuni 2016. Autorid kasutasid lineaarset ja mittelineaarset mudelit, leidmaks potentsiaalset kausaalsust töötuse määra ja kinnisvarahindade vahel. Lineaarne mudel andis lühiajalise seose



töötuse määra ja kinnisvarahindade vahel viies osariigis. Pikaajalist seost on näha 21. osariigis. Mittelineaarse mudeli kasutamisel kausaalsuse suund muutub – kinnisvarahinnad mõjutavad töötuse määra lühiajaliselt 43. osariigis. Autorite jaoks on see loogiline tulemus, kuna see langeb kokku 2008. aastal esinenud kinnisvaramulliga. Pikaajaline kausaalsus esineb 32. osariigis, kasutades mittelineaarset ECM mudelit. Sarnaselt võrdlesid lineaarse ja mittelineaarse mudeli sobivust Iqbal *et al.* (2023). Autorid kasutasid 20. OECD riigi andmeid, kasutades asümmeetrilist lähenemist kausaalsuse leidmisele. Mudelina kasutasid autorid nii lineaarset kui ka mittelineaarset ARDL mudelit. Iqbal *et al.* (2023) toovad välja, et varasemad uuringud on keskendunud sümmeetrilisele kausaalsusele. Sümmeetriline kausaalsus annab lühiajalise seose kolmeteistkümnes, pikaajalise seose üheksas OECD riigis. Kasutades asümmeetrilist kausaalsust, esineb nii lühi- kui ka pikaajaline seos 16. OECD liikmesriigis. Saadud tulemus väljendub mõlema suunaliselt – töötuse määr mõjutab kinnisvarahindasid ning vastupidi. Autorid leiavad, et seos töötuse määra ja kinnisvarahindade vahel on pigem mittelineaarne ning asümmeetriline, kuna lineaarne mudel ei suuda arvesse võtta komplektseid seoseid antud muutujate vahel. (*Ibid.*, 2023)

Simo-Kengne (2019) kasutas oma töös Lõuna-Aafrika riikide andmeid ajavahemikus 1995 kuni 2015. Töös esineb negatiivne seos töötuse määra ja kinnisvarahindade vahel, kuid mõju suurus on madal. See tulemus pole üllatav, kuna kinnisvara moodustab osa säästudest, mis peamiselt koosneb tööealisest elanikkonnast. Tööpuuduse vähendamise strateegia võib kaasa aidata kinnisvarahindade langemisele, kuid efekti olemasolu pole kindel – kõik töötajad ei saa säästa ning säästud võivad jaguneda erinevatesse varaklassidesse (*Ibid.*, 2019). Negatiivne seos tuli ka Branch *et al.* (2016) töös, kes kasutasid USA andmeid aastatel 1996 kuni 2010. Esineb negatiivne korrelatsioon töötuse määra ja kinnisvarahindade vahel. Kinnisvarahindade järsk langus tõi 2007. aastal esile töötuse määra hüppe (*Ibid.*, 2016).

Irandoost (2019) uuris spetsiifiliselt töötuse määra ja kinnisvarahindade vahelist seost, kasutades kaheksa Euroopa suurriigi andmeid. Andmete ajavahemikuks on 1991 kuni 2016. Autor leiab enamuse uuritud riikides ühesuunalise seose, kus kinnisvarahinnad mõjutavad töötuse määra negatiivselt. Samas Saksamaa ja Šveitsi andmetega esineb kahesuunaline põhjuslik seos. Irandoost (2019) selgitus antud tulemustele on asjaolu, et valimis leiduvad riigid omavad vähest tööjõu liikuvust ning geograafiline ümberpaigutamine on puudulik, mistõttu töötuse määra mõju ei avaldu kinnisvarahindadele, vaid vastupidi. Saksamaa ja Šveitsi omaduseks võib olla suur tööjõu liikuvus ning madal arv koduomanikke (*Ibid.*, 2019). Jacobsen ja Naug (2005) leidsid, et töötuse määra püsiv kasv nelja protsendi pealt viiele protsendile toob esile 0,11% suuruse languse

kinnisvarahindades. Kinnisvarahinna kohanemine on suhteliselt aeglane, mis autori arvates võib olla tingitud sellest, et töötuse määr muutub aeglaselt – majapidamistel võtab aega teadmine, et töötuse määr on tõusnud. Autorid samas rõhutavad, et majapidamiste ootus töötuse määra suhtes paneb neid muretsema oma rahalise olukorra pärast. (*Ibid.*, 2005)

#### **1.2.4. Populatsioon**

Holly *et al.* (2010) kasutavad oma töös populatsiooni kasvumäära muutujat. Populatsiooni muutujat on sobilik kasutada paneelandmete puhul, kuna on võimalik analüüsida mõju kasutades ristlõike mõõdet. Aegridade puhul on populatsiooni muutuja liikumine liiga aeglane. Autorid eeldavad, et USA osariikides, kus on kõrgem populatsiooni kasvumäär, on kinnisvarahinnad reaaluühikutes kallimad. Pikaajalise mudeli puhul ei osutunud populatsiooni tegur oluliseks, kuid ECM mudeli abil saadi statistiliselt oluline positiivne lühiajaline seos populatsiooni ja kinnisvarahindade vahel. (*Ibid.*, 2010)

Reichert (1990) sai oma töös rahvaarvu muutuse hinnaelastsuseks 1,09 ehk rahvastiku kasv 1% võrra toob uuritud perioodil esile 1,09% suuruse kasvu kinnisvarahindades. Creina (2018) uuris oma töös populatsiooni mõju kinnisvarahindadele kasutades Ühendkuningriikide (UK) andmeid, koostades teoreetilise mudeli. Autor toob välja, et UK populatsioon on kasvanud viimase 50. aastaga, kuid tema arvates mõjutab kinnisvara nõudlust ja omakorda hindasid uute majapidamiste teke, kus elab ainult üks isik. Populatsiooni kasvumäära mõju kinnisvarahindadele hoiaks ära olukord, kus ühe majapidamise keskmine elanike arv suureneb. Kaasa aitab immigrantide migratsioon, mis peamiselt koosneb noorematest inimestest, vanuses 20 kuni 35 aastat (*Ibid.*, 2018).

Miles (2012) toob välja, et rahvastikutiheduse varieeruvus on tõenäoliselt üks peamisi tegureid eluasemeturgudel, mis toob esile kinnisvarahindade erinevusi riikide vahel. Kui rahvastikutihedus on kasvavas trendis, siis põhjustab rahvastiku ja sissetulekute kasv üha enam kinnisvarahindade kasvu. Suurema rahvastikutiheduse kasvumäära korral on tõenäolisem, et kinnisvarahinnad tõusevad kiiremini kui sissetulekud (*Ibid.*, 2012). Yang *et al.* (2022) uurisid populatsiooni mõju kinnisvarahindadele kasutades Taiwani andmeid ajavahemikus 2009 kuni 2020. Erinevad vanusegrupid omavad erinevat mõju kinnisvarahindadele. Kõige suuremat mõju omab üle 65-aastaste elanikkonna kasvumäär kinnisvarahindadele (*Ibid.*, 2022). Gevorgyan (2019) kasutab 59. OECD riigi andmeid perioodil 1950 kuni 2019, uurides populatsiooni kasvumäära ja kinnisvarahindade vahelist seost. Autor leiab, et populatsiooni kasvumäära suurenedes ühe

protsendi võrra suurenevad kinnisvarahinnad 1,4% võrra (*Ibid.*, 2019). Sarnases suurusjärgus tuli tulemus ka Takats (2012) töös. Autor leidis positiivse pikaajalise seose populatsiooni ja kinnisvarahindade vahel. Koefitsiendiks tuli 1,05 ehk ühe protsendi suurune kasv populatsioonis toob esile 1,05%-i suuruse kasvu kinnisvarahindades (*Ibid.*, 2012).

### **1.2.5. Inflatsioon**

Inflatsioon on väga laialdaselt kasutatav tegur makromajanduse uuringutes, mis võib omada otsest või kaudset mõju kinnisvarahindadele. Tõusev inflatsioonimäär langetab inimeste taht investeerida kinnisvarasse, mis toob esile kinnisvara nõudluse languse (Feldstein, 1992). Samas võib see suurendada kinnisvarasse investeerimist, kuna kinnisvara saab kasutada kaitsena tõusva inflatsiooni vastu (Lin & Tsai, 2021; Haq, 2023) Inflatsiooni kasvades tõusevad nii kinnisvarahinnad kui ka renditulu, mis võib aidata kaitsta investeringu väärtust ning seda isegi suurendada. Sel viisil pakub kinnisvara strateegilist vahendit investori jõukuse säilitamiseks (Haq, 2023). Kinnisvara pakkumise puhul esineb olukord, kus inflatsioon tõstab nominaal ühikutes ehituskulusid, muutes ehitamise kallimaks ning läbi selle kinnisvara pakkumine langeb (Feldstein, 1992).

Li ja Chiang (2012) leidsid positiivse kahesuunalise Grangeri kausaalsuse inflatsiooni ja kinnisvarahinna vahel kasutades Hiina kuiseid andmeid aastatel 1998 kuni 2009. Autorid põhjendavad tulemusi sellega, et keskvalitsus muretseb kinnisvarahindade tõusu pärast, mis võib mõjutada üldist hinnastabiilsust. Naji Meidani *et al.* (2011) rakendasid samuti Grangeri kausaalsuse meetodit. Uuring põhineb Iraani andmetel ajavahemikus 1990 kuni 2008. Autorid leiavad ühesuunalise Grangeri kausaalsuse inflatsioonilt kinnisvarahindadele. See tähendab, et inflatsioon on Iraani tulevaste eluasemehindade juhtiv näitaja ja tarbijahinnaindeksi vähendamine näib olevat viis langetada kinnisvarahindasid (*Ibid.*, 2011). Lopez (2006) uuris Kolumbia kinnisvaraturgu ning leidis, et inflatsiooni sihtimine läbi monetaarpoliitika on efektiivne viis kontrollimaks kinnisvarahindasid. Riikidel oli tahe hoida 1970. ja 1980. aastatel inflatsiooni madalal ja stabiilsel tasemel, kuid see ei aidanud ära hoida kinnisvarahindade pidevat kasvu (*Ibid.*, 2006).

Kuang ja Liu (2015) kasutavad 35. Hiina linna andmeid vahemikus 1996 kuni 2010. Autorid leiavad, et inflatsioon omab suuremat mõju kinnisvarahindadele kui personaalne sissetulek, mis langeb kokku teoreetiliste mudelitega. Ühe protsendi suurune kasv tarbijahinnaindeksis toob esile kinnisvarahinnaindeksi kasvu 0,86% võrra. Kuang ja Liu (2015) mainivad, et poliitikakujundajad

peaksid hoidma inflatsiooni kontrolli all, et ohjeldada kinnisvarahindasid. Vastupidine seos, kus kinnisvarahinnad mõjutavad inflatsiooni, andis tulemuseks 0,25%.. See näitab, et kinnisvarahinnad on tundlikumad inflatsiooni muutuste osas kui inflatsioon on kinnisvarahindade muutuste osas (*Ibid.*, 2015). Katrakilidis ja Trachanas (2012) leidsid Kreeka andemetega seose inflatsiooni ja kinnisvarahindade vahel. Ühe protsendi suurune tõus tarbijahinnaindeksis toob esile 1,2% kasvu kinnisvarahindades. Samas kui tarbijahinnaindeks langeb ühe protsendipunkti võrra, kinnisvarahinnad langevad 3,38% võrra. Negatiivne muutus on jõulisem. Inflatsioonimäära tõusule reageerib Kreeka kinnisvaraturg järsult ja jõuliselt lühiajalises perspektiivis (*Ibid.*, 2012).

### **1.2.6. Majanduskasv**

Majanduskasvu ajal tekib suurem nõudlus elamu- ja äripindade vastu. Ettevõtted on tootlikumad ning kasumlikumad. Ettevõtetel tekib vajadus laieneda, mille tagajärjel suureneb nõudlus kontori- ning tööstuspindade vastu. Samaaegselt, kui sissetulekud tõusevad, tõuseb eraisikute nõudlus elamumajade vastu, mis omakorda viib kinnisvarahinnad ülesse (Ghana Ltd, 2023). Majanduskasv tekitab näiva nõudluse kinnisvaraturul – tekib eufooria ning eeldatakse, et kinnisvarahinnad on suutelised lõputult kasvama. Kinnisvara pakkumine aina suureneb - ehitussektoril on kasulik ehitada juurde uuselamuid. Samaaegselt ei jõua nõudlus pakkumisele järgi, tekitades kinnisvara ülepakkumise, mis on suureks koormuseks ehitussektorile (The Economist, 2005). Majanduslanguse ajal aga väheneb tarbijate kindlustunne, majapidamised on kokkuhoidlikumad ning nõudlus kinnisvara järele langeb (Ghana Ltd, 2023).

Saita *et. al.* (2016) kinnitasid kointegratsiooni olemasolu SKP kasvumäära ja kinnisvarahindade vahel nii USA kui ka Jaapani andmetega. Jaapani koefitsiendiks tuli 0,22 ehk ühe protsendi suurune kasv SKP kasvumääras toob esile kinnisvarahindade tõusu 0,22% võrra. USAs saadi tulemuseks 0,45 (*Ibid.*, 2016). Takats (2012) sai tugevama seose, kasutades 22. arenenud riigi andmeid ajavahemikust 1970 kuni 2009. Autor leidis kointegratsiooni olemasolu reaalse SKP per capita ja kinnisvarahindade vahel. Reaalse SKP per capita tõus ühe protsendi võrra toob esile reaalse kinnisvarahindade kasvu 0,88% võrra (*Ibid.*, 2012).

Xu ja Tang (2014) said UK andmetega reaalse SKP per capita koefitsiendiks 3,8 ehk ühe protsendi suurune kasv SKP per capita tasemes toob esile 3,8% suuruse tõusu kinnisvarahindades. Autorid toovad potentsiaalseks põhjuseks asjaolu, et kinnisvaraturg on märkimisväärsel positsioonil Ühendkuningriigi majandussektoris (*Ibid.*, 2014). Greiber ja Setzer (2007) kasutasid euroala andmeid ning leidsid, et reaalse SKP per capita tõus ühe protsendi võrra toob esile 0,32% kasvu

kinnisvarahindades. See on oluliselt madalam kui Xu ja Tang (2014) leitud tulemus UK andmetega.

### 1.2.7. Aktsiahinnad

Osades varasemates uuringutes on käsitletud aktsiaindeksite ning kinnisvarahindade vahelist seost. Turu ebaefektiivse funktsioneerimise korral on oodata pidevat kapitali liikumist erinevate varaklasside vahel. Kui mitmed turud on omavahel integreeritud, siis suure tõenäosusega liigub osa kapitalist ühest turust teise peale, tuues esile hinna fluktuatsioone (Okunev & Wilson, 1997). Kinnisvarahinnad teevad üldjuhul oma tipu paar aastat peale aktsiaturu buumi. Aktsiaportfollide tõusu korral on investorid rohkem valmis suurendama oma nõudlust kinnisvara järele, tekitades kinnisvarahindade tõusu. See näitab ühesuunalist põhjuslikku seost aktsiahindade pealt eluasemehindade suunas (Case & Shiller, 2003).

Taolist võimalikku liikumist uurivad oma töös Okunev ja Wilson (1997). Autorid uurisid SP500 (*Standard and Poor's 500*) aktsiaindeksi ja kinnisvaraturu vahelist seost perioodil 1979 kuni 1993, kuised andmed. Autorid kasutasid nii lineaarset kui ka mittelineaarset mudelit, rakendades geomeetrilist Browni meetodit. Mittelineaarse mudeli puhul esineb seos aktsiaindeksi ning kinnisvarahindade vahel, kuid leitud seos on nõrk. Lineaarne mudel olulisi tulemusi ei andnud (*Ibid.*, 1997) Uues uuringus Okunev *et al.* (2000) kasutasid pikemat ajaperioodi, 1972 kuni 1998. Sarnaselt käsitleti lineaarset ja mittelineaarset mudelit, kus lineaarne mudel ei osutunud statistiliselt oluliseks. Mittelineaarne kausaalsuse test näitab tugevat ühesuunalist positiivset seost aktsiaindeksilt kinnisvarahindade suunas (*Ibid.*, 2000). Quan ja Titman (1997) uurisid aktsiahindade mõju kinnisvarahindadele Põhja-Ameerika, Euroopa ning Aasia/Vaikse ookeani regioonide kaupa, kus peamiseks perioodiks on 1977 kuni 1994. Autorid leidsid kinnituse varasematele uuringutele, kus on peamiselt esinenud tugev positiivne seos antud muutujate vahel, saades keskmiseks koefitsiendiks 0,55. Aegridade puhul on seos tugevam Aasia/Vaikse ookeani regioonis võrreldes Euroopa ja Põhja-Ameerika regioonidega. Leitud seosed on pikaajalised – Quan ja Titman (1997) peavad lühiajalist seost näivaks kinnisvarahindade puhul.

## 1.3. Kinnisvarahinnad regiooniti

### 1.3.1. USA osariigid

Kõik USA osariigid kasutavad sama valuutat, milleks on U.S. dollar. USA monetaarpoliitika eest vastutab Föderaalreserv, kelle eesmärkideks on hoida hindasid stabiilsel tasemele, maksimeerida tööhõive taset ning hoida pikaajalist intressimäära mõõdukal tasemel. Eesmärgid on seatud Kongressi poolt, mida Föderaalreserv peab jälgima (Federal Reserve, 2024). Föderaalreserv on suveräänne üksus ehk makromajanduse eesmärkide operatiivne elluviimine peab olema vabastatud poliitilisest mõjust. Föderaalreserv omab mõju föderaalfondide intressimäära üle, mis annab talle võimaluse mõjutada lühiajalist intressimäära. Vastavalt läbi lühiajalise intressimäära, saab Föderaalreserv mõjutada pikaajalist intressimäära (Federal Reserve, 2017).

USA fiskaalpoliitika on mitmekihiline, mis koosneb föderaalvalitsusest, eraldi 50. osariigi valitsusest ja nende kohalikest omavalitsustest. Osariigid ja omavalitsused tegutsevad iseseisvalt föderaalvalitsusest, viies läbi oma fiskaalpoliitikat, nagu eraldi maksusüsteem, kohaliku omavalitsuse kulutused. Selle tulemusena võib osariigi ja kohalike omavalitsuste tegevus omada vastassuunalist mõju föderaalvalitsuse fiskaalpoliitikale. (Hines *et al.*, 2010) Monetaarpoliitikal on kaudne mõju fiskaalpoliitikale, kuna fiskaalpoliitikas tehtavad otsused peavad toetama makromajanduse põhieesmärke (Federal Reserve, 2017).

USA kinnisvaraturg mängib suurt rolli USA majanduses. Kinnisvaraturg moodustas 2021. aastal 16,7% USA SKP-st. Üksikisiku tasandil on ligi 65% elumajadest omanike kasutuses, mis muudab USA elamud üheks peamiseks leibkonna rikkuse allikaks. 2022. aasta andmete põhjal moodustas kinnisvara ligi 25% USA majapidamiste rikkusest. Ligi 70% USA kodanikest omavad hüpoteeklaenu, mille abil on ostetud oma elamispind. Hüpoteeklaenude kõrge osakaal muudab intressimäära muudatused suuremaks. Kriisi perioodidel ostab föderaalreserv hüpoteegiga tagatud väärtpapereid, et langetada hüpoteeklaenude intressimäära. 2020. aasta koroonapandeemia ajal rakendati antud meetodit, langetades laenumäära alla 3% taseme. (Congressional Research Service, 2023)

USA elamumajade mediaan hind on rohkem kui kahekordistunud alates US Census Bureau tekkest 1963. aastal, tõustes \$180,000 tasemelt 2023. aasta 3. kvartali seisuga \$431,000 tasemele (USAFacts, 2023). Alates 2000. aastast kuni 2022. aastani tõusis USA mediaan kinnisvarahind 162% võrra (Dunaway-Seale, 2023). Võrreldes 2017. aasta 1. kvartaliga on elumajade hind

tõusnud üle 40% (USAFacts, 2023). Pandeemiaga kaasnenud ostubuum viis 2022. aastal kinnisvara mediaanhinna uude tippu. 2023. aasta seisuga on USA elamute hinnad hakanud langema võrreldes 2022. aastaga. Alanud kinnisvarahindade langemine võib olla tingitud hüpoteeklaenude intressimäärade liigsest koormusest (Hopulele, 2023).

USA osariikide lõikes varieeruvad hinnad regiooniti. Ida- ja läänerranniku osariikide kinnisvarahinnad on kõrgemad kui USA keskosariikide omad. Üheks põhjuseks võib pidada rahvastiku tihedust, kus ida- ja läänerrannik on tihedamalt asustatud, tõstes nõudlust maapinna järele. Lisaks on USA keskosariigid pigem maapiirkonnad, kus suurem osa maapinnast kuulub farmeritele, kes tegelevad põllumajandusega. (Caporal, 2024)

Samuti USA keskosariigid, nagu Texas, Oklahoma ja Kansas, kogevad Mehhiko lahe sooja ja niisket õhku, mis põrkub kokku Kaljumäestiku jaheda ja kuiva õhuga. See on ideaalne keskkond tornaadode tekkeks. Tornaadode pidev esinemine tekitab suuri kahjustusi elamutele, mistõttu peavad antud regiooni kodanikud pidevalt taas ehitama oma majad. Taolise ohu esinemine takistab inimestel antud piirkonda kolida, mis viib nõudluse kinnisvara järele alla ning kinnisvarahinnad omakorda püsivad madalamal tasemel võrreldes atraktiivsemate piirkondadega. (Wisevoter, 2024)

USA linnades sai täheldatud kinnisvaramulli perioodil 2000 kuni 2006, kus kinnisvarahinnad olid langustrendis ning hüpoteeklaenude maksejõuetus hakkas tõusma, mis tõi esile väärtpaberistatud hüpoteeklaenude turu kokkuvarisemise. Sellele järgnes paljude teiste finantsturgude kokkuvarisemine (Lai & Order, 2017; Anundsen, 2019). Kinnisvaramullile võis kaasa aidata intressimäärade järsk langus (Lin & Tsai, 2021), mille taset saaks kontrollida Föderaalreserv läbi oma monetaarpoliitika. Kinnisvaramulli perioodil hüppas üles ka töötuse määr, mida kiirendas kinnisvarahindade langemine (Bahmani-Oskooee & Ghodsi, 2017; Branch *et al.*, 2016). Peale majanduskriisi perioodi, alates 2010. aastast kuni 2016. aastani, ei ole näha kinnisvarahindade ülehinnatust, olenemata 2012. aastal esinenud suurem hinnatõus (Anundsen, 2019).

### **1.3.2. Euroala**

Euroalasse kuuluvatel riikidel on ühisvaluutaks euro. Monetaarpoliitikat juhib Euroopa keskpank, kelle põhieesmärgiks on hoida inflatsioonimäära taset 2% ringis. Selle saavutamiseks omavad olulist rolli intressimäärad. Sarnaselt USA keskpangale on Euroopa keskpank suveräänne, kellel on võimalus vastavalt majandusolukorrale mõjutada lühiajalist intressimäära, mis omakorda mõjutab pikaajalise intressimäära taset. (DeNederlandscheBank, 2024)

Euroala riigid rakendavad fiskaalpoliitikat iseseisvalt, omades vastavalt valitsuse eelarvet, mille abil pürgitakse makromajanduse eesmärkide poole. Samas fiskaalpoliitikat tuleb rakendada efektiivselt, et tagada euroalas monetaarpoliitika sujuv toimimine. 2008. aasta majanduskriis tõi välja fiskaalpoliitika nõrgad kohad mitmetes liikmesriikides, kes ei ehitanud üles piisavalt suurt eelarvepuhvrit, et majanduskriisi mõjusid leevendada. Seetõttu on kehtestatud mitmed seadused, mida riigid peavad fiskaalpoliitika tasandil rakendama, tagades valitsuse eelarve stabiilsuse. Riigi aastane eelarvepuudujääk ei tohi ületada 3% taset SKP-st ning valitsussektori võlg ei tohi olla suurem kui 60% SKP-st. (Leiner-Killinger & Nerlich, 2019)

Alates 2000. aastast kuni 2008. aasta majanduskriisini tõusid euroala riikide kinnisvarahinnad ligi 40%. Antud kasvumäär langeb kokku USA kinnisvarahindade tõusuga, tuues esile kinnisvaramulli. USA kinnisvarahinnad olid 2007. aastal juba langusfaasis – samal ajal euroala riikide kinnisvarahinnad veel tõusid (Gros, 2007). 2009. aastal alanud euroala kriis jahutas oluliselt kinnisvarahindade turgu, kus hinnad langesid aastatel 2011 kuni 2013 ligi 10%. Alates 2014. aastast on kinnisvarahinnad pidevalt tõusnud, tehes tipu 2022. aastal, kus tõus võrreldes algaastaga on ligi 50% (Eurostat, 2024). Sarnaselt USA-le esines kinnisvarahindade tipp 2022. aastal, mis võib olla tingitud peale koroonapandeemiat esinenud ostubuumist. Pidevale tõusule on kaasa aidanud kasvav inflatsioonimäär koos suurenenud toimetuleku kuludega (Sullivan, 2023). Euroala elumajade hinnad langesid 2023. aastal 1,7% võrra võrreldes 2022. aastaga, mis on esimene hindade langus viimase kümnendi jooksul (Katanich, 2023). Olenemata hetkelisest langusest on euroala riikides olnud kinnisvarahinnad pidevas tõusutrendis.

Euroala riikides on kinnisvarahinnad liikunud erinevalt. Euroala kriisi vältel langesid kinnisvarahinnad kõige rohkem Iirimaa ja Hispaanias – langus keskelt läbi 30%. Võrreldes 2010. aastaga on kõikides euroala riikides kinnisvarahinnad tõusnud kuni 2021. aastani, välja arvatud Itaalia, kus on hoopis esinenud hindade langus. Tuues esile 2023. toimunud kinnisvarahindade languse on Belgias täheldatud kuni 3% suurune langus. Saksamaal ja Hollandis on olnud suurim langus, vastavalt 8%. (Allianz, 2024)



## **2. METOODIKA JA ANDMED**

Teises peatükis antakse ülevaade töös rakendatud metoodikast ning kasutatud andmetest, mille põhjal viiakse läbi empiiriline analüüs. Esimeses alapeatükis tutvustatakse ARDL mudelit koos selle funktsioonide ning omadustega. Teises alapeatükis kirjeldatakse kasutatud andmeid ning muutujaid, mida on kasutatud ökonomeetrilises analüüsis.

### **2.1. Metoodika**

Käesoleva töö eesmärgiks on modelleerida kinnisvarahinna ja intressimäära vaheline ökonomeetiline seos kasutades USA osariikide ning euroala liikmesriikide andmeid. Oluline on välja selgitada, kas potentsiaalne seos on lühiajaline ja/või pikaajaline ning kui kiiresti liiguvad kinnisvarahinnad tagasi pikaajalise tasakaalu poole peale hinnašokki. Lisaks on oluline teada saada, millised tegurid mõjutavad USA osariikide kinnisvarahindasid ning millised euroala riikide kinnisvarahindasid, et selgitada välja võimalikud regioonide erinevused. USA osariikide vaatlusperioodiks on võetud 1991. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal ning euroala liikmesriikide perioodiks on 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Valik on tehtud vastavalt andmete kättesaadavusele. Antud periood on piisavalt pikk, mis kaasab 2008. aasta majanduskriisi ning 2020. aasta pandeemiakriisi perioode, kus esines kinnisvarahindade suurem volatiilsus. Metoodika valik uurimisküsimustele vastuste leidmiseks toetub varasematele uuringutele. Analüüsi läbiviimiseks kasutatakse ARDL mudelit, et välja selgitada potentsiaalne lühiajaline ja/või pikaajaline seos, ning kinnisvarahinna liikumise kiirus tagasi tasakaaluseisundisse.

Empiirilise analüüsi läbiviimiseks on kasutatud paneelandmete mudeleid, kuna nendel on võime kontrollida individuaalse USA osariigi ning euroala riigi spetsiifilisi mõjusid – mudel võtab arvesse individuaalset heterogeensust ning võimaldab eraldada ajas muutuvate tegurite mõju. Lisaks annavad riikide ja osariikide andmete kasutamine antud töö raames juurde vaatlusi, kuna USA osariikide muutujate täielikud andmed pärinevad alates 1991. aastast ning euroala liikmesriikide andmed alates 2000. aastast. Ühe riigi andmeid kasutades jääks periood suhteliselt

lühikeseks. Ökonomeetrilise mudeli koostamiseks ning vajalike testide tegemiseks kasutatakse Stata programmi, mis on sobilik ARDL mudeli modelleerimiseks.

### 2.1.1. ARDL mudelid

Töös analüüsi läbiviimiseks kasutatakse ARDL mudelit, mille metoodika on sobilik antud uurimisküsimuste uurimiseks. ARDL mudelit kasutatakse üldjuhul aegridade puhul, et analüüsida dünaamilisi seoseid. Paneelandmete puhul kasutab ARDL täielikult ära viitaegasid, näitamaks muutujate vahelist lühiajalist ja pikaajalist regressiooni. Võrreldes tavalise lineaarse regressioonimudeliga, paneel ARDL aitab korrigeerida endogeensust ning jadakorrelatsiooni kasutades sobivaid viitaegasid (He *et al.*, 2019; Pesaran & Smith, 1999).

ARDL mudelit kasutatakse laialdaselt, uurides erinevaid majandusprobleeme. ARDL on paindlik dünaamiliste paneelandmete puhul, kus ajaperioodide arv  $T$  on suurem kui ristanndmete komponent  $N$ , mis on sobilik käesoleva uuringu raames. Mudelid, kus on andmete statsionaarsuse tagamine oluline, nagu fikseeritud ja juhuslike efektidega mudel, ei ole kõige sobilikumad dünaamiliste paneelandmete modelleerimiseks (Pesaran *et al.*, 1999). Sobiv on kasutada MG (*Mean Group*), PMG (*Pooled Mean Group*) ja DFE (*Dynamic Fixed Effect*) hindamismeetodeid, kui ajaperioodi pikkus on oluliselt suurem kui osariikide ning riikide arv (Pesaran & Smith, 1995). ARDL mudel laseb sõltuva muutuja hetkeväärtusel sõltuda oma varasematest realisatsioonidest ehk autoregressiivsest osast. Sama kehtib sõltumatute muutujatega, mis moodustavad hajutatud viivitusosa (Kripfganz & Schneider, 2023).

ARDL mudelil on mitmeid eeliseid. ARDL hindab samaaegselt nii pika kui ka lühiajalise seose (Tarazkar *et al.*, 2021). Kasutatud muutujad võivad olla nii mittestatsionaarsed kui ka statsionaarsed. Tasakaalukorreksiooni abil saab ARDL mudeli abil eraldada lühiajalise ja pikaajalise seose (Kripfganz & Schneider, 2023). Autokorrelatsioon kerkib esile ühe peamise probleemina kasutades ökonomeetrilisi mudeleid. Tavaliselt peab selleks igale muutujale määrama vastavad viitajad, et saavutada autokorrelatsiooni eemaldamine. ARDL mudel rakendab automaatselt sõltuva ning sõltumatute muutujate viitajad. Selleks peavad olema andmed normaalkujul (Chetty, 2018).

ARDL mudelil esineb ka puudujääke. ARDL mudel tekitab probleeme stohhastilise trendi olemasolu korral, kuna ARDL mudeli dünaamika läheneb sellele trendile, mitte ei modelleeri tegelikku dünaamikat (Oxera, 2010). Kui mõni muutuja on 2. järku integreeritud, siis ARDL

mudelit kasutada ei saa (Chetty, 2018). Osad ARDL bound testid käsitlevad igat muutujat endogeensena, mida regresseeritakse ülejäänud muutujatega. See võimaldab olla igal muutujal kaudselt endogeenne, rikkudes nõrga eksogeensuse tingimust (McNown *et al.*, 2018).

Tüüpiline ARDL mudel võtab aegrea kuju, kus ristandmete komponendiks on näiteks üks riik. Paneelandmete puhul lisanduvad juurde rohkem ristandmete komponente. Dünaamiliste paneelandmete korral on võimalik kasutada kolme hindamismeetodit – PMG, MG ja DFE.

PMG hindamismeetod aitab tuletada lühiajalise ja pikaajalise seose olemasolu ning sõltuva muutuja liikumise kiiruse tasakaalupunkti suunas. Pikaajalised koefitsiendid peavad olema homogeensed. MG meetodil on vähem piiravaid protseduure, mis võimaldab hinnata parameetrite mitmekesisust. Iga riigi jaoks saab hinnata erinevaid koefitsiente. Nii PMG kui ka MG hindamismeetodid nõuavad sobivat viitaegade pikkust, näiteks kasutades Akaike teabekriteeriumit (AIC). MG hindamismeetod annab konstantse pikaajalise keskmise hinnangu, mis on aga homogeensusega ebaefektiivne. DFE hindamismeetod on sarnane PMG meetodile, mis omakorda piirab kõigi paneelide integratsioonivektorite koefitsiente (Pesaran & Smith, 1995). Tavaliselt tehakse sobiva hindamismeetodi valik kasutades Hausmani testi (Guan *et al.*, 2015).

Järgnevalt on välja toodud PMG, MG ja DFE hindamismeetodite võrrand. Võrrand koosneb pikaajalisest ning lühiajalisest komponendist. Võrrand on järgnev (Shaari *et al.*, 2020; Pesaran & Smith, 1995):

$$y_{it} = \mu_i(y_{i,t-j} - \sum_{j=0}^q \lambda_i x_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_{ij} x_{i,t-j} + u_i + \epsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

kus

$y_{it}$ - sõltuva muutuja ( $k \times 1$ ) vektor,

$\mu_i$  – veaparandusliikme parameeter,

$\lambda_i$  – grupi  $i$  sõltumatute muutujate pikaajalised parameetrid,

$\varphi_{ij}$ - viitajaga sõltuva muutuja koefitsient,

$\theta_{ij}$  – koefitsientide vektorid,

$x_{i,t-j}$  – grupi  $i$  sõltumatute muutujate ( $k \times 1$ ) vektor,

$u_i$  – fikseeritud efektid,

$\epsilon_{it}$  – juhuslik vealiige.

ARDL mudel nõuab, et jääkliikmed ei ole omavahel autokorrelatsioonis. Teiseks ei tohi andmetes esineda heteroskedastiivsust ehk keskmine ning dispersioon peavad jääma konstantseks kogu mudeli ulatuses. Andmed peavad vastavama normaaljaotusele. Andmed peavad olema statsionaarsed kas integreeritud järgul 0 või 1.

Olenemata, et ARDL mudelis võib esineda mittestatsionaarsed muutujad, testitakse muutujate statsionaarsust. Selleks kasutatakse vastavalt CIPS (*Cross-sectionally augmented Im-Pesaran-Shin*) ja Levin-Lin-Chu statsionaarsuse teste (Holly *et al.*, 2010; Adams & Füss; 2010; Hanch, 2013). Kointegratsiooni testimiseks kasutatakse Pedroni testi (Adams & Füss, 2010).

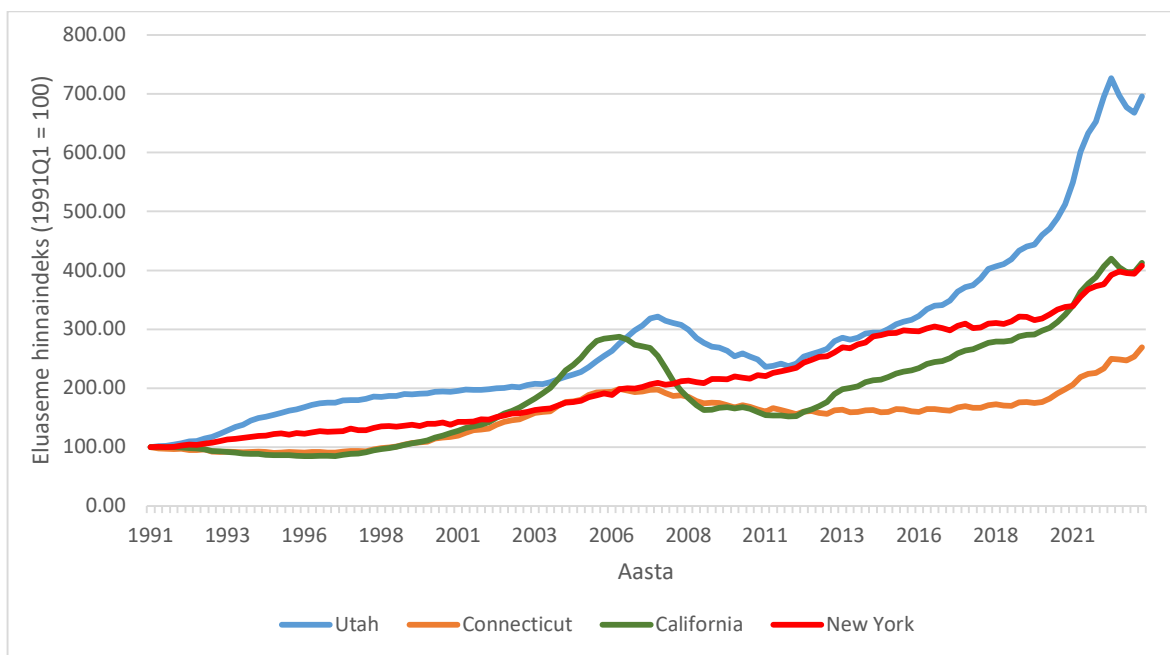
## 2.2. Andmed

Vastavalt andmete kättesaadavusele avalikest andmebaasidest on antud uuringus võetud vaatluse alla kaks perioodi, kus USA osariikide andmed katavad ajavahemiku 1991. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Euroala riikide puhul on periood lühem, milleks on 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Andmed on 48 USA osariigi kohta, milleks on: Alabama, Arizona, Arkansas, California, Colorado, Connecticut, Delaware, Florida, Georgia, Idaho, Illinois, Indiana, Iowa, Kansas, Kentucky, Louisiana, Maine, Maryland, Massachusetts, Michigan, Minnesota, Mississippi, Missouri, Montana, Nebraska, Nevada, New Hampshire, New Jersey, New Mexico, New York, North Carolina, North Dakota, Ohio, Oklahoma, Oregon, Pennsylvania, Rhode Island, South Carolina, South Dakota, Tennessee, Texas, Utah, Vermont, Virginia, Washington, West Virginia, Wisconsin ja Wyoming. Välja on jäetud Alaska ja Hawaii, kuna antud osariikide andmed on puudulikud ning nad asuvad geograafiliselt lahus ülejäänud osariikidest.

Euroala liikmesriike on kokku 10, milleks on Austria, Belgia, Soome, Prantsusmaa, Saksamaa, Iirimaa, Itaalia, Holland, Portugal ja Hispaania. Asutajariikidest on välja jäetud Luksemburg, kuna andmed on puudulikud. Analüüsis kasutatavad andmed pärinevad erinevatest avalikest andmebaasidest, milleks on Federal Housing Finance Agency, U.S. Bureau of Economic Analysis, U.S. Census Bureau, U.S. Bureau of Labor Statistics, OECD ja Eurostat andmebaas. Ökonomeetrilise mudeli koostamisel kasutatakse andmeid kvartaalsel kujul, mis on balansseerimata kujul. Aastasel kujul olevad andmed teisendati kvartaalsele kujule kasutades lineaarset interpoleerimise meetodit programmis Stata. Kuiste andmete puhul võeti iga kolme kuu lõikes aritmeetiline keskmine, et arvutada kvartaalsed andmed.

Antud magistritöös on sõltuvaks muutujaks kinnisvara hinnaindeks HPI (*House Price Index*). USA osariikide puhul on kinnisvara hinnaindeksi baasperiod 1991. aasta 1. kvartal. Euroala liikmesriikide kinnisvara hinnaindeksi algne baasperiod on 2015. aasta 1. kvartal, mis sai teisendatud 2000. aasta 1. kvartali peale. HPI muutuja sai läbi jagatud tarbijahinnaindeksiga, millest sai võetud logaritm, et tulemusi saaks tõlgendada protsentuaalsel kujul.

Joonisel 1 on välja toodud nelja erineva USA osariigi eluaseme hinnaindeksid perioodil 1991. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Kõige suurem kasv eluaseme hinnaindeksis esines Utah osariigis, kus võrreldes algperioodiga on eluasemete hinnad tõusnud 595,3% võrra. Tipp esines 2022. aasta 2. kvartalis, kus eluaseme hinnaindeks oli 626,4% võrra suurem kui esialgsel perioodil. Madalaim eluaseme hinnaindeksi kasv esineb Connecticut osariigis, kus eluaseme hinnad on tõusnud 169,4% võrra. Californias on tõus olnud vastavalt 312,6% ning New Yorkis 308,1%. (Joonis 1)



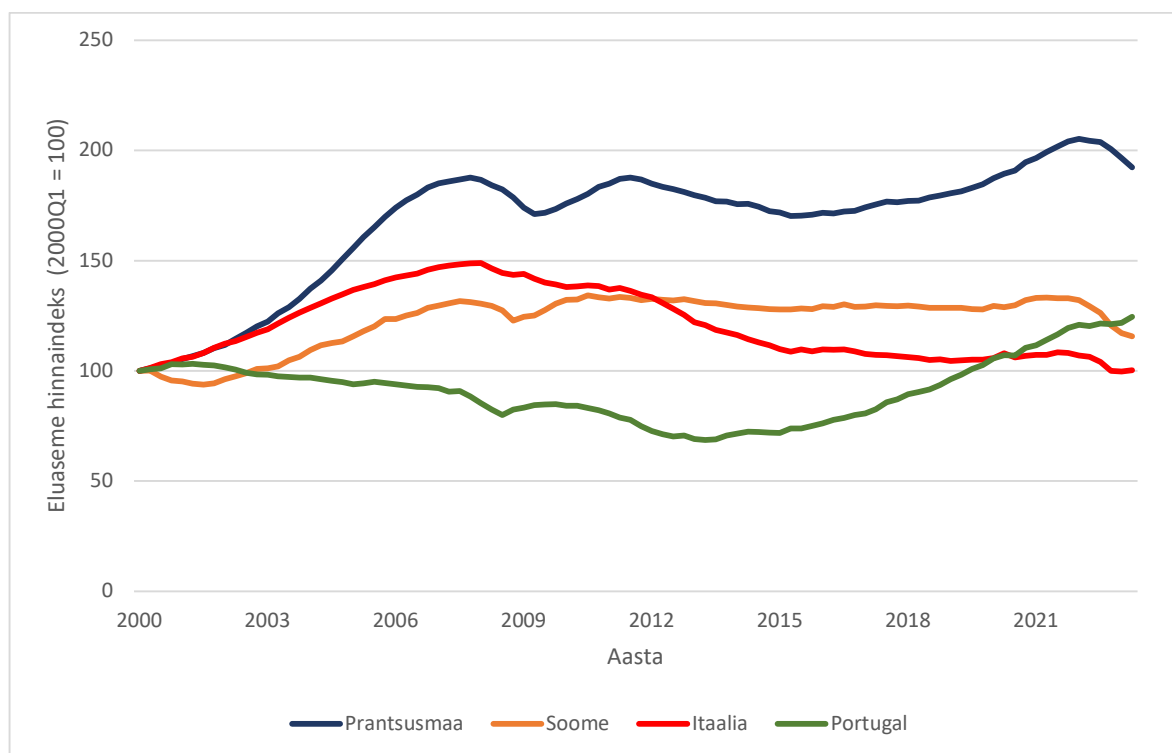
Joonis 1. Eluaseme hinnaindeksi kasv valitud USA osariikides perioodil 1991. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal

Allikas: Federal Housing Finance Agency andmebaas, autori arvutused.

Kinnisvara hinnaindeksi üldine dünaamika erineb antud nelja osariigi vahel. Jooniselt 1 on näha, et California ja Utah osariikides esines järsem hinnaindeksi tõus 2006. ja 2007. aastal. Hinnaindeks langes kuni 2012. aastani, millest alates on kinnisvara hinnaindeks olnud tõusvas trendis.

Connecticut osariigis olid hinnaindeksi muutused madalamas suurusjärgus. New Yorkis on kinnisvara hinnaindeks pidevalt tõusnud alates 1991. aastast. (Joonis 1)

Joonisel 2 on välja toodud nelja euroala riigi eluaseme hinnaindeksid. Euroala riikides on eluaseme hinnaindeksi kasvumäär olnud keskeltläbi madalam kui USA osariikides. Kõige rohkem on eluaseme hinnaindeks tõusnud Prantsusmaal, kus võrreldes algperioodiga on indeks tõusnud tipphetkel 105,2%. Portugalis esines eluaseme hindade langus kuni 2019. aastani. 2023. aasta 2. kvartali seisuga on hinnad kasvanud 24,5% võrra. Itaalias on peale 2008. aasta majanduskriisi eluaseme hinnad langenud. Võrreldes algperioodiga on indeks sama. Soomes on HPI kasvanud 15,7% võrra võrreldes 2000. aastaga. (Joonis 2)



Joonis 2. Eluaseme hinnaindeksi kasv valitud euroala riikides perioodil 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal

Allikas: OECD andmebaas, autori arvutused.

2008. aasta majanduskriisi periood tõi esile ajutise hinnaindeksi languse kõigis neljas riigis. Euroala kriisi ajal langesid Itaalia ja Portugali hinnaindeksid, samal ajal Soomes püsis hinnaindeks sarnasel tasemel ning Prantsusmaal esines hinnaindeksi tõusu ja langust. 2020. aasta

pandeemiakriisi ajal tõusid Prantsusmaa ja Portugali kinnisvara hinnaindeksid, kuid Soomes ja Itaalias oli hinnaindeks stabiilne. (Joonis 2)

Kinnisvara hinnakasvu selgitamiseks on välja valitud mitmed sõltumatud muutujad toetudes varasematele uuringutele. Kokku on kaasatud viis erinevat tegurit. Peamiseks sõltumatuks teguriks on reaalne lühiajaline intressimäär. USA osariikide puhul on reaalne intressimäär arvatud kasutades USA riigi nominaalset intressimäära, millest on maha arvatud iga osariigi inflatsioonimäär. Arvutamise meetod pärineb Holly *et al.* (2010) tööst. Euroala reaalne lühiajaline intressimäär on võetud OECD andmebaasist. Intressimäär mõjutab tarbijate nõudlust, kus intressimäära tõus muudab laenamise kallimaks, seda ka eluasemelaenu puhul, mis omakorda muudab elukoha soetamise kallimaks (Lin & Tsai, 2021). Intressimäära on väga laialdaselt kasutatud uurimaks nii lühiajalist kui ka pikaajalist seost kinnisvarahindadega, mistõttu on see kaasatud antud uuringusse.

Oluline tegur selgitamaks kinnisvarahindasid on kodumajapidamiste sissetulek. Ostujõust sõltub majapidamiste maksevalmidus soetada endale elamispind ehk sissetulek on oluline fundamentaalne tegur selgitamaks kinnisvarahindade liikumist (Chen *et al.*, 2007). Nii USA osariikide kui ka euroala riikide puhul on sissetuleku teguriks võetud personaalne sissetulek, mis on läbi jagatud interpoleerimise käigus saadud populatsiooni arvuga. Sissetulek on omakorda läbi jagatud tarbijahinnaindeksiga, et saada personaalne sissetulek reaaluühikutes. Mudelis kasutab autor logaritmitud sissetulekut, et tulemusi saaks tõlgendada protsentuaalsel kujul.

Töötuse määr on lähiaastatel muutunud tähtsaks teguriks, mistõttu on oluline näha potentsiaalset seost töötuse määra ja kinnisvarahindade vahel (Irlandoust, 2019). Teooria kohaselt toob kõrgem töötuse määr esile madalama nõudluse kinnisvara järele, langetades seeläbi kinnisvarahindasid (Simo Kengne, 2019). Antud uuringus on töötuse määr kaasatud protsentuaalsel kujul nii USA osariikide kui ka euroala liikmesriikide puhul.

Rahvastiku suurus mõjutab kinnisvarahindasid nii läbi nõudluse kui ka pakkumise. Ühest küljest toob populatsiooni kasv koos majapidamiste arvu tõusuga esile nõudluse kasvu elamute järele, ning rahvastiku kahanemine langetab nõudlust (Mulde, 2024). Teisest küljest populatsiooni kasv suurendab tööelist elanikkonda, mille arvelt kasvab ka ehitussektori töölikond, võimaldades ehitada rohkem uuslamuid. Rahvastiku loetelusid tehakse USAs ja euroala riikides iga kümne aasta tagant. Populatsiooni aastased näitajad on tuletatud kohalike statistikaametite poolt.

Kvartaalsete andmete saamiseks sai kasutatud lineaarset interpoleerimise meetodit programmis Stata (Holly *et al.*, 2010). Mudelisse on populatsiooni tegur kaasatud logaritmitud kujul.

Inflatsioon on üks tuntumaid tegureid makromajanduse valdkonnas. Kinnisvarahindade puhul tõusev inflatsioonimäär langetab inimeste tahet investeerida raha kinnisvaraturgu, mis toob esile nõudluse languse. Samas esineb mõju ka pakkumisele, kus inflatsioonimäära kasvades tõusevad ehituskulud nominaalühikutes, langetades ehitamisest saadavat kasumit, mis omakorda langetab kinnisvara pakkumist (Feldstein, 1992). Investorid kasutavad kinnisvara ka kaitsena inflatsiooni vastu (Lin & Tsai, 2021). Antud magistritöös kasutatakse inflatsiooni tegurina tarbijahinnaindeksit. USA osariikide puhul kasutatakse USA suurlinnade tarbijahinnaindekseid, mis on määratud osariikidele kasutades Holly *et al.* (2010) meetodit. Puudulikud andmed sai tuletatud kasutades lineaarset interpoleerimist. Tarbijahinnaindeksit kasutatakse mudelis logaritmitud kujul.

Tabelis 1 on välja toodud USA osariikide muutujate kirjeldav statistika ning tegurite tähendused, mida kasutatakse empiirilises analüüsis (Tabel 1).

Tabel 1. USA osariikide muutujate kirjeldav statistika 2000Q1-2023Q2

Muutuja	Tähendus	Keskmine	Mediaan	Min	Max	Riikide vaheline std. hälve	Perioodide vaheline std. hälve
HPI, log	Kinnisvara hinnaindeks, logaritmitud	2,118	2,104	1,811	2,469	0,0558	0,0685
Interest rate, %	Lühiajaline intressimäär	1,299	0,818	-3,026	7,189	0,0995	1,9482
Income, log	Personaalne sissetulek, logaritmitud	2,399	2,393	2,213	2,633	0,0624	0,0421
Unemp, %	Töötuse määr	5,386	4,900	1,867	24,700	0,9876	1,9115
POP, log	Rahvastik, logaritmitud	6,606	6,655	5,693	0,007	0,4341	0,0272
CPI, log	Tarbijahinna indeks, logaritmitud	2,222	2,225	2,083	2,416	0,0199	0,0642

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Ajavahemik on 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Kasutatav ajaperiood on lühem, kuna euroala riikide andmed pärinevad samast perioodist. Kahe regiooni võrdluse tegemiseks



peavad ajaperioodid olema identse pikkusega. Andmed pärinevad usaldusväärsetest andmebaasidest. Kõikidest muutujatest on võetud logaritmi, välja arvatud reaalne lühiajaline intressimäär ning töötuse määr.

Standardhälbes saab eristada riikidevahelist ja perioodide vahelist standardhälvet. HPI ja personaalse sissetuleku varieeruvus on sarnane osariikide ning perioodide vahel. Intressimäär varieerub oluliselt rohkem perioodide kui osariikide vahel. Samuti varieerub töötuse määr oluliselt rohkem perioodide vahel, mis on loogiline, kuna antud ajavahemik katab 2008. aasta majanduskriisi ning 2020. aasta koroonapandeemiat. Populatsioon varieerub rohkem osariikide vahel. Lisas 1 on välja toodud kogu USA osariikide muutujate kirjeldav statistika perioodil 1991. 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal (Lisa 1).

Tabelis 2 on välja toodud euroala riikide muutujate kirjeldav statistika ning vastavate tegurite tähendused. Võrreldes USA osariikidega on algandmed täielikumad. Sarnaselt USA osariikide andmetele on muutujatest võetud logaritmi, välja arvatud reaalne lühiajaline intressimäär ja töötuse määr (Tabel 2).

Tabel 2. Euroala liikmesriikide muutujate kirjeldav statistika 2000Q1-2023Q2

Muutuja	Tähendus	Keskmine	Mediaan	Min	Max	Riikide vaheline std. hälve	Perioodide vaheline std. hälve
HPI, log	Kinnisvara hinnaindeks, logaritmitud	1,991	1,999	1,692	2,218	0,0798	0,0656
Interest rate, %	Lühiajaline intressimäär	2,970	3,375	-0,610	13,220	0,5954	1,9266
Income, log	Personaalne sissetulek, logaritmitud	2,124	2,154	1,878	2,244	0,0952	0,0247
Unemp, %	Töötuse määr	8,379	7,900	2,900	26,333	2,9406	2,6872
POP, log	Rahvastik, logaritmitud	7,274	7,134	6,577	7,921	0,4739	0,0177
CPI, log	Tarbijahinna indeks, logaritmitud	2,100	2,106	2,000	2,244	0,0166	0,0508

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Varieeruvused on sarnased USA osariikidega. Töötuse määr varieerub liikmesriikide vahel rohkem kui perioodide vahel. See võib tuleneda euroala riikide erinevast fiskaalpoliitikast.

Võrreldes omavahel USA osariikide (Tabel 1) ning euroala liikmesriikide (Tabel 2) kirjeldava statistika tabeleid, on näha, et keskelt läbi on euroala liikmesriikide reaalse lühiajalise intressimäära tase olnud kõrgem kui USA osariikide oma. Mediaanväärtus on euroala riikide puhul 3,375% ning USA osariikide puhul 0,818%, kus vahe on neljakordne. Samuti on töötuse määra mediaanväärtus euroala riikides kõrgem, 7,9%, võrreldes USA osariikidega, 4,9%. Vahe võib tuleneda sellest, et USA keskmine töötundide arv töötaja kohta on tõusnud võrreldes koroonapandeemia eelse tasemega, kuna ettevõtted on püüdnud rahuldada tõusvat nõudlust. Eurotsoonis on aga keskmine töötundide arv vähenenud (Mulcahy, 2022). Lisaks on USAs kodumajapidamiste säästmismäär, mis tõusis pandeemia alguses, piirates tarbimist, hakanud liikuma normaalsele tasemele. Eurotsoonis on säästmismäär püsinud kõrgel tasemel (*Ibid.*, 2022).

### 3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED

Antud peatükis viiakse läbi empiiriline analüüs, mis toetub varasematele uuringutele. Koostatakse ARDL mudel, et analüüsida tegurite vahelist lühiajalist ning pikaajalist dünaamikat ja liikumist tasakaaluseisundi suunas. Lõpetuseks viiakse läbi võrdlus USA osariikide ja euroala liikmesriikide tulemuste vahel ning tehakse järeldused.

#### 3.1. Empiiriline analüüs

Enne mudelite koostamist on oluline üle vaadata muutujate korrelatsioonimaatriks. Eksogeensete muutujate vaheline tugev korrelatsioon tekitab hiljem probleeme mudelite koostamisel. Tabelis 3 on välja toodud USA osariikide andmete Pearsioni korrelatsioonikordajad. Eksogeensete muutujate vahel ei esine tugevat seost ehk Pearsoni korrelatsioonikordaja absoluutväärtus on üle 0,7 – kõik eksogeensed muutujad saab lisada mudelisse. HPI muutuja on korrelatsioonis kõikide muutujatega. Tugevaim seos on tarbijahinnaindeksiga, kordajaks 0,4064 (Tabel 3).

Tabel 3. USA osariikide korrelatsioonimaatriks 2000Q1-2023Q2

	HPI	Interest rate	Income	Unemp	POP	CPI
HPI	1,0000					
Interest rate	0,0583**	1,0000				
Income	0,1596**	-0,1443**	1,0000			
Unemp	-0,3122**	-0,3506**	-0,1348**	1,0000		
POP	-0,0505**	-0,0179	0,2274**	0,2484**	1,0000	
CPI	0,4064**	-0,4064**	0,3779**	-0,1021**	-0,0562**	1,0000

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Märkused: Üks tärn tähistab testide statistilist olulisust usaldusnivool  $p = 0,1$ , kahe täрни puhul  $p = 0,05$ .

Võrdluseks on lisa 2 välja toodud USA osariikide kogu ajaperioodi korrelatsioonimaatriks (Lisa 2). Kogu ajaperioodi puhul on tarbijahinnaindeksi korrelatsioonikordaja suurim võrreldes teiste muutujatega.

Tabelis 4 on välja toodud euroala liikmesriikide korrelatsioonimaatriks. HPI muutuja on korrelatsioonis kõikide muutujatega.. Eksogeensed muutujad pole omavahel tugevas korrelatsioonis. HPI tugevaim seos on personaalse sissetulekuga, kordajaks 0,3479 (Tabel 4).

Tabel 4. Euroala liikmesriikide korrelatsioonimaatriks

	HPI	Interest rate	Income	Unemp	POP	CPI
HPI	1,0000					
Interest rate	-0,0631*	1,0000				
Income	0,3479**	-0,3338**	1,0000			
Unemp	-0,1209**	0,2460**	-0,5238**	1,0000		
POP	0,1637**	-0,0547	0,0498	0,2185**	1,0000	
CPI	-0,2226**	-0,5403**	-0,1099**	0,1602**	-0,0670**	1,0000

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Märkused: Üks tärn tähistab testide statistilist olulisust usaldusnivool  $p = 0,1$ , kahe täрни puhul  $p = 0,05$ .

ARDL mudeli puhul on oluline tagada, et muutujad ei oleks II järku diferentseeritud. Seega tuleb testida, kas tegurid on statsionaarsed nii diferentseerimata või I järku diferentsitud kujul. Statsionaarsuse testimiseks kasutatakse CIPS ja Levin-Lin-Chu teste. CIPS testi puhul on usaldusnivoo  $p = 0,05$  kriitiliseks väärtuseks  $-2,12$  – kui statistika väärtus on alla  $-2,12$ , siis on muutuja statsionaarne. Usaldusnivoo  $p = 0,1$  kriitiliseks väärtuseks on  $-2,05$ . Levin-Lin-Chu testi puhul on välja toodud tõenäosused. USA osariikide statsionaarsuse testide tulemused on välja toodud tabelis 5 ning kogu ajaperioodi tulemused lisa 3 (Lisa 3).

Tabel 5. USA osariikide statsionaarsuse testid 2000Q1-2023Q2

	Diferentseerimata		I järku diferentseeritud	
	CIPS	Levin-Lin-Chu	CIPS	Levin-Lin-Chu
Tegur	Statistika	Tõenäosus	Statistika	Tõenäosus
HPI	-1,577	1,000	-3,460**	0,000**
Interest rate	-3,629**	0,118	-5,897**	0,000**
Income	-1,751	0,109	-5,481**	0,000**
Unemp	-1,728	0,000**	-5,199**	0,000**
POP	-2,115	0,000**	-2,058*	0,000**
CPI	-1,356	1,000	-4,349**	0,000**

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Märkused: Üks tärn tähistab testide statistilist olulisust usaldusnivool  $p = 0,1$ , kahe täрни puhul  $p = 0,05$ .

Tabelist 5 tuleb välja, et CIPS testi puhul on diferentseerimata kujul statsionaarne intressimäär muutuja. Levin-Lin-Chu puhul on statsionaarsed töötuse määr ja rahvastiku kasv. Võttes I järku

diferentsid on kõik muutujad statsionaarsed nii CIPS kui ka Levin-Lin-Chu testi puhul (Tabel 5). See täidab ühe ARDL eeldustest, et kõik muutujad on statsionaarsed vähemalt I järku diferentseerimise korral ning ei pea kasutama II järku diferentsi.

Tabelis 6 on välja toodud euroala liikmesriikide statsionaarsuse testide tulemused. CIPS testi usaldusnivoo  $p = 0,05$  puhul on kriitiliseks väärtuseks  $-2,32$  ning  $p = 0,1$  korral  $-2,21$ . Sarnaselt USA osariikide tulemustele on kõik muutujad statsionaarsed I järku diferentseerimisel korral. Rahvastiku kasvu muutuja on statsionaarne ka diferentseerimata kujul (Tabel 6).

Tabel 6. Euroala liikmesriikide statsionaarsuse testid 2000Q1-2023Q2

Tegur	Diferentseerimata		I järku diferentseeritud	
	CIPS	Levin-Lin-Chu	CIPS	Levin-Lin-Chu
	Statistika	Tõenäosus	Statistika	Tõenäosus
HPI	-1,498	0,625	-4,016**	0,000**
Interest rate	-1,969	1,000	-5,024**	0,000**
Income	-1,593	0,999	-4,421**	0,000**
Unemp	-1,570	0,698	-5,271**	0,000**
POP	-2,339**	0,000**	-2,192	0,079*
CPI	-1,665	1,000	-3,370**	0,000**

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Märkused: Üks tärn tähistab testide statistilist olulisust usaldusnivool  $p = 0,1$ , kahe täрни puhul  $p = 0,05$ .

ARDL mudeli puhul on võimalik lisada teguritele viitaegasid, et saada võimalikult head mudeli tulemused, eristades mudeli pikaajalist ja lühiajalist osa. Selleks tuleb määrata igale muutujale optimaalne viitaeg. Antud töö raames kasutatakse maksimaalselt nelja viitaega, võttes arvesse andmete lühikest ajaperioodi. Viitaegasid hakatakse lisama esimesest viitajast ning lõpetatakse, kuni viitaeg pole statistiliselt oluline. Euroala riikide puhul on optimaalseteks viitaegadeks ARDL (0,4,1,1,3,2) ehk HPI teguril puudub viitaeg, intressimääral neli viitaega, personaalne sissetulek üks viitaeg, rahvastiku kasv üks viitaeg, tarbijahinnaindeks kolm viitaega ning töötuse määr kaks viitaega. USA osariikide puhul, perioodil 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023 aastal 2. kvartal, on optimaalsed viitajad ARDL (0,4,2,4,1,2). Optimaalsed viitajad perioodil 1991. aasta 1. kvartal kuni 2023 aasta 2. kvartal on ARDL (0,4,2,4,4,4) (Lisa 8).

Enne ARDL mudelite kasutamist tasub üle vaadata ka kointegratsiooni olemasolu kinnisvarahinnaindeksi ja ülejäänud muutujate vahel. Kointegratsioon väljendab mittestatsionaarsete muutujate vahelist pikaajalist seost. Lähtudes tabelis 5 ja 6 saadud tulemustele

on algandmed mittestatsionaarsed ning I järku diferentsid statsionaarsed (Tabel 5, Tabel 6) ehk kointegratsiooni test on vajalik. Muutujate vahel esinev kointegratsioon aitab määrata tegurid, mida kasutatakse ARDL pikaajalises mudelis. Kointegratsiooni testimiseks kasutatakse Pedroni kointegratsiooni testi. Nullhüpoteesi puhul kointegratsiooni muutujate vahel ei esine. Sisukas hüpotees näitab, et muutujate vahel esineb kointegratsioon. Olulisuse nivooks on  $p = 0,05$ . Mõlema regiooni kointegratsiooni testide tulemused on välja toodud lisas 4 (Lisa 4). Kõikide valimite puhul annavad test statistikud sisuka hüpoteesi ehk kõik tegurid on omavahel kointegreeritud ning need saab lisada ARDL pikaajalisse mudelisse.

### **3.2. ARDL mudeli analüüs**

Antud magistritöö eesmärgiks on välja selgitada potentsiaalne seos intressimäära ning kinnisvarahinna vahel kasutades USA osariikide ja euroala liikmesriikide andmeid, ning tuua välja võimalikud sarnasused ja erinevused kahe piirkonna vahel. Uuritavaks perioodiks on 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Lisaks tuuakse välja USA osariikide tulemuste erinevused perioodiga 1991. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Töös keskendutakse muutujate lühiajalisele kui ka pikaajalisele seosele ning hinnatakse kinnisvarahindade liikumise kiirust tasakaaluseisundisse.

#### **3.2.1. USA osariigid 2000Q1-2023Q2**

Alljärgnevas tabelis 7 (Tabel 7) on välja toodud USA osariikide ARDL mudel ajavahemikus 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Parimaks hindamiseetodiks osutus DFE-ga saadud mudel, mida kinnitab Hausamani test (Lisa 6). Pikaajaliselt on kõik muutujad statistiliselt olulised. Intressimäära koefitsiendiks on  $-0,0882$  ehk intressimäära tõustes 1pp võrra langeb kinnisvarahinnaindeks  $8,82\%$  võrra. Seose suund langeb kokku teooriaga ja varasemate uuringutega. Negatiivse seose said ka Adams ja Füss (2010) ning Gounopoulos *et al.* (2012). Vonlanthen (2023) sai negatiivse seose, suuruseks  $1,5\%$ . Intressimäära tõusu korral tõusevad teiste varaklasside tootlused, nagu võlakirjad. See langetab nõudlust kinnisvara järele, mis toob esile hindade languse (Adam & Füss, 2010). Lisaks intressimäära tõusu korral tõuseb hüpoteeklaenude intressimäär, mis suurendab hüpoteekmakseid – nõudlus kinnisvara järele langeb ning omakorda langevad kinnisvarahinnad.

Saadud pikaajalise intressimäära kordaja on oluliselt suurem võrreldes varasemate töödega. Seda võib mõjutada viimase nelja aasta andmed vahemikus 2020 1. kvartal kuni 2023 2. kvartal. Antud aastate eemaldamisel on pikaajalise intressimäära koefitsiendiks -1,75% (Lisa 9). Aastatel 2022 kuni 2023 on USA Föderaalreserv tõstnud pidevalt intressimäära taset – alustades 0.25%-lt ning liikudes 5,5% peale, et hoida inflatsioonimäära taset kontrolli all (Adams, 2024).

Tabel 7. USA osariikide ARDL mudel 2000Q1-2023Q2

	Koefitsient	Standardhälve	z-statistik	Tõenäosus
<b>Pikaajaline</b>				
Interest rate	-0,0882	0,0243	-3,63	0,000
Income	7,1605	1,5495	4,62	0,000
POP	2,9394	0,8901	3,30	0,001
CPI	-5,2346	1,2291	-4,26	0,000
Unemp	-0,0762	0,0179	-4,27	0,000
<b>Lühiajaline</b>				
ec	-0,0127	0,0029	-4,30	0,000
Interest rate L1D	0,0005	0,0002	2,34	0,019
Interest rate L2D	0,0009	0,0002	5,34	0,000
Interest rate L3D	0,0009	0,0001	6,16	0,000
Interest rate L4D	0,0004	0,0002	2,35	0,019
Income L1D	0,0970	0,0172	5,62	0,000
Income L2D	0,0798	0,0172	4,65	0,000
POP L1D	-0,0055	0,4287	-0,01	0,990
POP L2D	0,1980	0,5603	0,35	0,724
POP L3D	0,8910	0,5612	1,59	0,112
POP L4D	-1,5970	0,4221	-3,78	0,000
CPI L1D	0,1699	0,0655	2,59	0,009
Unemp L1D	0,0000	0,0001	0,28	0,777
Unemp L2D	0,0003	0,0001	1,77	0,077
cons	-0,2811	0,0572	-4,92	0,000

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Personaalse sissetuleku koefitsiendiks on 7,16 ehk kui sissetulek tõuseb ühe protsendi võrra, siis HPI tõuseb 7,16% võrra. Positiivse seoseni jõudsid ka Jacobsen ja Naug (2005), saades pikaajaliseks seoseks 1,75%. Seos on loogiline, kuna kõrgem sissetulek suurendab kodumajapidamiste kindlustunnet ning maksevõimet, et soetada endale elamispind. Kõrget seost võib tingida ka asjaolu, et USA elanikud väärtustavad kinnisvara omamist ning peavad kodu heaks investeeringuks. Kodu omamine toob väikeperedele kaasa ka võimalikke maksusoodustusi (Araj, 2024).

Rahvastiku kasvades 1% võrra suureneb kinnisvarahinnaindeks 2,93% võrra. See on oodatav seos, kuna kasvav elanike arv tõstab nõudlust elamispindade järele, mis omakorda tõstab elamute hindasid. Saadud koefitsient on oluliselt suurem võrreldes Gevorgyan (2019), Takats (2012) ja Reichert (1990) töödega, kelle tegur jääb 1% ringi. USA osariikide puhul ei saanud Holly *et al.* (2010) populatsiooni ja HPI vahel olulist seost. Seose olemasolu võib selgitada 2021. aastal alanud USA rahvastiku kasv, millele peamiselt aitas kaasa suurenenud immigratsioon välisriikidest (Frey, 2024).

Inflatsioonimäära koefitsient on -5,2346 – kui inflatsioonimäär tõuseb 1% võrra, siis HPI langeb 5,23% võrra. Inflatsioonimäära tõustes langeb inimeste tahe investeerida kinnisvarasse, mis langetab nõudlust ning omakorda hindasid (Feldstein, 1992). Samas kasutatakse kinnisvara kaitsena inflatsiooni vastu ehk inflatsioonimäära tõustes suurendavad investorid oma osalust kinnisvaraturul (Lin & Tsai, 2021; Haq, 2023). Siin võib tekkida asendusefekt, kus inflatsioonist saadav kasu ületab tekitavat kahju või vastupidi. Vaadates varasemaid uuringuid, on näha, et mitmed autorid on leidnud positiivse seose inflatsioonimäära ja HPI vahel (Li & Chiang, 2012; Kuang & Liu, 2015; Naji Meidani *et al.*, 2011).

Viimaseks muutujaks on töötuse määr. Töötuse määra tõustes 1pp võrra langeb HPI 7,6% võrra. Sarnase tulemuseni on jõudnud Bahmani-Oskoe ja Ghodsi (2017), kasutades USA osariikide andmeid. Töötuse määra tõus viitab raskemale majandusolukorrale, mis langetab inimeste kindlustunnet. Töö kaotanud inimesed kaotavad oma sissetuleku, nad ei mõtle enam investeerimise peale, mis omakorda langetab nõudlust kinnisvara järele (Simo-Kengne, 2019).

Tabeli teine pool koosneb lühiajalistest teguritest, konstandist ja tasakaaluseisundi muutujast. Kõik tegurid on statistiliselt olulised vastavate viitaegadega. Tasakaaluseisundi liikumise kiirust väljendab  $\epsilon$ . Antud tegur näitab, mitme protsendi võrra liigub kinnisvarahinnaindeks tagasi tasakaaluseisundi suunas võrreldes eelmise kvartaliga. Teguri väärtuseks on -0,0127 ehk kinnisvarahinnaindeks liigub lühiajaliselt tasakaaluseisundi poole 1,27% võrra võrreldes eelmise kvartaliga. Intressimääral on kõik neli viitaega statistiliselt olulised. Koefitsiendid on positiivsed, aga nullilähedased. Esimese viitaja koefitsient on 0,0005 ehk intressimäära tõustes 1pp võrra tõuseb HPI 0,05% võrra järgmisel kvartalil. Madala seose põhjuseks võib olla asjaolu, et mõni muu tegur omab tugevamat lühiajalist seost, muutes intressimäära seose nõrgaks. Samuti on võimalik, et lineaarne mudel ei suuda arvesse võtta intressimäära asümmeetrilisi šokke (Kim & Bhattacharya, 2009).



Personaalse sissetuleku teguril on statistiliselt olulised nii esimese kui ka teise viitajaga koefitsiendid. Seos on tugevam esimese viitajaga ehk sissetuleku tõustes 1% võrra suureneb kinnisvarahinnaindeks 0,097% võrra järgmisel kvartalil. Teise viitaja puhul on seos 0,0798%. Sissetuleku muutust tunnetavad kodumajapidamised koheselt ning on võimalik, et iga järgnev kvartal vähendab antud tunnet.

Populatsiooni kasvu puhul on kaasatud kõik neli viitaega, kus ainult neljas viitaeg on statistiliselt oluline. Huvitav on see, et neljanda viitaja puhul on rahvastiku kasvu tegur negatiivse märgiga. Rahvastiku kasvades 1% võrra langeb HPI 1,597% võrra nelja kvartali pärast. See on ebaloogiline tulemus, kuna rahvastiku kasvades suureneb nõudlus mitte ainult kodumajapidamiste, vaid ka erinevate toodete ning teenuste vastu, mis omakorda elavdab majandust. Jääkliikmed ei allu normaaljaotusele – võimalik, et see mõjutab rahvastiku kasvu koefitsienti. Kvantiilide joonise alusel esineb skaala alguses ja lõpus palju ekstreemseid väärtuseid (Lisa 10). Samuti tekitab probleeme muutujate vaheline autokorrelatsioon.

Inflatsioonimäära koefitsient on 0,1699 ehk inflatsioonimäära tõustes 1% võrra langeb HPI 0,1699% võrra. Märk on vastupidine pikaajalise muutujaga. Üheks põhjuseks võib olla see, et lühiajaliselt liigutavad investorid oma varad kinnisvaraturgu, et kaitsta ennast liigse inflatsiooni eest (Lin & Tsai, 2021; Haq, 2023). Töötuse määra puhul on oluline teine viitaeg, mille väärtus on madal, 0,03%. Võimalik, et lühiajaliselt võib seos esineda vastupidi, kus kinnisvarahinnad mõjutavad hoopiski töötuse määra (Irandoost, 2019).

Lisas 8 on välja toodud USA osariikide ARDL mudeli tulemused ajavahemikus 1991. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal (Lisa 8). Parimaks hindamismeetodiks on samuti DFE, mida kinnitab Hausmani test lisas 5 (Lisa 5). Võrreldes omavahel pikaajalisi muutujaid, on näha, et USA 2000Q1 kuni 2023Q2 tulemuste puhul on sissetuleku, rahvastiku kasvu ja töötuse määra koefitsiendid suuremad kui perioodil 1991Q1 kuni 2023Q2 (Tabel 7, Lisa 8). Intressimäär ja tarbijahinnaindeks on väiksemad. Pikaajaliste muutujate märgid on samad. Vaadates pikaajaliste tegurite z-statistikuid, on andmete varieeruvus suurem perioodil 1991Q1 kuni 2023Q2. Üheks põhjenduseks võib olla see, et pikem ajaperiood kaasab rohkem ekstreemseid väärtuseid. Lühiajaliste tegurite suurusjärgud ja märgid on sarnased. Liikumise kiirus tasakaaluseisundi suunas on täpselt sama – mõlema mudeli koefitsient on -0,0127.

### 3.2.2. Euroala liikmesriigid 2000Q1-2023Q2

Tabelis 8 on välja toodud euroala liikmesriikide ARDL mudel kasutades DFE hindamismeetodit, mis samuti osutus parimaks meetodiks (Tabel 8). Hausmani testi tulemused on välja toodud lisa 7 (Lisa 7). Kõik pikaajalised muutujad on statistiliselt olulised nivool 0,1. Kinnisvarahinnaindeksi ja reaalse lühiajalise intressimäära vaheline seos on -0,057 ehk 1pp suurune kasv intressimäära tasemes toob kaasa kinnisvarahinnaindeksi languse 5,7% võrra. Seose suund langeb kokku teooriaga ning varasemate uuringutega. Seose suurusjärk on omane euro alale, kus hüpoteeklaenumäära tõus 1pp langetab kinnisvarahindasid ligi 5% (Battistini, 2022). Sarnaselt USA-le alustas Euroopa keskpank intressimäära tõstmist 2022. aastal, liikudes 0% pealt 3% peale (Drozdovica, 2023), mis võib selgitada seose suurust.

Tabel 8. Euroala liikmesriikide ARDL mudel 2000Q1-2023Q2

	Koefitsient	Standardhälve	z-statistik	Tõenäosus
<b>Pikaajaline</b>				
Interest rate	-0,0570	0,0186	-3,06	0,002
Income	1,0681	0,6421	1,66	0,096
POP	-4,3449	1,7466	-2,49	0,013
CPI	-1,3523	0,5287	-2,56	0,011
Unemp	-0,0171	0,0076	-2,26	0,024
<b>Lühiajaline</b>				
ec	-0,0202	0,0049	-4,10	0,000
Interest rate L1D	-0,0003	0,0007	-0,50	0,619
Interest rate L2D	-0,0002	0,0007	-0,24	0,811
Interest rate L3D	-0,0006	0,0007	-0,88	0,376
Interest rate L4D	-0,0013	0,0006	-1,96	0,050
Income D1	0,9395	0,0702	13,38	0,000
POP L1D	1,4422	0,6041	2,39	0,017
CPI L1D	-0,2508	0,0778	-3,22	0,001
CPI L2D	-0,3257	0,0790	-4,12	0,000
CPI L3D	-0,2749	0,0848	-3,24	0,001
Unemp L1D	-0,0010	0,0005	-1,85	0,065
Unemp L2D	-0,0010	0,0005	-1,81	0,071
cons	0,6979	0,1552	4,50	0,000

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Seos personaalse sissetulekuga on positiivne, koefitsient on 1,0681 – ühe protsendi suurune kasv personaalse sissetuleku tasemes toob esile HPI tõusu 1,068% võrra. Saadud tulemus langeb kokku teooria ning varasemate uuringutega. Seos on pigem madal – põhjuseks võib olla see, et euroala

liikmesriikide elanikud investeerivad lisanduvad sissetulekud teistel finantsturgudel. Teine põhjus võib olla see, et suurem osakaal euroala liikmesriikide kodanikest rendib elamispinna – kõrged osakaalud Saksamaal, Austrias ja Prantsusmaal (Eurostat, 2024).

Rahvastiku kasvumäära koefitsient on negatiivne, -4,3449, mis on vastuolus varasemate uuringutega. Rahvastiku kasv tõstab nõudlust elamispinna järel, mis aitab kaasa kinnisvarahindade kasvule. Negatiivse koefitsiendi annavad ainult Portugal, Iirimaa, Soome ja Prantsusmaa. Mainitud riikides on rahvastik kogu ajaperioodi vältel kasvanud – Iirimaa on esinenud ligi 50% suurune rahvastiku kasv, Soomes ja Prantsusmaal ligi 10% ning Portugalis ligi 2%. Valimist antud riikide eemaldamine muudab rahvastiku kasvu teguri positiivseks, kuid intressimäär muutub positiivseks ning sissetulek negatiivseks – mõlemad vastuolus varasema kirjandusega. Probleemi tekitab ka see, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele (Lisa 11) ning esineb tegurite vaheline autokorrelatsioon.

Inflatsioonimäära kasvades 1% võrra langeb kinnisvarahinnaindeks pikaajaliselt 1,35% võrra. Seos on loogiline, kuna inflatsioonimäära tõustes langeb inimeste kindlustunne ning ostujõud väheneb – elamiseks vajalikud kaubad kallinevad, investeerimise võimalus langeb. Töötuse määra tõustes 1pp võrra langeb kinnisvarahinnaindeks 1,71% võrra. Seose suund ja suurus langeb kokku varasemate töödega (Simo-Kengne, 2019; Jacobsen & Naug, 2005). Madala seose üheks põhjuseks võib olla vähene tööjõu liikumine, mis on omane Euroopa suurriikides, nagu Prantsusmaa, Itaalia ja Hispaania (Irlandoust, 2019).

Euroala riikide puhul liigub kinnisvarahinnaindeks lühiajaliselt tasakaaluseisundi poole 2,02% võrra võrreldes eelmise kvartaliga. Kaasa võib aidata hästi koordineeritud Euroopa keskpanga tegevus. Intressimäära neljas viitaeg on statistiliselt oluline, eelnevad viitajad on ebaolulised. Neljanda viitaja koefitsient on -0,0013 ehk intressimäära tõustes 1pp võrra langeb HPI 0,13% võrra nelja kvartali pärast. Hilinev seos võib tuleneda sellest, et intressimäära tõus toob kaasa hüpoteeklaenumäära tõusu. Kodumajapidamised hakkavad mõju tundma nelja kvartali pärast, kuna selleks ajaks muutuvad intressimäära tõusust tulenevad kõrgemad laenusummad liiga suureks koormuseks, et tagasi maksta. Personaalse sissetuleku koefitsient on sarnane võrreldes pikaajalise teguriga, 0,9395. Sissetuleku kasv ühe protsendi võrra toob kaasa HPI tõusu 0,93% võrra järgmisel kvartalil. Populatsiooni tegur on positiivne, koefitsient on 1,44. Rahvastiku kasvades 1% võrra tõuseb HPI 1,44% võrra. Antud seos on loogiline, kuna rahvastiku kasvades tekib nõudlus elamispinna järel. Kiire lühiajaline rahvastiku kasv võib tuleneda suurenenud

migratsioonist Euroopa riikidesse, kaasa arvatud euroala riigid, kuhu peamiselt liikusid Ukraina sõjapõgenikud (European Commission, 2024).

Inflatsioonimäära tegur on statistiliselt oluline kõigi kolme viitaja puhul ehk seos esineb järgmisel kvartalil ning kahe ja kolme kvartali pärast. Koefitsiendid on sarnases suurusjärgus, vastavalt -0,2508, -0,3257 ning -0,2749. Lühiajaliselt ei muutu inflatsioonimäära seos kinnisvarahinnaindeksiga märgatavalt iga järgmise kvartaliga. Siit võib tuleneda põhjus, kus inimeste kindlustunne väheneb koheselt, kui keskpank avalikustab oma oodatava inflatsioonimäära taseme. Töötuse määr on oluline nii ühe kui ka kahe viitaja puhul. Seos on negatiivne, kuid nõrk. Üheks põhjuseks võib olla see, et majapidamised ei taju töötuse määras toimunud muudatusi, vaid need kajastuvad läbi teiste tegurite (Jacobsen & Naug, 2005).

### **3.2.3. USA ja euroala võrdlus 2000Q1-2023Q2**

Võrdlus on läbi viidud USA osariikide (Tabel 7) ja euroala liikmesriikide (Tabel 8) põhjal. Mõlema ARDL mudeli hindamismeetodiks on DFE ning ajaperiood on 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Mõlema regiooni tulemused on välja toodud alljärgnevas tabelis 9 (Tabel 9). Pikaajaliste muutujate raames hakkab silma rahvastiku kasvu koefitsient, kus USA osariikide puhul on see positiivne, vastavalt 2,9394. Euroala liikmesriikide puhul on antud tegur negatiivne, -4,3449. Euroala valimi puhul sai eelnevalt mainitud, et Hispaania, Iirimaa, Soome ja Prantsusmaa rahvastiku kasvu koefitsiendid on negatiivsed. Neid eemaldades muutub koefitsient positiivseks, samas ülejäänud muutujate märgid muutuvad vastupidiseks. Võimalik, et valimis on liiga vähe riike, mistõttu vastupidised märgid mõjutavad lõplikku mudelit. Samuti tekitab probleeme muutujate vaheline autokorrelatsioon ning jääkliikmed ei allu normaaljaotusele (Lisa 11).

Pikaajaliste muutujate puhul hakkavad silma ka sissetuleku, inflatsioonimäära ja töötuse määra muutujate punkthinnangute erinevused – antud tegurid on USA osariikides absoluutväärtuse poolest suuremad kui euroala riikide omad. Erinevused on statistiliselt olulised – lahutades USA koefitsientidest kaks standardhälvet ning liites euroala teguritele kaks standardhälvet, on USA koefitsientide absoluutväärtused suuremad. Sissetuleku koefitsiendi suuruse erinevust võib selgitada see, et USA elanikud väärtustavad oma enda kodu omamist (Araj, 2024) – samal ajal euroala riikide kodanikud eelistavad rentimist (Eurostat, 2024). Inflatsioonimäära ja töötuse määra koefitsiendid on kõrgemad USA osariikides – võimalik, et USA osariikide puhul esineb rohkem ekstreemseid väärtuseid.

Lisaks on USA osariikide mudeli puhul z-statistikud olulisemalt suuremad kui euroala liikmesriikide puhul. See näitab, et USA andmed varieeruvad rohkem kui euroala andmed - valimi andmepunktid on jaotatud keskmisest laiemasse vahemikku. See raskendab mudeli järelduste tegemist. Üheks põhjuseks võib olla see, et USA osariikide valimis leidub rohkem ekstreemseid väärtuseid.

Tabel 9. USA osariikide ja euroala liikmesriikide ARDL mudeli tulemused 2000Q1-2023Q2

	USA osariigid			Euroala liikmesriigid		
	Koefitsient	Standardhälve	z-statistik	Koefitsient	Standardhälve	z-statistik
Pikaajaline						
Interest rate	-0,0882**	0,0243	-3,63	-0,0570**	0,0186	-3,06
Income	7,1605**	1,5495	4,62	1,0681*	0,6421	1,66
POP	2,9394**	0,8901	3,30	-4,3449**	1,7466	-2,49
CPI	-5,2346**	1,2291	-4,26	-1,3523**	0,5287	-2,56
Unemp	-0,0762**	0,0179	-4,27	-0,0171**	0,0076	-2,26
Lühiajaline						
ec	-0,0127**	0,0029	-4,30	-0,0202**	0,0049	-4,10
Interest rate L1D	0,0005**	0,0002	2,34	-0,0003	0,0007	-0,50
Interest rate L2D	0,0009**	0,0002	5,34	-0,0002	0,0007	-0,24
Interest rate L3D	0,0009**	0,0001	6,16	-0,0006	0,0007	-0,88
Interest rate L4D	0,0004**	0,0002	2,35	-0,0013**	0,0006	-1,96
Income L1D	0,0970**	0,0172	5,62	0,9395**	0,0702	13,38
Income L2D	0,0798**	0,0172	4,65	-	-	-
POP L1D	-0,0055	0,4287	-0,01	1,4422**	0,6041	2,39
POP L2D	0,1980	0,5603	0,35	-	-	-
POP L3D	0,8910	0,5612	1,59	-	-	-
POP L4D	-1,5970**	0,4221	-3,78	-	-	-
CPI L1D	0,1699**	0,0655	2,59	-0,2508**	0,0778	-3,22
CPI L2D	-	-	-	-0,3257**	0,0790	-4,12
CPI L3D	-	-	-	-0,2749**	0,0848	-3,24
Unemp L1D	0,0000	0,0001	0,28	-0,0010*	0,0005	-1,85
Unemp L2D	0,0003*	0,0001	1,77	-0,0010*	0,0005	-1,81
cons	-0,2811**	0,0572	-4,92	0,6979**	0,1552	4,50

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Märkused: Üks tärn tähistab testide statistilist olulisust usaldusnivool  $p = 0,1$ , kahe täрни puhul  $p = 0,05$ .

Euroala riikides on HPI liikumine tasakaaluseisundisse kiirem, koefitsient on -0,0202. USA osariikide puhul -0,0127. Seda võib seletada väike riikide arv euroala valimis. Rohkemate regionide puhul võib olla tasakaaluseisundisse liikumine oluliselt erinev. Samas võib olla

põhjuseks efektiivsem valitsuste ja keskpanga tegevus, et taastuda kiiremini kinnisvaraturuga seonduvast eksogeensest šokist.

Mõlema regiooni puhul on lühiajalised tegurid väiksemad kui pikaajalised tegurid. Siin võib peamiseks põhjuseks olla see, et ajaperiood on lühike ning mudel ei suuda hästi eristada lühiajalist ning pikaajalist osa. Lisaks on lühiajaliste tegurite varieeruvused regiooniti erinevad. Mõlema regiooni puhul on intressimäära seos kinnisvarahinnaindeksiga statistiliselt oluline neljanda viitajaga. USA osariikide puhul on seos positiivne 0,0004 ja euroala riikide korral negatiivne - 0,0013. Teguri varieeruvus on sarnane. Personaalse sissetuleku tegur varieerub oluliselt rohkem euroala liikmesriikide puhul, z-statistik on 13,38. See muudab järeltulete tegemise ebaselgemaks.

Erinevus tuleb sisse ka rahvastiku kasvu muutujaga. Euroala riikide muutuja on statistiliselt oluline ühe viitajaga, seos positiivne. USA osariikide puhul on oluline neljas viitaeg, seos negatiivne. Mõlemale regioonile on viimastel aastatel omane kõrge immigratsioon, mistõttu peaks nõudlus elamute vastu tõusma. Inflatsioonimäära puhul on muutujate varieeruvus suurem euroala riikides. Samuti on USA osariikide puhul seos positiivne. Üheks põhjuseks võib olla, et USA investorid liigutavad oma varad kinnisvaraturgu, kui tuleb esile inflatsioonimäära ootamatu tõus. Euroala riikide puhul on seos negatiivne ehk inimeste kindlustunne langeb, ostujõud väheneb. Töötuse määra koefitsiendid on mõlema regiooni raames väga madalad.

## KOKKUVÕTE

Käesoleva magistritöö eesmärgiks oli välja selgitada potentsiaalne seos intressimäära ning kinnisvarahinna vahel kasutades USA osariikide ja euroala liikmesriikide andmeid, ning tuua välja võimalikud sarnasused ja erinevused kahe piirkonna vahel. Uuritavaks perioodiks on 2000. aasta 1. kvartal kuni 2023. aasta 2. kvartal. Töö eesmärgi saavutamiseks püstitati neli uurimisküsimust, mis said ka vastuse:

- 1) Kas kinnisvarahindade ja intressimäära vahel esineb lühiajaline seos ja/või pikaajaline seos?
- 2) Millised muud majandustegurid selgitavad kinnisvarahindade muutusi?
- 3) Kui kiiresti liiguvad kinnisvarahinnad tagasi tasakaalu poole peale eksogeenset šokki?
- 4) Kas USA osariikide ja euroala liikmesriikide vahel leidub konkreetseid erinevusi ja/või sarnasusi kinnisvarahindade välja kujunemisel?

Uurimisküsimustele vastuste leidmiseks modelleeriti kinnisvarahinna ja intressimäära vaheline ökonomeetiline seos kasutamaks USA osariikide ning euroala liikmesriikide andmeid.

Mudelite loomiseks kasutati paneel ARDL mudelit, mis on paindlik dünaamiliste paneelandmete puhul. Paneelandmete mudel suudab arvesse võtta osariigi ja riigi individuaalset heterogeensust ning võimaldab eraldada ajas muutuvate tegurite mõju. Lisaks annab paneelandmete kasutamine juurde rohkem vaatlusi, kuna andmete ajaperiood on lühike. Toetudes varasematele uuringutele, võeti sõltuvaks muutujaks kinnisvara hinnaindeks, mis mõõdab eluasemete hinnamuutust. Sõltumatuteks muutujateks võeti reaalne lühiajaline intressimäär, personaalne sissetulek, rahvastiku kasvumäär, tarbijahinnaindeks ja töötuse määr. Kõik muutujad peale intressimäära ja töötuse määra on logaritmitud, et tulemuste tõlgendamine oleks ühtne ja arusaadav. ARDL mudeli eeldused täideti - muutujate vahel ei esine tugevat korrelatsiooni, kõik tegurid on statsionaarsed I järku diferentseeritud kujul ning sõltuva ja sõltumatute tegurite vahel esineb kointegratsioon.

USA osariikide ARDL mudel, hindamise meetod DFE, andis negatiivse pikaajalise seose intressimäära ja HPI vahel, koefitsient  $-0,0882$ . Intressimäära tõustes 1pp võrra langeb

kinnisvarahinnaindeks 8,82% võrra. Intressimäära tõusu korral tõusevad teiste varaklasside tootlused, nagu võlakirjad, mis langetavad nõudlust kinnisvara järele, tuues esile hindade languse (Adams & Füss, 2010). Suurt kordajat võib selgitada viimase nelja aasta intressimäära tase, vahemikus 2020 1. kvartal kuni 2023 2. kvartal. Aastatel 2022 kuni 2023 tõstis USA Föderaalreserv pidevalt intressimäära taset, et hoida inflatsioonimäära taset kontrolli all (Adams, 2024). Negatiivse seose andsid ka tarbijahinnaindeks ning töötuse määr. Positiivne seose andsid personaalne sissetulek ja rahvastiku kasv. Kõik leitud seosed langevad kokku teooriaga ning varasemate uuringutega. Tasakaaluseisundi liikumise kiirus on 1,27%. Lühiajaliste tegurite seose suunad on sarnased peale rahvastiku kasvu, kus seos on negatiivne. See on ebaloogiline, kuna rahvastiku kasvades suureneb nõudlus elamute vastu, suurendades omakorda hindasid.

Euroala liikmesriikide mudel andis negatiivse seose intressimäära ja HPI vahel, vastavalt -5,7%. Seose suund ja suurus langeb kokku varasemate uuringutega. Teooriale vastupidise seose annab rahvastiku kasvu koefitsient, mis on negatiivne. Negatiivse koefitsiendi annavad Portugal, Iirimaa, Soome ja Prantsusmaa. Üheks põhjuseks võib olla väike riikide arv, kus antud neli riiki mõjutavad mudeli tulemusi. Samas jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ning muutujate vahel esineb autokorrelatsioon. HPI tasakaaluseisundi liikumise kiirus on 2,02%. Lühiajaliste tegurite märgid on loogilised – rahvastiku kasv on samuti positiivne.

USA ja euroala liikmesriikide mudelite võrdluses tuli välja, et intressimäära tegur on mõlema regiooni puhul negatiivne. Rahvastiku kasvu pikaajaline tegur on euroala mudelis negatiivne, mis on ebaloogiline tulemus. USA osariikide puhul on sissetuleku, tarbijahinnaindeksi ja töötuse määra punkthinnangud suuremad võrreldes euroala riikidega – toetudes standardhälvetele on seos statistiliselt oluline. Pikaajaliste tegurite raames on USA osariikide mudeli z-statistikud suuremad kui euroala mudelil – USA andmed varieeruvad rohkem, mis raskendab järelduste tegemist. Põhjuseks võib olla see, et USA osariikide valimis leidub rohkem ekstreemseid väärtuseid. Tasakaaluseisundi suunas liikumine on kiirem euroala riikides – koefitsient -0,0202, USA osariikides -0,0127. Erinevust võib selgitada see, et euroala riikide valim on väike ning USA regioonide rohkus teeb tasakaaluseisundi liikumise raskemaks.

Töö piiranguteks on liiga lühike ajaperiood, mis on seotud andmete kättesaadavusega ning mis teeb pika- ja lühiajalise mudeli osa eristamise raskemaks. Lisaks on võimalik mudelisse kaasata rohkem kinnisvara pakkumist mõjutavaid tegureid, mis aitaksid paremini selgitada



kinnisvarahindade välja kujunemist, nagu maa hind ja ehituskulud. Mõlema regiooni puhul jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ning muutujate vahel esineb autokorrelatsioon.

Magistritöö edasiarendamiseks saaks kasutada teisi paneelandmete mudeleid, mis võimaldaksid hinnata impulsi reaktsioonifunktsioone ning mis aitaksid paremini selgitada kinnisvarahinna lühiajalist seost teiste teguritega. Samuti saaks kasutada mudelit mittelineaarsel kujul, et saada paremad ja usaldusväärsemad tulemused.

## **SUMMARY**

### **THE RELATIONSHIP BETWEEN HOUSING PRICES AND INTEREST RATE IN THE US AND THE EURO AREA**

Karel Äär

Real estate is an important sector in the economy - real estate sector consists of people's residences and business premises of companies. The development of real estate prices is important for both private and business sectors to understand when it is the best time to buy or sell existing real estate. In recent decades, the price of real estate has increased more than wages. Regardless of the effects of the 2008 financial crisis, housing prices in the US have increased by twice as much as salaries on average between 2000 and 2022 (LBM Journal, 2023). The Federal Housing Finance Agency (FHFA) reports that US real estate values rose 74% between 2010 and 2022, while wages increased by 54% (Usafacts, 2023). Eurozone countries show a similar pattern. In the euro region, home prices increased by 43% between 2015 and 2022. The consistent growth in real estate prices has been facilitated by both rising living expenses and an increasing rate of inflation (Sullivan, 2023). People are forced to take out more mortgage loans as a result of rapidly rising real estate values, which has an impact on commercial banks (Seetharaman & Desjardin, 2019). While member states of the euro area have different growth rates, decreases in property prices are extremely uncommon (Kalman, 2022).

There is interest about the possible causes of the comparable growth trend in both economic zones since there has been a notable increase in real estate prices in both the US and the Eurozone countries. It's critical to remember that the economic systems of the US and the Eurozone differ, and this can have an impact on local real estate values. The nations of the Eurozone share a common monetary policy framework, with the central bank exercising sovereign authority (DeNederlandscheBank, 2024). However, when it comes to fiscal policy, the countries of the Eurozone enjoy greater autonomy (European Commission, 2023). States in the US function

similarly: the dollar serves as the common currency and the Federal Reserve sets monetary policy. States are free to choose their own tax structure at the level of fiscal policy (Tax Foundation, 2023).

Interest rates are considered to have a significant impact on real estate values. Real estate price dynamics can be explained by interest rates in both the short and long term. There is plenty of evidence to suggest that real estate prices and interest rates are cointegrated. Though a positive link has also been shown, cointegration should be negative based on theory (Vonlanthen, 2023; Gounopoulos *et al.*, 2012). (Saita *et al.*, 2016; Shi *et al.*, 2014). In order to understand how real estate values might recover from an unanticipated economic shock - like the 2020 Corona Pandemic - it is crucial to look at short-term disruptions. A change in interest rates is accompanied by a quick reaction in real estate prices that is negatively correlated (Jacobsen & Naug, 2005; Chen & Patel, 1998).

The aim of the master's thesis is to find out the potential relationship between the interest rate and real estate prices using data from the US and euro area member states, and to point out possible similarities and differences between the two regions.

The research questions are:

- 1) Is there a short-term and/or a long-term relationship between real estate prices and interest rate?
- 2) What other economic factors explain changes in real estate prices?
- 3) How quickly do real estate prices move back to equilibrium after an exogenous shock?
- 4) Are there specific differences and/or similarities in the development of real estate prices between the US and euro area member states?

The first chapter provides an overview of the demand and supply of real estate prices, the variables affecting them, and an overview of the real estate market in the US and the Eurozone.

The second chapter introduces the data used in the work and the indicators which are used in the model. The observation period is Q1 2000 to Q2 2023 for both the states in the US and eurozone countries. Based on previous studies, the housing price index, which measures housing price changes, was taken as the dependent variable. The real short-term interest rate, personal income, population growth rate, consumer price index and unemployment rate were taken as independent

variables. All variables except the interest rate and the unemployment rate were log-transformed so that the interpretation of the results would be consistent.

The models were constructed using the panel ARDL model, which is flexible with dynamic panel data. The impacts of time-varying elements can be isolated and state and country-individual heterogeneity can be taken into account with a panel data model. Furthermore, because panel data has a limited data period, using them provides additional observations.

With a coefficient of -8.82%, the US ARDL model using the DFE estimate method revealed a negative long-term association between the interest rate and the HPI. The real estate price index falls by 8.82% for every 1 percentage point increase in interest rates. Interest rate increases cause yields on other asset classes, like bonds, to rise as well. This decreases demand for real estate and drives down prices (Adams & Füss, 2010). The high multiplier can be explained by the interest rate level of the last four years, between Q1 2020 and Q2 2023. From 2022 to 2023, the US Federal Reserve continuously raised the interest rate level to keep the inflation rate under control (Adams, 2024). There was also a negative correlation between the unemployment rate and the consumer price index.

Personal income and population growth gave a positive relationship. Every relationship is consistent with theory and research. In the short run, the real estate price index moves 1.27% closer to equilibrium than it did in the previous quarter. With the exception of population increase, where the link is negative, the directions of the relationships between the short-term factors are comparable. This is unexpected because rising population levels lead to rising housing demand and rising costs.

The interest rate and HPI for Eurozone member states showed a negative relationship, respectively -5.7%. The direction and magnitude of the coefficient is consistent with previous studies. The population growth coefficient, which is negative, is unexpected. France, Portugal, Ireland, and Finland all have negative coefficients. The small number of nations where these four countries affect the results could be one factor. But there can also be a mistake in the model specification - the data is not normally distributed and autocorrelation exists between the variables. HPI is moving at a pace of 2.02% in the direction of equilibrium compared to last quarter. Short-term coefficients are showing the predicted signs and population increase is positive.

It was found that both the US and the euro area countries had negative relationship between interest rate and housing price index. The euro area model has a negative long-term population growth variable, which defies theory. A small number of nations, non-normal distribution of residual terms and autocorrelation between variables lead to this result. US has higher absolute values for income, inflation and unemployment rate. The differences are statistically significant - by subtracting two standard deviations from the US coefficients and adding two standard deviations to the euro area coefficients, the absolute values of the US coefficients are higher. The difference in the size of the income coefficient can be explained by the fact that US residents value owning their own home (Araj, 2024) - while citizens of the Eurozone countries prefer renting (Eurostat, 2024). The coefficients for the inflation rate and the unemployment rate are higher in the US states – perhaps because US has more extreme values.

Furthermore, the US model long-term variables z-statistics are greater than the euro area model's - the US data varies more, which complicates conclusions. This could be as a result of the US sample having more extreme results. The US has a coefficient of -0.0127, whereas the euro area nations have a coefficient of -0.0202, indicating a faster HPI movement towards equilibrium. The limited sample size of euro area countries explains the disparity, and the transition to equilibrium state can differ dramatically in the case of more US areas.

The work's shortcomings includes the data's limited time frame, which is connected to the data's accessibility, making it more challenging to differentiate between the model's long- and short-term components. It is also feasible to include additional variables, like land prices and construction costs, to the model that influence the supply of real estate. This would improve the explanation of how real estate prices have developed. There is autocorrelation between the variables and non-normal distribution of the residual terms for both regions.

Other panel data models, which enable the estimation of impulse response functions and aid in a better explanation of the short-term relationship between real estate prices and other factors, could be utilized to further improve the Master's thesis. To provide better and more dependable results, the model could potentially be applied in a non-linear fashion.



## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Adams, M. (2024). *Federal Funds Rate History 1990 to 2023*. Kasutatud 6. mai 2024 <https://www.forbes.com/advisor/investing/fed-funds-rate-history/>
- Adams, Z., Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, 19 (1), 38-50.
- Allen, F., Carletti, E. (2010). What should Central Banks do about Real Estate Prices? *Financial Institutions Center*.
- Allianz (2024). *Housing prices fall by -8% in the Eurozone in 2023... But the value of housing in Belgium is not under pressure*. Kasutatud 19. veebruar 2024 [https://www.allianz-trade.com/en\\_BE/news/latest-news/housing-prices-fall-in-the-Eurozone-2023.html](https://www.allianz-trade.com/en_BE/news/latest-news/housing-prices-fall-in-the-Eurozone-2023.html)
- Anundsen, A. K. (2019). Detecting Imbalances in House Prices. What Goes up Must Come Down? *The Scandinavian Journal of Economics*, 121 (4), 1587-1619.
- Araj, V. (2024). *Is Buying A House A Good Investment*. Kasutatud 28. aprill 2024 <https://www.rocketmortgage.com/learn/is-buying-a-house-a-good-investment>
- Arslan, Y. (2014). Interest rate fluctuations and equilibrium in the housing market. *The B.E. Journal of Macroeconomics*. 14 (1), 173-173.
- Bahmani-Oskooee, M., Ghodsi, S. H. (2017). Asymmetric causality between unemployment rate and house prices in each state of the USA. *International Real Estate Review*, 21 (1), 71-92.
- Baldi, G. (2014). The economic effects of a central bank reacting to house price inflation. *Journal of Housing Economics*. 26, 119-125.
- Battistini, N., Gareis, J., Roma, M. (2022). *The impact of rising mortgage rates on the euro area housing market*. Kasutatud 28. aprill 2024 [https://www.ecb.europa.eu/press/economic-bulletin/focus/2022/html/ecb.ebbox202206\\_04~786da4a23a.en.html](https://www.ecb.europa.eu/press/economic-bulletin/focus/2022/html/ecb.ebbox202206_04~786da4a23a.en.html)
- Belke, A., Keil, J. (2018). Fundamental Determinants of Real Estate Prices: A Panel Study of German Regions. *International Advances in Economic Research*, 24 (1), 25-45.
- Branch, W. A., Petrosky-Naudeau, N., Rocheteau, G. (2016). Financial frictions, the housing market, and unemployment. *Journal of economic theory*, 164, 101-135.
- Brooks, C., Tsolacos, S. (1999). The impact of economic and financial factors on UK property performance. *Journal of Property Research*, 16 (2), 139-152.

- Caporal, J. (2024). *Average House Price by State in 2023*. Kasutatud 20. veebruar 2024 <https://www.fool.com/the-ascent/research/average-house-price-state/>
- Case, K. E., Shiller, R. J. (2003). Is There a Bubble in the Housing Market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003 (2), 299-342.
- Chen, M. C., Tsai, I. C., Chang, C. O. (2007). House prices and household income: Do they move apart? Evidence from Taiwan. *Habitat International*, 31 (2), 243-256.
- Chen, M., Patel, K. (1998). House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market. *Journal of Asian Real Estate Society*, 1 (1), 101-126.
- Chetty, P. (2018). *Auto regressive distributed lag model (ARDL) and its advantages*. Kasutatud 6. veebruar 2024 <https://www.projectguru.in/auto-regressive-distributed-lag-model-ardl/>
- Creina, D. (2018). Population and house prices in the United Kingdom. *Scottish Journal of Political Economy*, 65 (2), 127-141.
- Crowe, C., Dell'Ariccia, G., Igan, D., Rabanal, P. (2013). How to deal with real estate booms: Lessons from country experiences. *Journal of Financial Stability*, 9 (3), 300-319.
- Cunha, A. M., Lobao, J. (2021). The determinants of real estate prices in a European context: a four-level analysis. *Journal of European Real Estate Research*. 14 (3), 331-348.
- DeNederlandscheBank (2024). *The ECB's monetary policy*. Kasutatud 31. jaanuar 2024 <https://www.dnb.nl/en/the-euro-and-europe/the-ecb-s-monetary-policy/>
- Drozdovica, J. (2023). *Projected ECB interest rates: How high can rates go as bank signals more hawkishness?* Kasutatud 6. mai 2024. <https://capital.com/projected-ecb-rate-rise-in-5-years>
- Dunaway-Seale, J. (2023). *Home Prices Are Rising 2x Faster Than Income (New Data)*. Kasutatud 20. veebruar 2024 <https://homebay.com/income-to-house-price-ratio-2023/>
- European Commission. (2023). *How the Economic and Monetary Union works*. Kasutatud 19. detsember 2023 [https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-and-monetary-union/how-economic-and-monetary-union-works\\_en#tscgfiscal-compact](https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-and-monetary-union/how-economic-and-monetary-union-works_en#tscgfiscal-compact)
- European Commission. (2024). *Statistics on migration to Europe*. Kasutatud 28. aprill 2024 [https://commission.europa.eu/strategy-and-policy/priorities-2019-2024/promoting-our-european-way-life/statistics-migration-europe\\_en](https://commission.europa.eu/strategy-and-policy/priorities-2019-2024/promoting-our-european-way-life/statistics-migration-europe_en)
- Eurostat. (2024). *Evolution of house prices and rents*. Kasutatud 19. veebruar 2024 <https://ec.europa.eu/eurostat/cache/digpub/housing/bloc-2a.html>
- Eurostat. (2024). *House or flat – owning or renting*. Kasutatud 28. aprill 2024 <https://ec.europa.eu/eurostat/cache/digpub/housing/bloc-1a.html>



- Federal Reserve. (2017). *What is the difference between monetary policy and fiscal policy, and how are they related?* Kasutatud 31. jaanuar 2024  
[https://www.federalreserve.gov/faqs/money\\_12855.htm](https://www.federalreserve.gov/faqs/money_12855.htm)
- Federal Reserve. (2024). *Monetary Policy*. Kasutatud 31 jaanuar 2024  
<https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy.htm>
- Feldstein, M. S. (1992). Comment on James M. Poterba's paper, tax reform and the housing market in the late 1980s: Who knew what, and when did they know it? *Real Estate and Credit Crunch*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, 36, 252-257.
- Floetotto, M., Kirker, M., Stroebel, J. (2016). Government intervention in the housing market: Who wins, who loses? *Journal of Monetary Economics*, 80, 106-123.
- Frey, W. H. (2024). *Immigration is driving the nation's modest post-pandemic population growth, new census data shows*. Kasutatud 13. aprill 2024  
<https://www.brookings.edu/articles/immigration-is-driving-the-nations-modest-post-pandemic-population-growth-new-census-data-shows/>
- Gevorgyan, K. (2019). Do demographic changes affect house prices? *Bulletin de l'Institut de Recherches Economiques et Sociales*, 85 (4), 305-320.
- Ghana Ltd, B. (2023). Macro-Economic Factors. How Do They Influence the Real Estate Market? Kasutatud 22. veebruar <https://www.linkedin.com/pulse/macro-economic-factors-how-do-influence-real-estate-market>
- Gounopoulos, D., Merikas, A. G., Merika, A. A., Triantafyllou, A. (2012). Explaining house price changes in Greece. *Applied Financial Economics*, 22 (7), 549-561.
- Greiber, C., Setzer, R. (2007). Money and housing – evidence for the euro area and the US. *Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, 12.
- Gros, D. (2007). *House price bubbles made in Europe*. Kasutatud 19. veebruar 2024  
<https://cepr.org/voxeu/columns/house-price-bubbles-made-europe>
- Guan, X., Zhou, M., Zhang, M. (2015). Using the ARDL-ECM Approach to Explore the Nexus Among Urbanization, Energy Consumption, and Economic Growth in Jiangsu Province, China. *Emerging Markets Finance & Trade*, 51 (2), 391-399.
- Guo, F., Huang, Y. S. (2010). Does „hot money“ drive China's real estate and stock markets? *International Review of Economics & Finance*. 19 (3), 452-466.
- Hanck, C. (2013). An Intersection Test for Panel Unit Roots. *Econometric Reviews*, 32 (2), 183-203.
- Haq, B. U. (2023). *Real Estate and Economy: Exploring the Integral Relationship*. Kasutatud 22. veebruar 2024 <https://daoproptech.com/blog/real-estate-and-economy-exploring-the-integral-relationship-and-investment/>

- Haughton, A. Y., Iglesias, E. M. (2012). Interest rate volatility, asymmetric interest rate pass through and the monetary transmission mechanism in the Caribbean compared to US and Asia. *Economic Modelling*, 29 (6), 2071-2089.
- He, P., Ning, J., Yu, Z., Xiong, H., Shen, H., Jin, H. (2019). Can Environmental Tax Policy Really Help to Reduce Pollutant Emissions? An Empirical Study of a Panel ARDL Model Based on OECD Countries and China. *Sustainability (Basel, Switzerland)*, 11 (16), 4384.
- Hines, J. R., Gale, W. G., Knight, B. (2010). State Fiscal Policies and Transitory Income Fluctuations [with Comments and Discussion]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2010 (2), 313-350.
- Holly, S., Pesara, M. H., Yamagata, T. (2010). A spatio-temporal model of house prices in the USA. *Journal of Econometrics*, 158 (1), 160-173.
- Hopulele, A. (2023). *Property Values in Freefall: Owners Who Struggled to Buy Last year Have Been Bleeding Money So Far*. Kasutatud 30. jaanuar 2024 <https://www.point2homes.com/news/us-real-estate-news/2023-owners-hit-by-home-price-decline.html>
- Iqbal, J., Nosheen, M., Rubab, I., Ahmad, S., Wohar, M. (2023). Asymmetric Causality between Unemployment Rate and House Prices in Select OECD Economies. *International Real Estate Review*. 26 (2), 173-207.
- Irاندoust, M. (2019). House prices and unemployment: an empirical analysis of causality. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 12 (1), 148-164.
- Jacobsen, D. H., Naug, B. E. (2005). What drives house prices? *Economic Bulletin (Oslo, Norway)*, 76 (1), 29.
- Jeske, K., Liu, Z. (2013). Should the central bank be concerned about housing prices? *Macroeconomic Dynamics*, 17 (1), 29-53.
- Kalman, A. (2022). *Europe strains under rising prices as renters bear brunt of housing crisis*. Kasutatud 19. detsember 2023 <https://www.investigate-europe.eu/posts/house-prices-and-rents-rising-across-europe>
- Katanich, D. (2023). *European house prices drop for the first time in almost a decade*. Kasutatud 31. jaanuar 2024 <https://www.euronews.com/business/2023/10/03/european-house-prices-drop-for-the-first-time-in-almost-a-decade>
- Katrakilidis, C., Trachanas, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling*, 29 (4), 1064-1069.
- Kaynak, S., Ekinçi, A., Kaya, H. F. (2021). The effect of COVID-19 pandemic on residential real estate prices: Turkish case. *Quantitative Finance and Economics*, 5 (4), 623-639.

- Kholodilin, K. A., Menz, J. O., Siliverstov, B. (2010). What Drives Housing Prices Down? Evidence from an International Panel. *Jarhbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 230 (1), 59-76.
- Kim, S., Bhattacharya, R. (2009). Regional Housing Price in the USA: An Empirical Investigation of Nonlinearity. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38 (4), 443-460.
- Kripfganz, S., Schneider, D. C. (2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal*, 23 (4), 983-1019.
- Kuang, W., Liu, P. (2015). Inflation and House Prices: Theory and Evidence from 35 Major Cities in China. *International Real Estate Review*, 18 (1), 217-240.
- Kueth, T. H., Ped, V. O. (2011). Regional Housing Price Cycles: A Spatio-temporal Analysis Using US State-level Data. *Regional Studies*, 45 (5), 563-574.
- Lai, R. N., Van Order, R. A. (2010). Momentum and House Price Growth in the United States: Anatomy of a Bubble. *Real Estate Economics*. 38 (4), 753-773.
- LBM Journal. (2023). *Home prices are rising 2x faster than income*. Kasutatud 19. detsember 2023 <https://lbmjournal.com/home-prices-are-rising-2x-faster-than-income/>
- Leiner-Killinger, N., Nerlich, C. (2019). *Fiscal rules in the euro area and lessons from other monetary unions*. Kasutatud 31. jaanuar 2024 [https://www.ecb.europa.eu/press/economic-bulletin/articles/2019/html/ecb.ebart201903\\_02~e835720b96.en.html](https://www.ecb.europa.eu/press/economic-bulletin/articles/2019/html/ecb.ebart201903_02~e835720b96.en.html)
- Li, J., Chiang, Y. H. (2012). What pushes up China's real estate price? *International Journal of Housing Markets and Analysis*. 5 (2), 161-176.
- Lieser, K., Groh, A. P. (2014). The Determinants of International Commercial Real Estate Investment. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. 48 (4), 611-659.
- Lin, C. C., Tsai, I. C. (2021). The special effect on interest rate cuts on housing prices. *Journal of Business Economics and Management*, 22 (3), 776-798.
- Lopez, M. (2006). House Prices and Monetary Policy in Columbia. *Ensayos Sobre Politica Economica: Documentos de Trabajo*, (50), 212-241.
- McNown, R., Sam, C. Y., Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50 (13), 1509-1521.
- McQuinn, K., O'Reilly, G. (2008). Assessing the role of income and interest rates in determining house prices. *Economic Modelling*, 25 (3), 377-390.
- Mikhed, V., Zemcik, P. (2009). Do house prices reflect Fundamentals? Aggregate and panel data evidence. *Journal of Housing Economics*, 18 (2), 140-149.

- Miles, D. (2012). Population Density, House Prices and Mortgage Design. *Scottish Journal of Political Economy*, 59 (5), 444-466.
- Miles, W. (2014). The Housing Bubble: How Much Blame Does the Fed Really Deserve? *The Journal of Real Estate Research*, 36 (1), 41-58.
- Miles, W. (2020). The Dynamics of House Prices and Income in the UK. *International Real Estate Review*, 23 (3), 397 – 416.
- Mulcahy, J. (2022). *Why Eurozone Interest Rates Are Rising Slower Than In US*. Kasutatud 4. märts 2024 <https://businessplus.ie/economy/interest-rates-eurozone-2/>
- Mulde, C. H. (2024). The relationship between population and housing. *United Nations Economic Commission for Europe*.
- Naji Meidani, A. A., Zabihi, M., Ashena, M. (2011). House prices, Economic Output, and Inflation Interactions in Iran. *Research in Applied Economics*, 3 (1).
- Okunev, J., Wilson, P. J. (1997). Using Nonlinear Tests to Examine Integration Between Real Estate and Stock Markets. *Real Estate Economics*, 25 (3), 487 – 503.
- Okunev, J., Wilson, P. J., Zurbrugg, R. (2000). The Casual Relationship Between Real Estate and Stock Markets. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21 (3), 251-262.
- Oxera. (2010). *How has the preferred econometric model been derived? Econometric approach report*. Kasutatud 6. veebruar <https://assets.publishing.service.gov.uk/media/5a799fb840f0b63d72fc73e7/econometric-approach.pdf>
- Panagiotidis, T., Printzis, P. (2016). On the macroeconomic determinants of the housing market in Greece: a VECM approach. *International Economics and Economic Policy*, 13 (3), 387-409.
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogenous cointegrated panels. *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15, 93-130.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), 621-634.
- Pesaran, M. H., Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68 (1), 79-113.
- Quan, D. C., Titman, S. (1997). Commercial Real Estate Prices and Stock Market Returns: An International Analysis. *Financial Analysts Journal*, 53 (3), 21-34.
- Reichert, A. K. (1990). The impact of interest rates, income and employment upon regional housing prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3 (4).

- Rossi, P. H., Weber, E. (1996). The social benefits of homeownership: Empirical evidence from national surveys. *Housing Policy Debate*, 7 (1), 1-35.
- Saita, Y., Shimizu, C., Watanabe, T. (2016). Aging and real estate prices: evidence from Japanese and US regional data. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 9 (1), 66-87.
- Seetharaman, M., Desjardins, G. (2019). *Europe's housing prices continue to soar*. Kasutatud 19. detsember 2023 <https://www.euronews.com/business/2018/05/01/continued-strong-house-price-rises-in-europe>
- Shaari, M. S., Abidin, N. Z., Karim, Z. A. (2020). The impact of renewable energy consumption and economic growth on CO2 emissions: new evidence using panel ARDL study of selected countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10 (6), 617-623.
- Shi, S., Jou, J. B., Tripe, D. (2014). Can interest rates really control house prices? Effectiveness and implications for macroprudential policy. *Journal of Banking & Finance*, 47, 15-28.
- Simo-Kengne, B. D. (2019). Population aging, unemployment and house prices in South Africa. *Journal of Housing and The Built Environment*. 34 (1), 153-174.
- Sullivan, A. (2023). *European home prices fall but don't bet on a crash*. Kasutatud 31. jaanuar 2024 <https://www.dw.com/en/european-home-prices-fall-but-dont-bet-on-a-crash/a-66196313>
- Takats, E. (2012). Aging and house prices. *Journal of Housing Economics*. 21 (2), 131-141.
- Tarazkar, M. H., Dehbidi, N. K., Ozturk, I., Al-mulali, U. (2021). The impact of age structure on carbon emission in the Middle East: the panel autoregressive distributed lag approach. *Environmental Science and Pollution Research International*, 28 (26), 33722-33734.
- Tax Foundation. (2023). *State and Local Sales Tax Rates, Midyear 2023*. Kasutatud 19. detsember 2023 <https://taxfoundation.org/data/all/state/2023-sales-tax-rates-midyear/>
- Taylor, J. B. (2009). The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong. *National Bureau of Economic Research*, 14631.
- The Economist. (2005). *The Housing Market: Frenzied Froth*. Kasutatud 22. veebruar 2024 <https://www.economist.com/united-states/2005/05/26/frenzied-froth>
- USA Facts. (2023). *Home prices are rising faster than wages*. Kasutatud 19. detsember 2023 <https://usafacts.org/data-projects/housing-vs-wages>
- USA Facts. (2023). *Where are home prices rising and falling in the US?* Kasutatud 30. jaanuar 2024 <https://usafacts.org/articles/where-are-home-prices-rising-and-falling-in-the-us/>
- Vonlanthen, J. (2023). Interest rates and real estate prices: a panel study. *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft*, 159 (1), 6-25.

Wisevoter (2024). *Tornado Alley States*. Kasutatud 20. veebruar 2024

<https://wisevoter.com/state-rankings/tornado-alley-states/>

Xu, L., Tang, B. (2014). On the determinants of UK house prices. *International Journal of Economics and Research*, 5, 57-64.

Yang, C. H., Lee, B., Lin, Y. D. (2022). Effect of Money Supply, Population, and Rent on Real Estate: A Clustering Analysis in Taiwan. *Mathematics (Basel)*, 10 (7), 1155.

Yiu, C. Y. (2023). Are Central Banks' Monetary Policies the Future of Housing Affordability Solutions? *Urban Science*. 7 (1), 18.

## LISAD

### Lisa 1. USA osariikide muutujate kirjeldav statistika 1991Q1-2023Q2

Muutuja	Tähendus	Keskmine	Mediaan	Min	Max	Riikide vaheline std. hälve	Perioodide vaheline std. hälve
HPI, log	Kinnisvara hinnaindeks, logaritmitud	2,0894	2,0743	1,811	2,469	0,0479	0,0789
Interest rate, %	Lühiajaline intressimäär	2,1416	1,8513	-3,026	7,189	0,0814	2,2226
Income, log	Personaalne sissetulek, logaritmitud	2,3718	2,3674	2,137	2,633	0,0610	0,0588
Unemp, %	Töötuse määr	5,3670	5,0000	1,867	24,700	0,9632	1,7601
POP, log	Rahvastik, logaritmitud	6,5876	6,6416	5,659	7,596	0,4330	0,0435
CPI, log	Tarbijahinna indeks, logaritmitud	2,1753	2,1854	1,989	2,416	0,0159	0,0953

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

## Lisa 2. USA osariikide korrelatsioonimaatriks 1991Q1-2023Q2

	HPI	Interest rate	Income	Unemp	POP	CPI
HPI	1,0000					
Interest rate	-0,2696*	1,0000				
Income	0,3305*	-0,3829*	1,0000			
Unemp	-0,2433*	-0,2830*	-0,1237*	1,0000		
POP	-0,0060	-0,0460*	0,2540*	0,2420*	1,0000	
CPI	0,6112*	-0,6461*	0,5938*	-0,0818*	0,0220**	1,0000

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Märkused: Üks tärn tähistab testide statistilist olulisust usaldusnivool  $p = 0,1$ , kahe täрни puhul  $p = 0,05$ .



### Lisa 3. USA osariikide statsionaarsuse testid 1991Q1-2023Q2

Tegur	Diferentseerimata		I järku diferentseeritud	
	CIPS	Levin-Lin-Chu	CIPS	Levin-Lin-Chu
	Statistika	Tõenäosus	Statistika	Tõenäosus
HPI	-1,902	1,000	-3,338**	0,000**
Interest rate	-3,901**	0,895	-6,003**	0,000**
Income	-1,777	0,908	-5,435**	0,000**
Unemp	-1,967	0,001**	-5,629**	0,000**
POP	-2,075*	0,000**	-2,435**	0,000**
CPI	-1,398	0,999	-4,298**	0,000**

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

Märkused: Üks tärn tähistab testide statistilist olulisust usaldusnivool  $p = 0,1$ , kahe täрни puhul  $p = 0,05$ .

**Lisa 4. USA osariikide ja euroala liikmesriikide Pedroni kointegratsiooni testid**

H0:	No cointegration				
Ha:	All panels are cointegrated				
USA 1991Q1-2023Q2		USA 2000Q1-2023Q2		Euroala 2000Q1-2023Q2	
Statistik	p-value	Statistik	p-value	Statistik	p-value
6,705	0,000	6,906	0,000	3,603	0,000
6,398	0,000	4,971	0,000	4,171	0,000
6,859	0,000	4,760	0,000	5,263	0,000

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

### Lisa 5. USA osariigid Hausmani test 1991Q1-2023Q2

	(b)	(B)	(b-B)	$\sqrt{\text{diag}(V \text{ b}-V \text{ B})}$
Muutujad	mg	DFE	Difference	Std.err.
Intress	0,017	-0,081	0,098	16,365
Income	1,270	5,353	-4,083	1483,921
POP	-10,897	2,229	-13,126	2040,831
CPI	2,545	-3,956	6,501	1341,899
Unemp	-0,023	-0,083	0,059	8,572
b = Consistent Under H0 and Ha				
B = Inconsistent Under Ha, efficient under H0				
Test of H0: Difference in coefficients not systematic				
$\chi^2(5) = (b-B)'[(V \text{ b}-V \text{ B})^{-1}](b-B)$				
= 0,00				
Prob > $\chi^2 = 1,0000$				

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

## Lisa 6. USA osariigid Hausmani test 2000Q1-2023Q2

	(b)	(B)	(b-B)	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$
Muutujad	mg	DFE	Difference	Std.err.
Intress	-0,034	-0,088	0,054	7,266
Income	3,326	7,160	-3,835	310,413
POP	-6,127	2,939	-9,066	5826,190
CPI	-1,544	-5,234	3,690	1844,345
Unemp	-0,046	-0,076	0,030	8,637
b = Consistent Under H0 and Ha				
B = Inconsistent Under Ha, efficient under H0				
Test of H0: Difference in coefficients not systematic				
$\chi^2(5) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$				
= 0,00				
Prob > $\chi^2 = 1,0000$				

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

### Lisa 7. Euroala liikmesriigid Hausmani test 2000Q1-2023Q2

	(b)	(B)	(b-B)	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$
Muutujad	mg	DFE	Difference	Std.err.
Intress	-0,163	-0,057	-0,106	279,404
Income	7,649	1,068	6,581	10093,390
POP	-23,246	-4,345	-18,902	53419,630
CPI	-2,164	-1,352	-0,811	4413,894
Unemp	0,039	-0,017	0,056	66,034
b = Consistent Under H0 and Ha				
B = Inconsistent Under Ha, efficient under H0				
Test of H0: Difference in coefficients not systematic				
$\chi^2(5) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$				
= 0,00				
Prob > $\chi^2 = 1,0000$				

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

### Lisa 8. USA osariikide ARDL mudel (DFE) 1991Q1-2023Q2

	Koefitsient	Standardhälve	z-statistik	Tõenäosus
<b>Pikaajaline</b>				
Interest rate	-0,0807	0,0155	-5,21	0,000
Income	5,3530	0,8598	6,23	0,000
POP	2,2290	0,4713	4,73	0,000
CPI	-3,9562	0,7328	-5,40	0,000
Unemp	-0,0833	0,0143	-5,83	0,000
<b>Lühiajaline</b>				
ec	-0,0127	0,0021	-5,96	0,000
Interest rate L1D	-0,0006	0,0003	-2,00	0,046
Interest rate L2D	0,0025	0,0003	7,23	0,000
Interest rate L3D	-0,0004	0,0003	-1,12	0,264
Interest rate L4D	0,0007	0,0002	4,49	0,000
Income L1D	0,0662	0,0183	3,61	0,000
Income L2D	0,1125	0,0157	7,17	0,000
POP L1D	0,1012	0,3696	0,27	0,784
POP L2D	-0,0385	0,4967	-0,08	0,938
POP L3D	1,3448	0,4959	2,71	0,007
POP L4D	-1,5465	0,3680	-4,20	0,000
CPI L1D	-0,1551	0,0833	-1,86	0,062
CPI L2D	0,7480	0,1436	5,21	0,000
CPI L3D	-0,7440	0,1445	-5,15	0,000
CPI L4D	0,3820	0,1014	3,77	0,000
Unemp L1D	-0,0001	0,0001	-0,07	0,948
Unemp L2D	0,0004	0,0001	2,69	0,007
Unemp L3D	0,0001	0,0001	0,84	0,403
Unemp L4D	0,0008	0,0001	5,53	0,000
cons	-0,2029	0,0294	-6,90	0,000

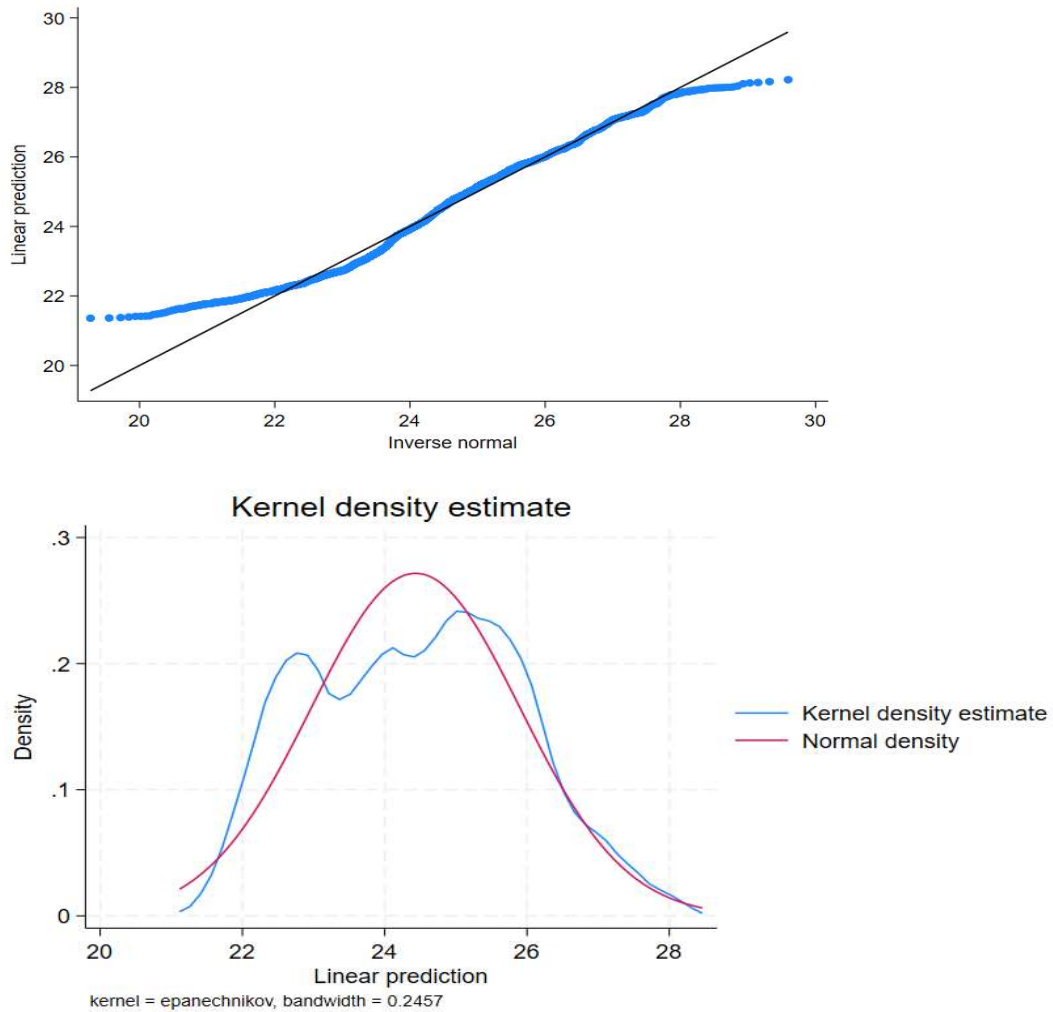
Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

### Lisa 9. USA osariikide ARDL mudel (DFE) 2000Q1-2019Q4

	Koefitsient	Standardhälve	z-statistik	Tõenäosus
<b>Pikaajaline</b>				
Interest rate	-0,0175	0,0032	-5,38	0,000
Income	0,1675	0,1780	0,94	0,347
POP	1,7294	0,2350	7,36	0,000
CPI	-1,4242	0,1657	-8,60	0,000
Unemp	-0,0416	0,0033	-12,46	0,000
<b>Lühiajaline</b>				
ec	-0,0469	0,0033	-14,00	0,000
Interest rate L1D	0,0015	0,0002	6,63	0,000
Interest rate L2D	0,0014	0,0002	7,98	0,000
Interest rate L3D	0,0015	0,0001	9,61	0,000
Income L1D	-0,0894	0,0275	-3,24	0,001
POP L1D	0,3549	0,3165	1,12	0,262
CPI L1D	0,1817	0,0802	2,27	0,023
Unemp L1D	-0,0004	0,0005	-0,70	0,486
cons	-0,2954	0,0630	-4,68	0,000

Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

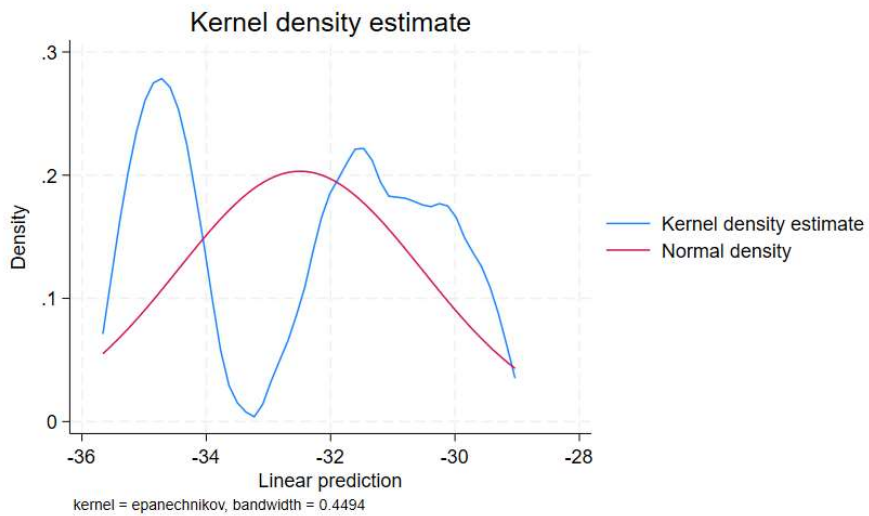
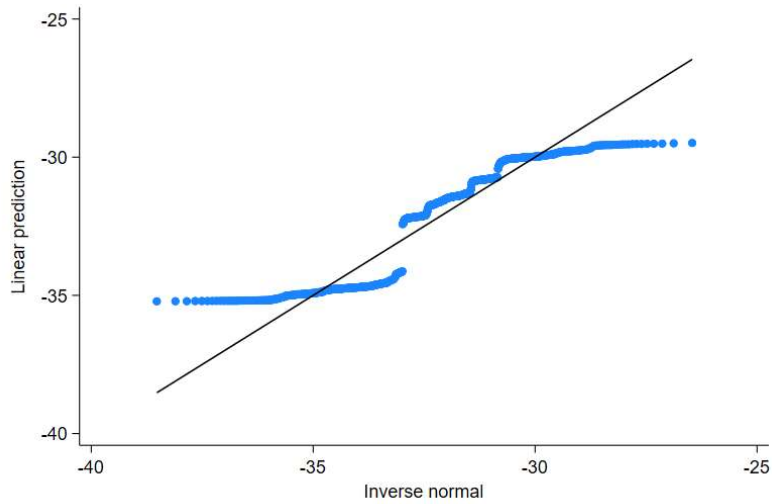
## Lisa 10. USA osariikide jääkliikmete normaaljaotuse testid 2000Q1-2023Q2 (Qnorm, Kernel)



Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata



## Lisa 11. Euroala riikide jääkliikmete normaaljaotuse testid 2000Q1-2023Q2 (Qnorm, Kernel)



Allikas: Mitmed allikad (vt Peatükk 2.2), autori arvutused programmis Stata

## Lisa 12. Lihtlitsents

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

Mina Karel Äär

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose kinnisvarahindade ja intressimäära vaheline seos USA osariikides ning euroala riikides,

mille juhendaja on Merike kukk,

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.

---

07.05.2024

---

<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.