

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Kaidi Soiela

**ELAMUTE KINNISVARAHINDADE SEOS ÜÜRIHINDADEGA  
BALTI RIIKIDES**

Magistritöö

Õppekava majandusanalüüs

Juhendaja: Merike Kukk, PhD

Tallinn 2023

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 11 114 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Kaidi Soiela 09.05.2023

## SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE .....	4
SISSEJUHATUS .....	5
1. ÜÜRIHINDADE KUJUNEMISE TEOREETILINE KÄSITLUS.....	8
1.1. Majandusagentide otsuste mõjutajad.....	8
1.1.1. Erasikute otsus kinnisvara ostu ning üürimise vahel.....	9
1.1.2. Investorige üüriturule sisenemise otsust mõjutavad tegurid .....	11
1.1.3. Kinnisvara- ja üürituru toimimise seos.....	13
1.2. Kinnisvara hinda mõjutavad majandustegurid .....	14
1.3. Üürihinda mõjutavad majandustegurid .....	16
1.4. Kinnisvara- ja üüriturg KIE regioonis .....	18
1.5. Eelnevate empiiriliste uurimuste ülevaade .....	19
2. ANDMED JA METOODIKA .....	22
2.1. Andmed .....	22
2.2. Kirjeldav statistika.....	23
2.3. Empiiriline mudel.....	27
3. TULEMUSED JA ARUTELU .....	30
3.1. Ühikjuure kontroll ADF testiga.....	30
3.2. ARDL mudeli analüüs .....	32
3.3. Mudelite omaduste testimine.....	37
3.4. Mudelite tulemuste järeldused ja arutelu.....	39
KOKKUVÕTE .....	42
SUMMARY .....	45
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	49
LISAD .....	54
Lisa 1. THI perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022 .....	54
Lisa 2. Keskmise sissetulek perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022 .....	55
Lisa 3. Kodulaenu intressimäärad perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022 .....	56
Lisa 4. Rahvastiku arv perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022.....	57
Lisa 5. EL-19 ja USA AHI perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022.....	58
Lisa 6. ADF ühikjuure testi tulemused – diferentsimata aegread.....	59
Lisa 7. Lihtlitsents .....	60

## LÜHIKOKKUVÕTE

Arengud kinnisvara- ja üüriturul puudutavad kõiki, kuna kõik elanikud vajavad elamispinda. Vaatamata üürituru rolli olulisusele riigi kodumajapidamiste eluasemekulude hulgas on eelneva empiirilise kirjanduse raames peamiselt uuritud vaid kinnisvarahindasid, kuid oluliselt vähem on uuritud üürihindasid ning veel vähem uuritud Balti riike, kus kultuurilised ning institutsionaalsed eripärad eristavad turgu ülejäänud Euroopa riikidest sh kinnisvara omamise ning riiklikult reguleeritud üüripindade puudumine. Samuti on viimaste aastate jooksul toimunud suuremad muutused majandusoludes ning kinnisvara- ja üüriturul, mis annab uudse andmestiku kiirelt muutuvast majanduskeskkonnast.

Antud uurimistöö eesmärgiks on tuvastada Balti riikide elamute üürihindade pika- ja lühiajalisi seoseid muude majandusnäitajatega, sh kinnisvarahindadega. Eesmärgi saavutamiseks viiakse läbi ökonomeetriline analüüs ARDL mudeliga, kasutades andmeid perioodi Q1 2006 kuni Q3 2022 kohta. Uuritavateks majandusnäitajateks on lisaks üürihindadele (RHI) kinnisvarahinnad (KVI), inflatsioon (THI), kodulaenu intressimäärad, USA ja EL-19 riigi aktsiahinna indeks, kodumajapidamiste keskmine sissetulek ning 15. aastaste ning vanemate rahvastiku arv, kus hinnaindeksidite puhul 2015. aasta on baasaasta väärtusega 100.

Analüüsi tulemused erinevad erinevate mudelite ning riikide lõikes, sh erineb seoste suund, mis viitab, et tulemused ei ole robustsed. Valdavalt on siiski lõplikes valitud mudelites näitajatel üsna oluline seos üürihindadega. Eesti ja Leedu puhul viitab pikaajalises võrrandis 1%-line KVI muutus vastavalt 0,69%-list ning 1,15%-list samasuunalist muutust RHI-s. Samas kui Läti lühiajalises võrrandis viitab KVI 1%-line muutus samal perioodil RHI vastupidist muutust 0,08% võrra. Veaparandusliikmete märgid on iga riigi puhul ootuspärased, seejuures saab tulemustest järeldada, et RHI tasakaalulisest tasemest kõrvalekaldumine korrigeerub järgmise perioodi ehk ühe kvartali jooksul vastavalt 20,65% Eestis, 14,39% Lätis ning 9,58% Leedus.

Võtmesõnad: Üüriturg, üürihinnaindeks, kinnisvaraturg, kinnisvara hinnaindeks, ARDL, Balti riigid

## SISSEJUHATUS

Kinnisvara- ja üürituru roll riigi majanduses on märkimisväärne - kuna kõik elanikud vajavad elamispinda, on see toonud kaasa ka vastavad hinnatasemed. Eurostat (2022) andmetel kulub Euroopa Liidu riikide kodumajapidamistel keskmiselt üks viiendik sissetulekutest eluaseme kulude peale, seejuures vähem kui 60% mediaanpalga suuruse sissetulekuga kodumajapidamiste puhul kulub Euroopa Liidu riikide kodumajapidamistel keskmiselt koguni veidi alla 40% sissetulekutest eluaseme kulude peale. Vaatamata üürituru rolli olulisusele riigi kodumajapidamiste eluasemekulude hulgas on eelneva empiirilise kirjanduse raames peamiselt uuritud vaid kinnisvarahindasid ning neid mõjutavaid majandusnäitajaid, kuid oluliselt vähem on uuritud üürihindasid. Muuhulgas on rohkem uuritud üürihindade muutuseid tulenevalt muudest majandusnäitajatest, kuid mõnevõrra vähem tulenevalt kinnisvarahindade muutustest.

Kinnisvara- ja üüriturgude efektiivne toimimine ning turutasakaalu paikapidamine ka reaalsuses on eriti oluline seetõttu, et elanikkonda, kellel puudub rahaline võimalus kinnisvara soetada, ei diskrimineeritaks ning nende elamiskulud ei oleks kodu omamiskuludega võrreldes suhteliselt kallimad. Efektiivsete turgude korral on kodu omamisega ning üürimisega seotud kulud võrdsed, kuna vastasel juhul otsustaksid kodumajapidamised suunduda sellele turule, mis on nende jaoks soodsam. Kui aga kõik kodumajapidamised suunduksid kas kinnisvara- või üüriturule, siis nõudluse suurenemine sellel turul ning vähenemine teisel turul viiks turud taas tasakaalu.

Elamute kinnisvara suhteline hind võrreldes üürihindadega on olnud mitmete uurimistööde allikaks, kus on hinnatud mõistlikkust ühel või teisel turul osalemiseks (Lo *et al.*, 2021; Lo *et al.*, 2022). Samuti on uuritud makroindikaatorite mõju kinnisvara- ja üürihindade suhtele (Cronin ja McQuinn, 2016; Zhai *et al.*, 2018). Kui Euroopa puhul on valdavalt tegemist pikaajalise stabiilse trendiga, kus alates 70ndatest aastatest kinnisvarahinnad suhteliselt kallinevad, siis on toimunud ka mõned suuremad kõikumised kinnisvara- ja üürihindade suhtes (OECD, 2023). Nii kasvas kinnisvara suhteline väärtus 2008. aasta majanduskriisi eelsel kinnisvaramulli ajal ning langes järsult kriisi tulles. Samuti on kinnisvarahinnad suhteliselt rohkem kallinenud alates 2020. aastast. Viimaste aastate kinnisvarahindade suhteliselt järsku tõusu võib seletada koroonaviiruse esimese

laine tulemisega 2020. aasta alguses. Kinnisvarahindade suhtelise hinna alanemist toetab aga 2022. aastal puhkenud Venemaa-Ukraina sõda.

Koroonaviiruse tõttu seatud reisimis- ning liikumispriirangute tagajärjel kulutati vähem ning kodumajapidamistele akumulatsioon rikkust investeringute ja nende tootluse näol (SEB, 2020). Sellest tulenevalt aga suundusid nii investorid kui ka koduostjad kinnisvaraturule. Kuna inimesed olid sunnitud veetma aina rohkem aega kodus, kasvas soov omada enda kodu üürimise asemel ning samal ajal langes turismist tulenev üürinõudlus (Pärli, 2021; Tajani *et al.*, 2022; Pealinn, 2021). 2022. aastal aga koroonaviirus inimeste tegevust ja reisimist varasemal tasemel ei pidurdanud ning samuti soosis Venemaa-Ukraina sõja tagajärjel Ukrainast saabuvate sõjapagulaste hulk üürituru nõudlust ja sellega kaasnenud üürihindade kasvu.

Viimaste aastate majandusarengud on tinginud vajaduse paremini aru saada, kas teoreetilised suhted majandusnäitajate ja üürihindade vahel on püsinud ning kas ja millisel määral on kinnisvarahindade muutused mõjutanud üürihindasid. Sellest tulenevalt on käesoleva magistr töö eesmärgiks tuvastada elamute kinnisvarahindade seose olemasolu ning tugevus üürihindadega Balti riikides. Magistr töö eesmärgile vastuse leidmiseks ning tulemuste tõlgendamise toetamiseks on seatud järgmised uurimusküsimused:

- 1) Millised majandusnäitajad ja kuidas mõjutavad üürihindasid?
- 2) Kas ja millisel määral on omavahel seotud kinnisvara- ning üürihindad?
- 3) Millised on majandusnäitajate pika- ja lühiajalised seosed?

Lisaks eelnevalt toodud teema valiku põhjustele, on antud seost veel vähem uuritud selles magistr töös käsitletud riikide valimi ehk Balti riikide näitel, kus kultuurilised ning institutsionaalsed eripärad eristavad turgu ülejäänud Euroopa riikidest (sh kinnisvara omamise määr (Kulikauskas, 2015; Andrews ja Sanchez, 2011) ning riiklikult reguleeritud üüripindade puudumine (Kettunen ja Ruonavaara, 2021)). Samuti on viimaste aastate jooksul toimunud suuremad muutused majandusoludes ning kinnisvara- ja üüriturul, mis annab uudse andmestiku kiirelt muutuvast majanduskeskkonnast.

Käesolev töö on jagatud kolmeks osaks, kus esimene peatükk koosneb teoreetilisest ülevaatest, mille raames käsitletakse üüri- ja kinnisvaraturul tegutsevaid majandusagente ja nende otsuseid mõjutavaid tegureid, üüri- ja kinnisvaraturu toimimise seost ning mõlemat turgu mõjutavaid muid

majandusnäitajaid. Samuti antakse kinnisvara- ja üüriturgu käsitleva eelneva empiirilise kirjanduse kohta ülevaade.

Magistritöö teises peatükis kirjeldatakse empiirilises osas kasutatavaid andmeid, milleks on, tuginedes eelnevale empiirilisele kirjandusele, kinnisvara- ja üürihindade indeksid, inflatsioon, intressimäär, Euroopa ning USA aktsiahinnaindeksid, rahvastiku arv ja sissetulek ning mis katavad perioodi 2006. aasta 1. kvartalist kuni 2022. aasta 3. kvartalini. Samuti kirjeldatakse teises peatükis rakendatavat meetodikat, milleks on ARDL mudeli alusel lühi- ja pikaajaliste seoste tuvastamine majandusnäitajate ja üürihinnaindeksi vahel. Kolmandas peatükis viiakse läbi mudeli analüüs, hinnatakse ning tõlgendatakse tulemusi ning tehakse järeldusi tulemuste implikatsioonidest uurimusküsimustele.

# 1. ÜÜRIBINDADE KUJUNEMISE TEOREETILINE KÄSITLUS

## 1.1. Majandusagentide otsuste mõjutajad

Mõistmaks elamute kinnisvara- ning üürhindade seost on vaja esmalt tähelepanu pöörata üüriturul tegutsevatele majandusagentidele. Kuigi kinnisvara- ning üürhindasid mõlemat mõjutavad, läbi investorite ning elanike otsuste mõjutamise, mitmed makromajanduslikud näitajad (sh inflatsioon, mis mõjutab üldist hinnataset), siis on ootuspärane, et ka kinnisvara- ja üürihinnad on omavahel seoses (Égert ja Mihaljek, 2007; Hargreaves, 2002; Haughwout *et al.*, 2011). Seda eelkõige selle tõttu, et turuosalised, kelle otsuste tagajärjel kujuneb nii kinnisvara- kui üüriturul pakkumise ja nõudluse turutasakaal, on mõlemal juhul samad – investorid ning kodumajapidamised. Lähtudes esmalt üüriturul osalevatest turuosalistest, siis üürituru hinnataseme turutasakaalu kujunemisse panustavad:

- 1) elanikud, kes peavad valima elamu soetuse ning üürimise vahel ning moodustavad üürituru nõudluse poole;
- 2) investorid, kes soetavad elamuid nende välja üürimise eesmärgil ning moodustavad üürituru pakkumise poole.

Need samad turuosalised osalevad ka kinnisvaraturul, küll aga mõneti teisel viisil, kuna nii investorid kui elanikud osalevad kinnisvaraturul nii pakkumise kui nõudluse kontekstis. Elanikud panustavad uue kodu soetamisel kinnisvaraturu nõudluse kasvu, kuid kodu vahetades on vaja ka eelnev elamu maha müüa ning sellisel juhul panustatakse pakkumise kasvu (Eglund *et al.*, 2010; Hargreaves, 2002). Investorid, sarnaselt elanikega, osalevad nii nõudluse kui pakkumise poolel olenevalt sellest, kas üüriturule sisenetakse või väljutakse. Lisaks osalevad investorid kinnisvaraturul ka mitte ainult üüriturule sisenemise eesmärgil, vaid kinnisvara kõrgema hinnaga mahamüümise eesmärgil (olles seda siis näiteks vahepeal renoveerinud, et luua lisandväärtust) (Haughwout *et al.*, 2011).



### **1.1.1. Eraisikute otsus kinnisvara ostu ning üürimise vahel**

Üürituru esimene pool ehk nõudlus kujuneb elanike otsusest kodu ostmise ja üürimise vahel (Hargreaves, 2002; Bryx *et al.*, 2021; Mnasri, 2015; Sovilj ja Tkalec, 2015). Kodumajapidamised teevad oma valikuid kodu ostmise ja üürimise vahel tulenevalt oodatavatest tuludest ja kuludest aga ka finantsvõimalustest. Koduomamise ajendiks, üürimise asemel, on oodatav kasvav kinnisvaraväärtus (Hargreaves, 2002). Kuigi kinnisvara ostes on seega tegemist sisuliselt investeringuga, mitte igakuiste kuludega nagu kodu üürimise puhul, siis valdav osa elanikkonnast ei oma vabu vahendeid, et kinnisvara lihtsalt välja soetada. Kuid ka need, kes omavad, peavad tihtipeale mõistlikuks kinnisvara soetada kodulaenuga (Augustyniak *et al.*, 2013), kuna kodulaenu intressid, eriti kui riigis rakendatakse nendele maksusoodustusi, on üldjuhul madalamad kui on oodatav tootlus selle vaba ressursi investeerimisel (Webb, 2009). Seega nii kinnisvarahinnad kui kodulaenu intressid väljendavad koduotsija jaoks igakuiseid kulusid, võttes arvesse laenuperioodi, mida võrreldakse igakuiste üürikuludega (Hargreaves, 2002; Augustyniak, 2013).

Kinnisvarahindade ning kodulaenu intresside kasv vähendab koduomamise määra ning suurendab üüriturul nõudluse poolel osalejaid (Hargreaves, 2002). Samas, kuna kinnisvarahinna kasvust tingitud tulu endale elamiseks kinnisvara soetavatele nn investoritele ei ole üldiselt maksustatud, siis motiveerib see kodumajapidamistel oma raha kodu soetamiseks investeerida (Ibid). Sovilj ja Tkalec (2015) hindasid, et üürimine on optimaalne olukorras, kus kodulaenu intressidele ei ole riiklikult sätestatud maksusoodustusi. Kinnisvara soetamisel on laenu saamiseks siiski vaja ka esialgne sissemakse ning selle puudumisel ei ole võimalik kinnisvara soetamise kasuks valida. Kodumajapidamistele on elamu ostmisel või investeringu tegemisel lisaks laenu sissemakse nõudele veel ka piiranguna krediitdiskoorid/maksekäitumised ning sissetuleku/tööstaaži nõuded, mis pangad on seadnud (Haughwout *et al.*, 2011).

Igakuistele oodatavatele kuludele tuleb veel arvesse võtta koduvahetusega seotud tehingukulud, mis on suuremad kodu müümise ja soetamise puhul ning mille tõttu suurendab tihedam koduvahetuse vajadus ka soodumust kodu mitte soetada vaid üürida (Hargreaves, 2002). Koduvahetuskulud on üsna suured ehk kulude võrdluses on soodsam kodu osta kui plaanitakse seal pikemalt elada ning soodsam on üürida kui plaanitakse lühemas perspektiivis kodu vahetada (Eglund *et al.*, 2010). Hargreaves (2002) hinnangul on tulenevalt tehingukuludest mõistlik kinnisvara soetus, üürimise asemel, kui plaanitakse ühes kodus elada vähemalt üle 3 aasta. Seega eeldusel, et elanik, kes valib elukoha leidmisel soetamise ja üürimise vahel, vastab tingimustele,

mis võimaldab tal laenu saada, määrab otsuse ära oodatav kulu, kuid ka oodatav kinnisvara hinna tõus. Vaatamata sellele, eelistab suur osa kodumajapidamisi omale kodu osta, rentimise asemel, et oleks võimalik oma maitse järgi kodu renoveerida ja sisustada (Eglund *et al.*, 2010). Veelgi enam, kuigi üürnikud ei pea muretsema kõrgete tehingukulude pärast, mis kaasnevad elukoha vahetusega, on koduomanikud üldiselt oma naabruskonda rohkem integreeritud (Hargreaves, 2002).

Lisaks eelnevale mängivad otsuse puhul rolli ka institutsionaalsed ning kultuurilised eripärad. Riiklikud rendisumma ülempiirangud vähendavad koduomamine määra ning suurendavad üürituru nõudlust (Andrews ja Sanchez, 2011). Bryx *et al.* (2021) uurisid koduostmise ja -üürimise otsuse mõjutajaid noore elanikkonna seas ning nende uurimuse tulemused näitasid, et vallalised noored, kellel oli intressimäärade volatiilsuse osas suurem taluvus, olid suurema tõenäosusega koduostjad. Autorid (Ibid) tõid välja, et koduomamise huvi on noorel elanikkonnal sama suur kui vanemal elanikkonnal, kuid piiranguks oma kodu soetamisel saab piiratud või puudulik kogutud vara, mis on vajalik kodulaenu sissemaksuks. Puuduva sissemaksu tõttu otsustab osa noori elada ka kauem vanemate juures ning mitte omale iseseisvalt kodu osta või üürida. OECD riikides on enda kodu omamise määr üldiselt siiski kasvavas trendis, tulenevalt sissetulekute kasvust, haridustaseme kasvust, mis samuti suurendab potentsiaalselt tuleviku sissetulekut, vananevast populatsioonist (kuna koduomamise määr on suurem vanemal elanikkonna kui noorte seas) ning pankade laenuandmise kriteeriumite alanemisest (sh peamiselt nõutava sissemaksu osakaalu alanemine) (Andrews ja Sanchez, 2011).

Mnasri (2015) vaidles aga vastu sellele, et koduomamise määra kasv on tingitud leevenenud laenukriteeriumitest (sh vajaliku sissemaksu määra alanemisest) või vananevast elanikkonnast. Autor (Ibid) väitis, et suurenenud sissetulekute ebavõrdsus soosib noorema elanikkonna migratsiooni, mis omakorda vähendab koduomamise määra ning suurendab tõenäosust olla üüriline. Eluaseme üürimise määra kasvu soodustab ka majanduses aset leidev trend, kus ühel töökohal ei olda enam nii kaua. Ühelt poolt on põhjustatud see suurematest koondamistest ja lühiajalistest töölepingutest, mille tõttu on inimestel hirm töö kaotamise ees ning vähenenud kindlustunne oma finantsvõimaluste osas (Hargreaves, 2002). Töötuse kasvuga võib kahaneda koduomanike ning kasvada üürnike osakaal (Andrews ja Sanchez, 2011). Teisalt aga ei ole koduomajad nii alati pidevalt töökohta vahetama, kuna vajavad stabiilset kindlal tasemel sissetulekut (Hargreaves, 2002). Töökohastabiilsus aga on suurem vanemal elanikkonnal ning

uuem trend lühiajaliste töölepingute ning pidevama töövahetuse osas on rohkem levinud noorema elanikkonna seas, kelle puhul on ka üürnikuks olemise tõenäosus suurem (Ibid).

Inflatsioon viib rikkuse üürnikelt koduomanikele/üürileandjatele, samas kui deflatsioon mõjub vastupidiselt (Tabner, 2016). Majanduskasvu ajal on endale kodu soetamine hea investering tulenevalt madalast omaosaluse määrast ehk sisuliselt ostetakse kinnisvara võimendusega, mis kinnisvarahindade kasvu puhul toob kodumajapidamistele head tootlust (Sovilj ja Tkalec, 2015). Kui aga kodu on ostetud kõrgete kinnisvarahindade keskkonnas ning kinnisvara väärtused hakkavad langema, võib ka investeringu tehtud sissemaksu näol kaotada (Ibid).

### **1.1.2. Investorite üüriturile sisenemise otsust mõjutavad tegurid**

Üürituru teine pool ehk pakkumine kujuneb kinnisvaraturu ja alternatiivsete investeringute vahel valivate investorite otsusest üüriturile siseneda. Kinnisvarainvestoreid on peamiselt kahte tüüpi: ühed panustavad kinnisvarahinna kasvule ja teised panustavad üüritootlusele (Haughwout *et al.*, 2011). Kinnisvarainvestoritena käsitletakse mõnikord ka endale kodu ostvaid isikuid, kes omavad kinnisvara, mille oodatav väärtus ajas kasvab (Augustyniak, 2013). Ka kinnisvarainvesteringute tüüpe on erinevaid, lisaks elamute soetamisele on võimalik investeerida põllumajandus- ning ärikinnisvarasse. Sealhulgas on varasema empiirilise kirjanduse raames leitud, et ärikinnisvara tootlus on veidi kõrgem ning põllumajandus- ja elamute kinnisvara puhul on tootlus samas suurusjärgus (Chambers *et al.*, 2021).

Kuigi elamute kinnisvaraturul on investoreid, kes panustavad kinnisvara hinna kasvule, siis need investorid, kes soovivad üüriturul osaleda, on valmis maksma sellist hinda, mille puhul on tuleviku kasumitootlus piisavalt hea (Haughwout *et al.*, 2011). Kuna investorid valivad soovitud tootluse saamiseks erinevate investeerimisinstrumentide vahel, siis peab oodatav üüritootlus ja kinnisvara väärtuse kasvust teenitav kasum vastama tootlusele, mida eeldatavasti saadaks aktsia- ja laenuturul. Seejuures mõjutab kinnisvara investeringu tootlust, erinevalt aktsia ja laenuturu investeringutest, ka jooksvate kulude komponent. Nii on näiteks varasema empiirilise kirjanduse näitel Chambers *et al.* (2021) hinnangud elamute kinnisvarainvesteringute tootlusele madalamad kui Jorda *et al.* (2019) uurimuses, kuna arvesse ei võetud mitte ainult kinnisvarahinnakasvu- ja üüritootlust vaid ka jooksvaid kulusid, mis on üürikinnisvaraga seotud.

Kuigi tootlust on kergem leida võttes arvesse vaid kinnisvarahindasid ning üüritulusid ning raskem on hinnata/ennustada reaalseid jooksvaid halduskulusid, mis on üürikinnisvaraga seotud, siis on

mõnevõrra kergemini ennustatavad kandmiskulud ehk laenukulud, juhul kui kinnisvara ostetakse laenuga (Haughwout *et al.*, 2011). Samuti, olenemata jooksvate halduskulude ennustamise keerukusele, võtavad investorid oma tootluse arvutuses arvesse ka eelduspäraseid jooksvaid halduskulusid, tehes otsust alternatiivsete investeerimisvõimaluste vahel ning võrreldes kinnisvarainvesteeringut muude investeerimisvõimalustega (Chambers *et al.*, 2021).

Investoritele on kinnisvarasse investeerimisel eelis võrreldes aktsiatesse ja võlakirjadesse investeerimisega, kuna üldjuhul tehakse seda (kodu)laenuga (Hargreaves, 2002), mis võimaldab sisuliselt investeerida võimendusega. Kuigi võimendusega saavad teatud investorid investeerida ka aktsiatesse, siis tavainimeste puhul on see üldjuhul piiratud. See tähendab, et reaalne tulu, mis saadakse tänu kinnisvarahindade kasvule või üüritulule, toodab seda kõrgemat tootlust, mida väiksem on laenu sissemakse (Cheng *et al.*, 2014). Lisaks sissemakse suurusele mängib kinnisvarainvesteeringu tootluse kujunemisel rolli laenule rakenduv intressimäär, mis määrab ära igakuised kulud. Kui kodulaenu intressimäärad kasvavad või on ootuspärane et nad tulevikus kasvavad, siis üürihindade samaks jäädes, on ootuspärane, et kinnisvarahinnad langevad (Haughwout *et al.*, 2011).

Tootluse võrdlemisel instrumentide vahel on oluline arvesse võtta ka erinevate instrumentide käitumist erinevatel majandustsüklite perioodidel ning omavahelist korrelatsiooni. Portfelliteooria kohaselt on parim investeerimisportfell võimalikult hajutatud, et vähendada riski ning maksimeerida soovitud riskitaseme juures tootlust (Mangram, 2013). Jorda *et al.* (2019) tuvastasid, et aktsiaturgude ning kinnisvarainvesteeringute (kinnisvarahinna väärtuse kasv + üüritulu) vahel on korrelatsioon ning kinnisvarainvesteeringute tootlus on pikas perspektiivis keskmiselt peaaegu sama suur kui aktsiaturgude tootlus vaatamata sellele, et aktsiaturud on volatiilsemad ning käivad äri-tsüklitega rohkem käsikäes. Sealhulgas on üüritootlus tunduvalt kõrgem ning stabiilsem kui aktsiatelt teenitav dividenditootlus, mis tasakaalustab kinnisvara hinnakasvu väikest panust kogutootlusesse (Ibid).

Ometi märkisid autorid (Ibid), et korrelatsioon kahe tootluse vahel on pärast II Maailmasõda vähenenud. Eglund *et al.* (2010) leidsid, et kinnisvarahinna ja -aktsiate vahel on positiivne korrelatsioon, kinnisvarahinna ja üldise aktsiaindeksi (AFGX indeks) vahel puudub korrelatsioon ning kinnisvarahinna ja võlakirjade vahel on negatiivne korrelatsioon. Samuti hindasid autorid (Ibid), et kodumajapidamiste efektiivne lühiajaline investeerimisportfell ei omaks

kinnivarainvesteeringut, kuid pikaajaline omaks 15% kuni 50% mahus kinnisvarainvesteeringut (võttes siinkohal arvesse oma kodu soetamist ning selle tulevikuväärtuse kasvu kui investeerimist).

### **1.1.3. Kinnisvara- ja üürituru toimimise seos**

Kui investorite poolelt ei ole tegemist nii väga põhjuslikkusega vaid ootusega tuleviku suhtes (mis võib vahel olla küll ka isetäituv ennustus) (Tupenaite *et al.*, 2017), siis kodumajapidamised mõjutavad oma otsustega nii kinnisvara- kui üürituru nõudluse poolt (Augustyniak *et al.*, 2013) – kui kinnisvarahinnad on madalad, siis eelistatakse soetada kodu ning, liikudes kinnisvaraturule, lahkutakse üüriturult, kus nõudlus ja hinnad hakkavad langema ning vastupidi. Seetõttu on kinnisvarahinna tõusud (langused) üürihindade mõjutajaks – nendest lähtuvalt tehakse otsus, kas üüriturule jääda/siseneda (lahkuda), mis järgneva üürituru nõudluse muutuse tõttu üürihindasid tõstab (langetab).

Investorite poolelt aga kui kinnisvara hind on võrreldes oodatava üürituluga liialt kõrge ehk oodatav tootlus ei ole piisav, siis ei ole investorid huvitatud kinnisvara soetamisest või hoidmisest, vaid suundutakse muudele turgudele paremat tootlust teenima. Sellest tulenev vähenev pakkumine üüriturul aga omakorda suurendab üürihindasid (Haughwout *et al.*, 2011) kuni tekib turutasakaal, mille puhul turule jäänud/sisenevad investorid on üüritootlusega rahul. Samas kui investorid tõstavad kinnisvarahindasid, siis otsustab rohkem kodumajapidamisi üürimise kasuks, mis tõstab ka üürituru nõudlust.

Tulenevalt intressimäärast ja kinnisvarahinna muutustest varieeruvad kinnisvarahinnad rohkem kui üürihinnad, mis on valdavalt stabiilsemad oma lepingulise olemuse tõttu (Haughwout *et al.*, 2011). Kuid ka üürihindade tõstmise riiklikud piirangud stabiliseerivad üürihindasid võrreldes kinnisvarahindadega (Hargreaves, 2002). Võrreldes mõne teise Euroopa riigiga, kus on väga suur (ka riiklik) üüriturg ja üürihindade riiklik kontroll (Kettunen ja Ruonavaara, 2021) ning väike kodu omamise määr (Andrews ja Sanchez, 2011), siis on Balti riikides kodu omamise määr suhteliselt suur ning nõudlus üüriturul suhteliselt väike (Kulikauskas, 2015).

## 1.2. Kinnisvara hinda mõjutavad majandustegurid

Siiski on oluline lisaks eelnevalt mainitud majandusagentide otsuste mõjutajatele pöörata tähelepanu ka muudele makromajanduslikele mõõdikutele, mis mõjutavad läbi investorite ja elanike otsuste elamute kinnisvara- ja üürihindasid. Kinnisvara soetuse otsuse peamiseks mõjutajateks on kinnisvara oodatav üüritootlus ning tulevikuhind ehk kogutootlus, sissetulekute ja koos sellega rikkuse ehk finantsvõimekuse kasv, laenuturu institutsionaalsed arengud (sh kodulaenude intressimäär) ning demograafilised ja tööturu faktorid (Égert ja Mihaljek, 2007). Kinnisvara pakkumise poole pealt mõjutab kinnisvarahindasid lisaks ka ehitussektori kasumlikkus (Ibid) ning alternatiivsed investeerimisvõimalused (Gounopoulos *et al.*, 2012; Okunev *et al.*, 2000).

Kinnisvarahindade kasvu soodustab ehitiste ja lisandväärtuste kvaliteedi kasv. 70ndate ja 80ndate beebibuumi kohortide jõudmine oma parima sissetuleku teenimise ikka ning nende huvi ning võimekus osta mitte ainult rohkem vaid ka kallimaid ja suuremaid kodusid, on panustanud kinnisvarahindade kasvu viimastel aastakümnetel (Égert ja Mihaljek, 2007). Koondades nii investorite kui kodusoetajate valikuid kinnisvaraturul osalemiseks, tulenevalt alternatiivsetest investeerimisvõimalustest, on aktsiahinnaindeks üks peamisi kinnisvarahinna mõjutajaid. Gounopoulos *et al.* (2012) kinnitasid oma uurimusega, et aktsiahinna- ja kinnisvaraindeksite vahel on oluline negatiivne seos, kus aktsiahinnaindeks mõjutab kinnisvarahinnaindeksit. Seejuures on kinnisvarahinnad seda volatiilsemad ning kohanevad kiiremini, mida rohkem on kinnisvaraturul investoreid võrreldes kodumüüjate ja -ostjatega.

Kui koduostjate ja -müüjate osakaal on võrreldes investorite osakaaluga väga suur, siis vaatamata suurenenud kinnisvarahindadele ollakse keskmiselt vähem aktiivsed oma kodu maha müüma, sisenemaks aktsiaturule, mis tähendab, et kinnisvaraturu pakkumine ei ole piisav, et pidada sammu nõudlusega, mis omakorda tõstab kinnisvarahindasid veelgi (Gounopoulos *et al.*, 2012). Okunev *et al.* (2000) aga tuvastasid oma uurimusega, et aktsiahinna ja kinnisvarahinna turu seost kirjeldab kõige paremini mittelineaarne mudel, mille kohaselt mõjutavad aktsiahinnad kinnisvarahindasid üldiselt 3-6 kuulise viitajaga ning tegemist on hoopis positiivse seosega ehk aktsiahinna tänane tootlus peaks kajastuma kinnisvarahinna tootluses 1 kuni 2 kvartali jooksul. Mittelineaarse mudeli sobivus seletab ka eelnevates töödes (sh Gounopoulos *et al.* (2012) uurimuses, kus kasutatud lineaarset mudelit), esitatud vastupidiseid tulemusi.

Gounopoulos *et al.* (2012), tuvastades aktsiahinnaindeksi negatiivse mõju kinnisvarahinna indeksile, seletasid tulemusi turutrendiga, kus majapidamised, lisaks investoritele, on järjest rohkem alati müüma maha oma kodu kui nad leiavad, et nende vara teeniks paremat tootlust investeerituna kasvavale aktsiaturule. Sellest tulenev kinnisvaraturu pakkumise kasv aga alandab kinnisvarahindasid. Teiselt poolt aga kui aktsiahinnad langevad, siis liiguvad investorid kinnisvaraturu suunas, mis tõstab nõudlust ja hindasid. Lisaks järeldasid autorid (Ibid), et mida volatiilsem on aktsiaturg, seda suurem vastupidine mõju on aktsiaturu muutustel kinnisvarahindadele. Égert ja Mihaljek (2007) tuvastasid samas, et kui OECD riikide grupis on aktsiahinna indeksi ja kinnisvarahindade vahel negatiivne seos, siis KIE (Kesk- ja Ida Euroopa) piirkonnas kehtib positiivne seos, mis viitab vara akumulatsiooni efektile. Seega tulemustele mängib olulist rolli mitte ainult valitud mudel vaid ka riikide omapärad.

Aktsiahinna- ning kinnisvarahinnaindeksi positiivset seost mõjutab lisaks majandusagentide valikule kahe investeeringu vahel ka üldine hinnatase ehk SKP per capita (Égert ja Mihaljek, 2007) ja samuti hinnataseme kasv ehk inflatsioon (Tupenaite *et al.*, 2017). Apergis ja Rezitis (2003) tuvastasid, et tarbijahinnaindeksi šokk mõjub positiivselt kinnisvarahindadele. Anari ja Kolari (2002) tuvastasid, et inflatsiooni ja kinnisvarahindade vahel on positiivne seos ning 1% muutus muude kaupade hindades (peale kinnisvara) toob endaga kaasa rohkem kui 1% muutuse kinnisvarahindades järgneva kuu jooksul. Kui kinnisvarahinnad kasvavad kiiresti ning investorid ootavad, et kasv jätkub, ostetakse kinnisvara ja müüakse see maha üsna kiiresti. Selline käitumine aga soosib omakorda nõudluse ja hindade edasist kiiret kasvu (Tupenaite *et al.*, 2017). Varasema kirjanduse tulemused kinnisvarahindade elastsuste üle inflatsiooni suhtes varieeruvad märkimisväärselt, ent üldjuhul on elastsused suuremad väiksemates ja kasvavates (paremal järjel olevate riikidega konvergeeruvates) riikides kui suurtes tööstusriikides (Égert ja Mihaljek, 2007).

Sissetulekutega käsikäes mõjutab finants- ja laenuvõimekust töötuse määr. Kui töötuse määr kasvab, siis ühelt poolt, tulenevalt finantsvõimekuse langusele, langeb kinnisvaraturul nõudlus, sest osad kodumajapidamised ei saa enam laenu ning teisest küljest langeb ka kinnisvaraturu pakkumine, sest koduomanikud on ebakindlusest tulenevalt vähem alati kodu vahetama (Gan *et al.*, 2018). Kuna nii nõudlus kui pakkumine langevad, on turul keerulisem leida müüjate ja ostjate seas kokkusobivust ehk töötuse määra kasvul on negatiivne mõju mitte ainult kinnisvarahindadele, vaid ka kinnisvaratehingute arvule (Ibid). Apergis ja Rezitis (2003) tõid veel välja, et kinnisvarahindasid alandab lisaks töötuse šokile ka kodulaenuintresside šokk (kasv). Intressimäärad on kinnisvarahindade oluliseks mõjutajaks (Tupenaite *et al.*, 2017). Seda seetõttu,

et ühelt poolt vähendab kasvav intressi- ehk diskontomäär kinnisvarahindade tänast väärtust (Shida, 2022) ning teiselt poolt kasvab kodulaenude intressimäära kasvu tõttu igakuine laenumakse summa kodumajapidamistele ning investoritele (Apergis ja Rezitis, 2003). Suurem finantseerimiskulu mõjutab kodumajapidamiste ostuvõimekust, mis vähendab nii krediidi- kui kinnisvaraturu nõudlust ja seeläbi ka kinnisvarahindu (Shida, 2022).

### **1.3. Üürihinda mõjutavad majandustegurid**

Kinnisvaraturg on volatiilsem kui üüriturg ühelt poolt, kuna turul osalevad ka mitteteadlikud investorid või koduostjad, ning teiselt poolt, kuna üürilepingud on üldjuhul jäigad ning hinnad ei muutu nii kiiresti (Sommer *et al.*, 2013). Kinnisvarahinna kasvu ootuses ning üürihindade samaks jäädes on ootuspärane, et kinnisvarahinnad kasvavad (Haughwout *et al.*, 2011). Küll aga reaalsuses ei ole üürihinnad täielikult jäigad ning kinnisvarahinnad mõjutavad üürihindasid positiivselt, kuna kinnisvara nõudluse kasv tõstab kinnisvarahindu, mille tagajärjel suundub osa kodumajapidamisi üüriturule, tõstes läbi üürituru suurenenud nõudluse ka üürihindasid (Hanink *et al.*, 2010). Seeläbi omavad kõik kinnisvarahindasid mõjutavad majandusnäitajad kaudselt mõju ka üürihindadele. Kuigi aktsiahinnaindeksi otsest mõju üürihindadele ei ole varasemalt ei teoorias ega empiirikas laialdaselt käsitletud, siis mõjutab aktsia- ning võlakirjaturu tootlus investorite tootlusootust kinnisvara- ja üüriturul.

Kui aktsiahindade puhul ei määra dividendi-hinna suhe ära tuleviku dividendimakseid, siis kinnisvara üüri ja hinna suhte praegused muutused signaliseerivad tuleviku üürihindade kasvu muutust (Otto ja Stapledon, 2017). Seega kui üürihinnad on võrreldes kinnisvarahindadega praegusel hetkel suhteliselt madalamad, siis on oodata tulevikus suuremat üürihindade kasvu. Sarnaselt kinnisvarahindadega, mõjutavad üürihindu positiivselt ka sissetulekud (Oluwadamilola, 2017; Marco, 2008; Egner ja Grabietz, 2018) aga ka keskmised elamu halduskulud (Ruivo, 2010), üürielamute arv (Shida, 2022) ning rahvastiku tihedus (Ruivo, 2010). Sissetulekute kasvu mõju seletas Ruivo (2010) sellega, et kõrgemad palgad on enamasti linnades asuvatel töökohtadel ning kuna inimesed saavad rohkem palka ja ka rahvastiku tihedus on suurem, mis soosib suuremat konkurentsi, siis on inimesed valmis majutuse eest rohkem tasuma. Nii nagu ka kinnisvarahinnad, varieeruvad üürihinnad piirkonniti – suuremates keskustes ja linnades, kus rahvastiku tihedus on suurem ning palgad on kõrgemad, on ka kinnisvarahinnad kõrgemad (Ibid). Üürielamute arv on



oluline üürihindade mõjutajana, mis on ootuspärane, kuna saadaolevate üürielamute arv kujutabki endast üürituru pakkumist (Shida, 2022).

Tsai (2021) kohaselt on vastavalt raamiefektide (framing effect) teooriale üüriturul inflatsiooniillusioon kui üürihinnad kasvavad koos inflatsiooniga, sest kui on ootus, et hinnad (sh üürihinnad) kasvavad lähitulevikus, siis on üürileandjad rohkem huvitatud üüripindade lühiajalisest väljaüürimisest, et hetke vakantsust täita, mistõttu võib küll üüripinda turul pakkuda alla kehtiva turuhinna, kuid vähenev vakantsus ning tihedamad hinnakorrigeerimised lepingute uuendamisel soosivad veel enam üürihindade kasvu. Teisalt, kui on oodata üürihindade langust, siis on üürileandjad rohkem huvitatud hetke turuväärtusega pindade välja üürimisest pikaks ajaks, isegi kui see toob endaga kaasa pikema vakantsuse, mis omakorda üürituru pakkumise suurenemise tõttu hindu langetab (Ibid). Ruivo (2010) leidis aga, et tulenevalt üürihindade aeglasest kohanemisest, ei oma vakantsuse muutused üürihindadele olulist mõju.

Kuigi intressimäärade mõju kinnisvarahindadele on varasemas empiirilises kirjanduses palju käsitletud, siis intressimäärade mõju üürihindadele on mõneti keerulisem ning seda on vähem uuritud (Shida, 2022). Dipasquale ja Wheaton'i (1992) mudeli kohaselt peaks kinnisvarahinnad ja üürihinnad mõlemad kujunema kinnivara ruumi ehk pindala ja varade turgude tasakaalust nii, et pikaajalise turutasakaalu kohaselt võrduvad kinnisvarahinnad üürihindade perpetuuteediga, mis on diskonteeritud pikaajalise intressimääraga tänasesse väärtusesse, võttes arvesse kinnisvarahinna kasvust tulenevat väärtuse kasvu ning muid amordi- ja halduskulusid. Sama võrdus kehtib mitte ainult kinnisvarainvestori vaatepunktist vaid ka elamiskulude võrdlusel kodu otsivale elanikule.

Veelgi enam, Dipasquale ja Wheaton'i (1992) mudeli kohaselt võrduvad turutasakaalus pikas perioodis kinnisvarahinnad ehituskuludega, elamute pakkumine turul võrdub elamute ehitusega, millest on lahutatud amortisatsioon, ehk pikaajaline elamute pakkumise tasakaal on võrdne elamute ehitusega, mis on diskonteeritud amordimääraga. Üürihinnad kujunevad aga funktsioonina eelnevalt leitud elamute pakkumisest ning reaalsetest majandusoludest, sh sissetuleku tasemest (Ibid). Kuigi üldine eeldus on see, et üürihinnad kujunevad vaid reaalsetest majandusnäitajatest, siis intressimäärad mõjutavad üürihindasid kaudselt läbi erinevate kanalite omades vastandlikku mõju. Esiteks, läbi nende mõju kinnisvarahindadele, sest madalad intressimäärad alandavad ehituskulusid, suurendades ehitustegevust ja seeläbi elamute pakkumist, mis pärsib üürihindu. Teiseks, madalad intressimäärad võivad majandusaktiivsust turgutada, mis kandub üle suurenenud elamute nõudlusesse ja seega üürihindade kasvu. (Shida, 2022)

Kuigi täiuslikul konkurentsiturul kujunevad üürihinnad vastavalt muudele turutasakaalutingimustele (ehk intressimäära muutusel muutub kinnisvarahind, kuid puutumata võib jääda üürihind), siis omavad tegelikkuses üürileandjad võimekust kõrgema intressimäära tingimustes oma tootluse säilitamiseks kõrgemaid üürihindasid kehtestada (Shida, 2022). Kokkutõmbava rahapoliitika šoki (eelkõige intressimäärade tõstmise) tagajärjel kahaneb kodumajapidamiste elamute omamise määr ehk rohkem inimesi suundub üüriturule, misõttu väheneb üüriturul vakantsus ning kasvavad üürihinnad (Dias ja Duarte, 2019). Suurem võimekus kasvanud kulusid üürihinda edasi kanda ja tootlikkust säilitada on suurematel turuosalistel ehk ettevõtetest kinnisvarainvestoritel (Shida, 2022). Intressimäärad ja elamute pakkumine omab olulist negatiivset mõju mitte vaid nominaalsetele vaid ka reaalsele üürihindadele, kus intressimäärade mõju võib Shida (2022) arvates seletada suuremate kinnisvarainvestorite kasvava osakaaluga üüriturul ning nende mõjuvõimuga ka madalate intressimäärade tingimustes turul üürihindasid agressiivsemalt tõsta. Eelnevast tulenevalt on osades riikides nagu näiteks Saksamaal seatud riiklikult mitmeid piiranguid üürileandjatele üürihindade seadmise osas (Egner ja Grabietz, 2018). Mida väiksem on kodumajajate määr, seda olulisem on riiklikul tasemel üüriturgu reguleerida, kuna suurel üüriturul on üksikul üürilisel võimatu mõjutada üürihindasid samas kui kinnisvaraettevõtted võivad omada väga suurt mõju.

#### **1.4. Kinnisvara- ja üüriturg KIE regioonis**

KIE (Kesk- ja Ida Euroopa) piirkonnas on soodustanud kinnisvarahindade kiiret kasvu ka asjaolu, et pärast okupatsiooni privatiseeritud maad ja elamud olid oma fundamentaalsest väärtusest (väärtus võrreldes muude varade ja tarbekaupadega) tunduvalt madalam, mistõttu on toimunud märkimisväärne korrektsioon alates 1990ndatest (Égert ja Mihaljek, 2007). Lisaks on kinnisvarahindade kiiret kasvu Baltikumis soodustanud madalam uusehitiste pakkumine kui mujal piirkonnas (Ibid). Kinnisvarahindade kiire kasvuga on aidanud sammu pidada kasvavad sissetulekud (Gounopoulos *et al.*, 2012) ning institutsionaalsete turgude tugevnemine (Égert ja Mihaljek, 2007), mis on lubanud kodumajapidamistel paremini ning rohkem laenu saada, soosides omalt poolt veel enam kinnisvarahindade kasvu (McQuinn ja O'Reilly, 2008).

Égert ja Mihaljek (2007) tõid välja, et 2000ndate kodulaenu turg oli KIE piirkonnas äärmiselt nõrk ning regulatiivsed ning institutsionaalsed arengud viimastel aastakümnetel on kodulaenu

krediiditurgu tugevdanud – pikenenud on laenuperiood, vähenenud on laenu sissemakse osakaal ning intressimäärad, – mis omakorda on soodustanud KIE piirkonna kinnisvarahindade kiiret kasvu. Madalad intressimäärad ning leevenenud laenu tingimused koos kasvanud sissetulekutega on panustanud kinnisvarahindade hüppelisse kasvu, kuna nende muutuste tagajärjel on suurenenud koduomanike määr (Sommer *et al.*, 2013). Viimase kümnendi jooksul on Balti riikides kinnisvara hinnakasv ületanud intressimäärasid, soodustades kinnisvara ostmist laenuga veel enam (Borgersen ja King, 2022). Seetõttu on kinnisvarahindade kasvuga ning krediidituruga arenguga kaasnenud ka kodulaenude krediidiportfelli kasv, kuna suur osa kinnisvarast soetatakse laenuga (Ibid), mis aga suurendab riski kui kinnisvarahinnad kasvavad üle oma fundamentaalse väärtuse (Égert ja Mihaljek, 2007).

Eelnev on soosinud kodumajapidamiste kinnisvara soetamist kui investeringut aga ka kui oma kodu omamist, mis pärsib üürituru suurust. KIE piirkonna üüriturg on väike tulenevalt majanduslikest aga ka psühholoogilistest tingimustest (Rubaszek, 2019). Lisaks sellele, et kinnisvara omamine võib KIE piirkonnas ning Balti riikides olla majanduslikult kasulik, tulenevalt madalatest intressimääradeist ja kinnisvarahinna kasvust, on piirkonnas kultuuriliselt väljakujunenud arvamus, et kodu omamine annab turvatunnet ning on ühiskonna normiks (Rubaszek, 2019; Kulikauskas, 2016). Üürituru eelistamist pärsib aga ka üürihindade suhteliselt kõrge tase, ning üürituru madal arengu tase ehk funktsioneerimise ning teenuse üldine madal kvaliteet (Rubaszek, 2019), mida soosib institutsionaalse ja riikliku sektori üüriturul osalemise madal määr (Priemus ja Mandič, 2000). Üürituru arengutaseme paranemine tooks endaga kaasa aga nii vaesema elanikkonna heaolu kasvu kui suurema üürituru, mis tagaks stabiilsema majanduse, kuna langeks ühiskonna laenukoormus (Rubaszek, 2019).

## **1.5. Eelnevate empiiriliste uurimuste ülevaade**

Eelnevates peatükkides toodud kinnisvara- ja üürihindade mõjutegurite paikapidavust on analüüsitud teaduskirjanduses erinevates piirkondades kasutades mitmeid analüüsimeetodeid. Lo *et al.* (2021) uurisid Põhja-Iirimaa näitel elamute kinnisvara- ja üürihinna seost erinevate elamutüüpide näitel, püüdes tuvastada potentsiaalset kausaalset suhet nii lühi- kui pikas perspektiivis perioodil aprill 2014 kuni detsember 2018, kasutades kuiseid andmeid. Kasutades kointegratsiooni, Wald'i eksogeensuse testi ja Granger'i kausaalsuse mudeleid, tuvastasid autorid, et kinnisvara- ja üürihindade vahel eksisteeris pikas perspektiivis kointegratsioon ning lühikeses

perspektiivis lisaks kinnisvarahindade kausaalne suhe üürihindadega. Shida (2022) uuris OECD riikide näitel nii reaalse kinnisvara- kui üürihindade mõjutajaid kasutades paneel veaparandusmudelit, kasutades kvartaalseid andmeid aastatel 1985 kuni 2019 ning tulemustest selgus, et üürihindadele avaldasid olulist negatiivset mõju intressimäärad ning riigi elamute arv.

Hanink *et al.* (2010) uurisid Hiina üürihindade mõjutajaid 2000. aastal, kasutades nii vähimruutude meetodit kui veaparandusmudelit ning tulemused näitasid, et olulist positiivset mõju avaldasid nii kinnisvarahinnad kui üürituru suurus. Egner ja Grabetz (2018) uurisid üürihindade mõjutajaid Saksamaa linnades aastatel 2004-2013, kasutades fikseeritud efektidega üldistatud vähimruutude meetodit ning tulemused näitasid, et olulist positiivset mõju avaldas keskmine sissetulek ning samuti tudengite osakaal linnas. Ruivo (2015) uuris USA näitel samuti üürihindade mõjutajaid 2005. aastal, kasutades harilikku vähimruutude meetodit ning leidis kinnitust, et nii üürihindadele avaldavad olulist negatiivset mõju elamu halduskulud, elamute arv turul kui rahvastiku tihedus ning olulist positiivset mõju keskmine sissetulek.

Kui üürihindade mõjutajaid on eelnevas suhteliselt kasinas empiirilises kirjanduses analüüsitud peamiselt vähimruutude meetodite ning veaparandusmudelite abil, siis kinnisvarahindu on uuritud ka ARDL (Autoregressive distributed lag) ning NARDL (Non-linear autoregressive distributed lag) mudelite abil (Anari ja Kolari, 2002; Lee, 2017; Akkay, 2021; Katrakilidis ja Trachanas, 2012; Tan *et al.*, 2018; Ghodsi, 2017), mis võimaldavad erinevalt vähimruutude meetoditest uurida nii lühi- kui pikaajalisi mõjutajaid ning seavad veaparandusmudelitest vähem eeldusi. Lisaks võimaldab NARDL mudel eristada majandusnäitajate erimärgiliste muutuste mõjusid sõltuvale muutujale.

Lee (2017) analüüsis Hong Kongi kinnisvara ja aktsiahindade suhet kasutades kvartaalseid andmeid perioodil 1980. aasta esimene kvartal kuni 2015. aasta kolmas kvartal. Erinevalt teistest uuringutest on Lee (2017) kasutanud kointegratsiooni testiks ARDL kointegratsiooni mudelit, mis põhineb piiranguteta veaparandusmudeli hinnangul ja kausaalsuse leidmiseks Grangeri testi. Anari ja Kolari (2002) analüüsisid kuiseid andmeid 1968. aasta jaanuarist kuni 2000. aasta juunini USA-s. Anari ja Kolari (2002) võtsid näitajatest naturaallogaritmide, määratlesid kahe muutujaga vektorautoregressiivse mudeli ning viisid läbi Akaike ja Schwarz'i testid, et tuvastada sobivad viitajad, mida kasutada ARDL mudeli jaoks. Viitaja pikkuseks määrasid testi tulemused ära 1 perioodi ning ARDL mudeli tulemused näitasid, et kaupade ja teenuste hindade indeks (kust on eemaldatud majutusega seotud komponent) omas statistiliselt olulist mõju kinnisvarahindadele

pikas perspektiivis. Võrreldes rekursiivse regeressioonanalüüsi ja ARDL mudeli tulemusi, hindasid Anari ja Kolari (2002), et ARDL mudeli tulemused on paremad, andes täpsemat informatsiooni.

Akpolat (2022) analüüsis Türgi kinnisvarahindu mõjutavaid majanduse reaalnäitajaid, kasutades kuiseid andmeid 2010. aasta jaanuarist kuni 2021. aasta oktoobrini. Eelnevate uurimustega võrreldes viis läbi NARDL (mittelineaarne ARDL) mudeli analüüsi, võttes arvesse mõjude mittelineaarsust ehk majandusnäitajate positiivse ja negatiivse muutuse erinevat mõju kinnisvarahindadele. Nii tuvastas Akpolat (2022), et rahapakkumise mõlemapidised muutused omavad vastupidist mõju kinnisvarahindadele (sealjuures omab negatiivne muutus suuremt mõju kui positiivne), ainult positiivsed ehituskulude muutused ning ainult negatiivsed muutused kinnisvaratehingute arvus omavad mõju kinnisvarahindadele ning intressimäärade mõlemapidised (nii positiivsed kui negatiivsed) muutused omavad negatiivset mõju kinnisvarahindadele. Katrakilidis ja Trachanas (2012) analüüsisid Kreeka kinnisvarahindu mõjutavaid hinnaindekseid samuti NARDL mudeli abil, kasutades kuiseid andmeid 1999. aasta jaanuarist kuni 2011. aasta maini. Katrakilidis ja Trachanas (2012) leidsid, et nii lühi- kui pikas perspektiivis mõjutavad uuritud indeksite negatiivsed ja positiivsed muutused kinnisvarahindasid erinevalt.

## **2. ANDMED JA METOODIKA**

### **2.1. Andmed**

Magistritöös kasutatakse kvartaalseid paneelandmeid Balti riikide kohta 2006. aasta 1. kvartalist kuni 2022. aasta 3. kvartalini tulenevalt andmete kättesaadavusest. Analüüsitavateks andmeteks on kvartaalsed elamute kinnisvara- ning üürihinnad, mis on mõlemad saadud OECD andmebaasist. Nii kinnisvara- kui üürihinnad on nominaalsed ning sesoonselt korrigeeritud indeksid, kus 2015. aasta on baasaasta väärtusega 100. Lisaks on mudelisse lisatud järgnevad kontrollmuutujad, tuginedes eelnevale kinnisvara- ja üürihindasid käsitlevale empiirilisele kirjandusele: inflatsioon, intressimäärad, aktsiahinna indeks, kodumajapidamiste sissetulek ning rahvastiku arv. Inflatsiooni näitajana on OECD andmebaasist võetud riikide jaoks kvartaalne tarbijahinnaindeks (THI), kus 2015. aasta on baasaasta väärtusega 100.

Kuna pakkumise poole pealt on investorite alternatiivne tulusus analüüsis kaetud kaasates aktsiahinnaindeksite muutujad, siis intressimäärade kaasamisel on antud analüüsis lähtutud nõudluse ehk kodulaenuga kodu soetavate kodumajapidamiste vaatest. Sellest tulenevalt on nii Eesti, Läti kui Leedu puhul kasutatud Euroopa Keskpanga andmebaasist saadud kodumajapidamistele kehtivaid kuiseid kodulaenude intressimäärasid, protsentides aastas. Andmebaasi puudulikud andmed Eesti kohta perioodil 2006-2007 on asendatud Eesti Keskpangast saadud kuiste kodumajapidamistele kehtivate kodulaenuintresside andmetega. Kuised intressimäärade andmed on antud töö autor teiseks kvartaalseks, võttes kolme kuu keskmise intressimäära. Tulenevalt andmete kättesaadavusest puudub Läti intressimäär vaatlusperioodi üheksa kvartali kohta: Q3 2010, Q1 2011, Q1, Q3 ja Q4 2012, Q1, Q3 ja Q4 2013 ning Q1 2014.

Tulenevalt aktsiaturgude avatusest on aktsiahinnaindeksitena analüüsi kaasatud nii EL-19 (Euroopa liidu 19 riigi) kui USA aktsiahinnaindeksid, sest Balti riikide elanikel on võimalus mõlemal turul investeerida ja tulenevalt eelnevast kirjandusest on teada, et väikeriigid on mõjutatud suurriikide majandussest (sh aktsiaturgudest). Analüüsi ei ole kaasatud eraldi Balti riikide aktsiahinnaindeksit esiteks, sest andmed Leedu puhul puuduvad ning teiseks, kuna Eesti ja

Läti riikide andmed on juba kaasatud EL-19 aktsiahinnaindeksisse. Aktsiahinnaindeksite puhul on sarnaselt eelnevatele näitajatele 2015. aasta baasaasta väärtusega 100, andmed on kvartaalsed ning saadud OECD andmebaasist. Kuna aktsiahinnaindeksid on arvatud kohaliku valuuta baasil ning USA aktsiaturu reaalne tootlus kohalikele investorile sõltub ka vahetuskursist, siis on USA aktsiahinnaindeks korrigeeritud Euroopa Keskpangast saadud kvartali keskmise USD/EUR valuutakursiga töö autori poolt.

Sissetuleku andmetena on Eurostat andmebaasist võetud SKP põhikomponendina sesoonselt ning kalendripäevadega korrigeeritud jooksevhindades palgatulu miljonites eurodes. Sissetuleku andmed on samuti kvartaalsed. Kuna eelnev on kogu palgatulu riigis ning ei võta arvesse tööturul osaleva elanikkonna arvu, siis on täiendavalt saadud OECD andmebaasist kvartaalne töötava elanikkonna arv (ehk inimeste arv, kes on möödunud kvartali jooksul omanud töökohta ning saanud palka). Magistritöö autor on seejärel Eurostat andmebaasist saadud palgatulu jaganud eelnimetatud töötava elanikkonna arvuga, et saada palgatulu inimese kohta eurodes.

Rahvastiku arvu andmed on saadud OECD andmebaasist ning on aastased. Kuna noored elavad peamiselt oma vanemate juures ning ei oma ega üüri kinnisvara, siis on kogu rahvastiku arvust töö autori poolt eemaldatud noore elanikkonna osakaal. Noore elanikkonna osakaal on saadud samuti OECD andmebaasist, on aastane ning kujutab endast alla 15-aastaste isikute osakaalu kogu rahvastikust protsentides. Kuna 2022. aasta kohta ei ole veel rahvastiku arvu andmed saadaval, siis puudub rahvastiku arv 2022. aasta kolme kvartali kohta. Seejärel on autor nominaalsed näitajad, milleks on kinnisvara- ja üürihinnaindeksid, sissetulek ning aktsiahinnaindeksid, jaganud THI-ga ning korrutanud 100-ga, et saada nn reaalsed ehk üldise hinnatasemega korrigeeritud näitajad. Samuti on eelnevalt saadud reaalsest ehk üldise hinnatasemega korrigeeritud sissetulekust ning kõikidest hinnaindeksitest aga ka rahvastiku arvust võetud naturaallõgarm, et analüüsis kasutatud näitajate skaalat ühtlustada ning mudeli tulemuste tõlgendamist parandada.

## **2.2. Kirjeldav statistika**

Alltoodud tabelis 1 on toodud analüüsis kasutatud näitajate kirjeldav statistika riikide kaupa, kus kinnisvara- ja üürihinnaindeksite (KVI ja RHI, vastavalt) puhul on kirjeldatud vaid reaalsed ehk üldise hinnatasemega korrigeeritud näitajateks teisendatud hinnaindeksid ning sissetulekute puhul on kirjeldatud reaalsed ehk üldise hinnatasemega korrigeeritud keskmist sissetulekut eurodes

töötava elaniku kohta. Aktsiahinnaindeksid (AHI) on toodud nii Euroopa Liidu 19 riigi kui USA kohta, kus mõlemad on samuti iga riigi üldise hinnatasemega korrigeeritud ning kus USA aktsiahinnaindeks on lisaks korrigeeritud USD/EUR valuutakursiga. Rahvastiku arv (POP) on esitatud kui 15. aastaste ning vanema elanikkonna kogus riigis, tuhandetes.

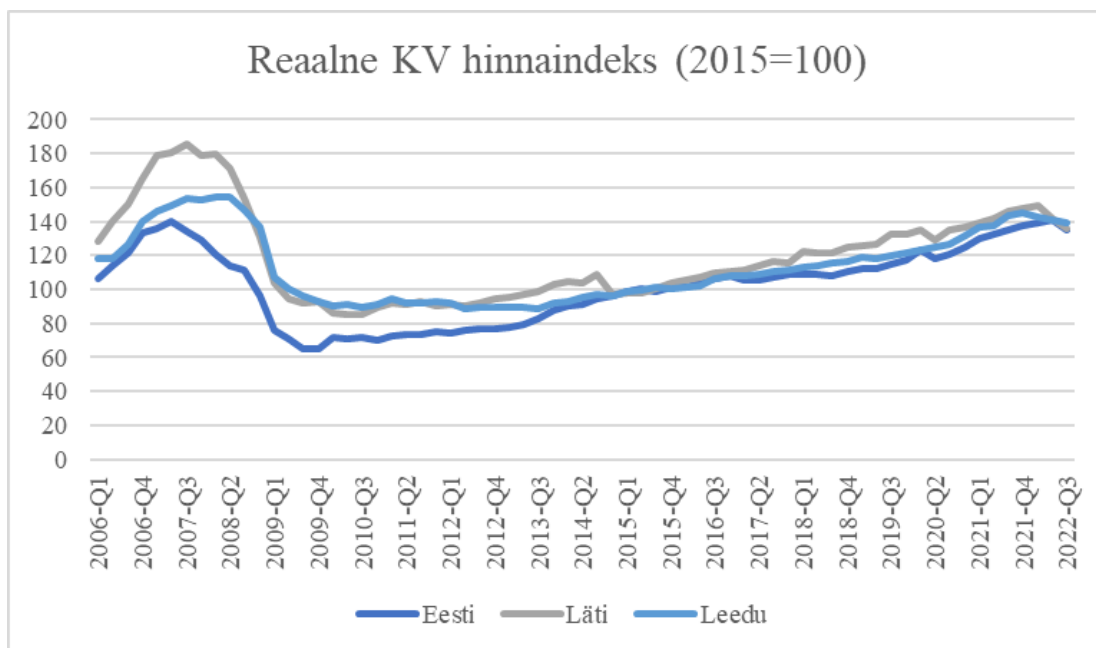
Tabel 1. Andmete kirjeldav statistika riikide kaupa

	Miinumum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve
EE_RHI	55,96	123,76	95,78	19,94
LT_RHI	63,88	117,82	92,44	18,58
LV_RHI	81,37	117,49	96,32	8,02
EE_KVI	64,80	140,65	102,91	22,45
LT_KVI	88,60	154,08	113,63	21,03
LV_KVI	85,11	185,53	120,17	27,40
EE_THI	72,70	142,84	98,77	13,33
LT_THI	73,63	143,81	100,16	13,41
LV_THI	69,78	137,51	99,03	12,26
EE_INC (tuh EUR)	2 208	3 886	2 928	464
LT_INC (tuh EUR)	1 779	4 091	2 551	733
LV_INC (tuh EUR)	1 900	3 504	2 577	467
EE_INT (%)	2,05	6,29	3,11	1,03
LT_INT (%)	1,80	6,12	3,04	1,22
LV_INT (%)	2,28	6,96	3,69	1,34
EE_POP (tuh)	1 103	1 148	1 119	15
LT_POP (tuh)	2 372	2 757	2 539	133
LV_POP (tuh)	1 583	1 906	1 733	106
EE_EL 19_AHI	64,13	154,44	96,21	21,17
LT_EL 19_AHI	60,85	154,08	94,98	21,47
LV_EL 19_AHI	58,85	156,08	96,14	22,48
EE_USA_AHI	41,80	116,08	79,79	19,30
LT_USA_AHI	39,66	113,60	78,80	19,36
LV_USA_AHI	38,36	119,00	79,92	20,71

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused Excelis

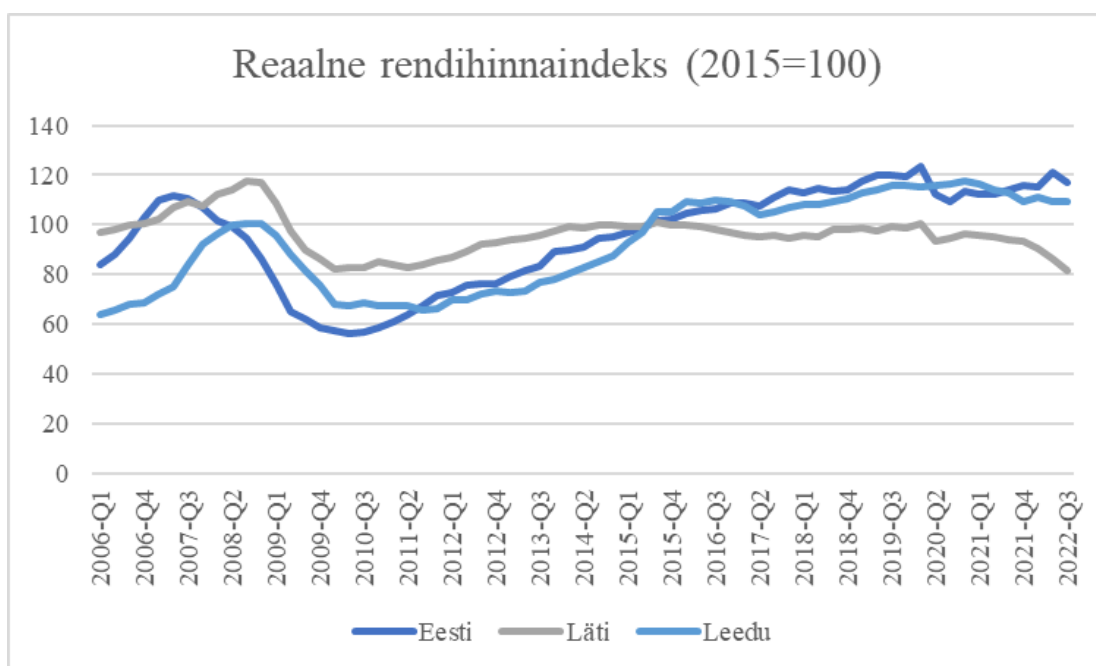
Kolme Balti riigi kinnisvara- ja üürihindasid võrreldes on näha, et kinnisvarahindade puhul on tegemist mõnevõrra suurema hinnavolatiilsusega kui üürihindade puhul. Seejuures on Eesti ja Leedu puhul nii kinnisvara- kui üürihindade volatiilsus võrreldavam nii kinnisvara- kui üürituru vahel aga ka riikide vahel, samas kui Läti puhul on kinnisvarahinnad olnud volatiilsemad ning üürihinnad märkimisväärselt stabiilsemad nii hindade omavahelisel võrdlusel kui võrreldes Eesti ja Leeduga.





Joonis 1. Kinnisvarahinnad perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused tehtud ning joonis koostatud Excelis



Joonis 2. Üürihinnad perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused tehtud ning joonis koostatud Excelis

Võrreldes rendihinnaindeksi trendi kinnisvarahinnaindeksiga, on selgelt näha kõigi kolme riigi puhul sarnane hinnaindeksite kasv enne 2008. aasta majanduskriisi, mille järel hinnad järsult langesid. Majanduse taastudes on nii kinnisvara- kui üürihinnad tasapisi ja püsivalt kasvanud, kus Läti puhul võib samas täheldada viimase 10 aasta jooksul rendihindade mõningast stabiliseerimist ning viimase paari aasta jooksul ka langust. 2022. aasta jooksul on Läti ja Leedu puhul näha samuti rendihindade marginaalset langust ning kinnisvarahindade puhul kõigis kolmes riigis mõnevõrra suuremat langust. Kinnisvara- ja üürihinnaindeksite korrelatsioon Läti ja Leedu puhul on sama perioodi näitajate vahel vastavalt 59% ja 45%, samas kui Eesti puhul on korrelatsiooniks koguni 88%. Kui Eesti puhul korrelatsioon väheneb kasutades kinnisvarahindade puhul viitaegasid, siis Läti ja Leedu puhul kasvab viitaegade lisades korrelatsioon 68% ja 47% tasemele teise viitaja juures ning sealt edasi langeb. Vaatamata suuremas osas pika perioodi sarnasele trendile nii kinnisvara- kui üürihindade arengus on näha, et kinnisvarahindade volatiilsus on suurem kui üürihindade puhul, mis toetab ka eelnevalt välja toodud kirjeldava statistika ülevaadet ning korrelatsiooni.

Eelnevat trendide erinevust ei toeta aga ei THI areng, kus THI areng nii volatiilsuse kui trendi puhul on riikide vahel olnud väga sarnane, ega ka sissetulekute areng, kus vaatamata Eesti üldiselt kõrgemale palgatasemele on Eesti ja Läti palkade areng olnud üsnagi võrreldav nii volatiilsuse kui ajalise trendi osas, kuid Leedus on palgatasemed ligikaudu kahekordse volatiilsusega (joonised THI ja sissetulekute trendide kohta on toodud lisas 1 ja 2, vastavalt). Leedu palgatasemete erinevus tuleneb peamiselt asjaolust, et viimase majanduskasvu ajal (enne 2008. aasta majanduslangust) oli Leedu palgatase tunduvalt madalam Eesti ja Läti palgatasemest, kuid tegi 2019. aasta alguses hüppelise kasvu ning ületab viimaste aastate jooksul nii Eesti kui Läti palgatasemeid.

Kodulaenu intressimäärade puhul on näha, et intressimäärad olnud igas riigis üsnagi võrreldavad vaadeldud perioodil, olles seejuures Lätis kõige volatiilsemad ja kõrgemad (joonis intressimäärade trendide kohta toodud lisas 3). See aga on samuti mitteootuspärane, kuna teooriale tuginedes peaks kõrgem intressimäär soodustama kinnisvarahindade langust ning üürituru kasvanud nõudluse tagajärel pigem soodustama üürihindade kasvu. Vaadates aga perioodi trende, siis Läti kõrgem kinnisvarahind ning intress pärinevad 2008. aasta majanduskriisi eelsest ajast ning kõrgemad intressimäärad mitte ei ole tinginud kinnisvarahindade kasvu vaid tõsteti niivõrd kõrgeks just kinnisvarahindade kasvu piiramiseks. Kõigi kolme riigi puhul on samuti näha, et viimase 10 aasta tunduvalt madalam kodulaenude intressimäär (olles alla 3%) on soodustanud pidevat kinnisvarahindade kasvu. Keerulisem on aga täheldada intressimäärade ja rendihinnaindeksite

omavahelist mõju, kuna Läti puhul ei ole intressimäärade trend oluliselt erinenud Eesti ja Leedu omast, samas üürihinnaindeksite madalam tase ning erinevus Eesti ja Leedu indekseid trendist sama perioodi vältel on küllaltki märkimisväärne.

15-aastaste ning vanemate inimeste arv kolmes riigis ei ole vaatlusperioodi vältel väga märkimisväärselt muutunud (joonis rahvastiku arvu trendide kohta toodud lisas 4). Eestis on rahvastiku arv pea terve perioodi vältel stabiilsena püsinud, samas kui Läti ja Leedu puhul on perioodi vältel toimunud pidev langus. Tulenevalt stabiilsusest on kirjeldava statistika ning aegridade trendide alusel võimalik vähe järeldusi teha seosest kinnisvara- ja üürihindadega. Võrreldes aga EL-19 ning USA aktsiahinnaindeksit on näha, et kui viimase 10 ning eriti 5 aasta vältel on THI'ga ning valuutakursiga korrigeeritud indeksid regioonide puhul üsna võrreldavad, olles samas suurusjärgus ning trendiga, siis varasemal perioodil olid EL-19 aktsiahinnaindeksid märkimisväärselt kõrgemad kui USA aktsiahinnaindeksid, omades siiski sama trendi (joonis EL-19 ja USA aktsiahinnaindekite trendide kohta toodud lisas 5). Kuna aegridade trendid ehk aktsiahinnaindeksite kasvud ja langused on mõlemal juhul samad, siis on näha, et investoritel on vabadus mõlemal turul investeerida, mis viib hinnamuutused turgudel tasakaalu. Tasemete erinevus varasemal perioodil näitab aga täiendava riski eest oodatavat tulu, kuna EL-19 riikide hulgas on riike, kes ei olnud siis veel Euroopa Liiduga ning euroga liitunud. Perioodil, kus riigid kuuluvad liitu, kus valitseb sama valuuta ning mis annab investoritele täiendavat kindlust riigi finantsvõimekuse ja stabiilsuse kohta, on ka USA ja EL aktsiahinnaindeksid võrdsemad.

### **2.3. Empiiriline mudel**

Eelnevas kinnisvara- ja üürihindasid käsitlevas empiirilises kirjanduses on kasutatud Granger'i kausaalsuse mudelit, harilikku vähimruutude (OLS) meetodit, veparandusmudeleid (ECM ja VECM) ning ARDL (Autoregressive distributed lag) ja NARDL (Non-linear autoregressive distributed lag) mudeleid. Antud tööd on uurimusküsimustele vastamiseks plaanitud viia läbi andmete kointegratsiooni testimine piiride testiga (Peresan *et al.* (2001) F-Bounds test) ning seejärel hinnata majandusnäitajate olulisust ARDL mudeliga, mis võimaldab testida nii lühi- kui pikaajalisi seoseid, erinevalt Granger'i kausaalsuse mudelist, mis võimaldab testida vaid lühiajalist mõju ning seades andmetele vähem eeldusi kui tavapärase hariliku vähimruutude meetod (OLS) ning veparandusmudelid (ECM ja VECM). Andmete statsionaarsuse kontrollimiseks viiakse eelnevalt läbi ühikjuure (ADF) testid. Selleks, et mudelite tulemuste tõlgendamist parandada, on

kõik kasutatud majandusnäitajad, peale intressimäära, analüüsi kaasatud logaritmitud kujul. Selliselt väljendavad saadud koefitsendid üürihinnaindeksi elastsust majandusnäitajate muutustele.

Analüüsis kasutatakse piiride testi, sest see on teiste kointegratsiooni testimise meetoditega võrreldes efektiivsem ja stabiilsem väiksemate valimite puhul. Erinevalt teistest kointegratsiooni testimise meetoditest ei eelda Peresan *et al.* (2001) piiride testi meetod, et kõik näitajad oleks 1. järku diferentsitud vaid piiride testi puhul võivad osad näitajad olla diferentsimata (ehk 0. järku diferentsitud) ning osad näitajad 1. järku diferentsitud. Seega seni kuni näitajad ei ole 2. järku diferentsitud, mis vastab tõele enamike makromajandusnäitajate puhul, on võimalik eelnimetatud mudelit rakendada. Viimase eelduse paikapidavuse kontrollimiseks viiakse analüüsis majandusnäitajatega esmalt läbi ADF (augmented Dickey-Fuller) ühikjuure test, et valideerida piiride testi eeldust. Eelnevast tulenevalt võib analüüsis hinnatud ARDL mudelit avaldada kujul:

$$\Delta \ln RHI_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \ln RHI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta \ln KVI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{3i} \Delta \ln THI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{4i} \Delta \ln INT_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{5i} \Delta \ln AHI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{6i} \Delta \ln INC_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{7i} \Delta \ln POP_{t-i} - \beta_8 ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kus

$\ln$  – naturaallõgaritm,

RHI – reaalne üürihinnaindeks,

KVI – reaalne kinnisvarahinnaindeks,

THI – tarbijahinnaindeks,

INT – kodulaenu intressimäär riigis,

AHI – EL-10 aktsiahinnaindeks või USA aktsiahinnaindeks, eraldi komponentidena,

INC – keskmine reaalne sissetulek eurodes,

POP – 15. aastaste ja vanema rahvastiku arv tuhandetes,

$\Delta$  – majandusnäitaja diferents ehk muutus võrreldes eelmise perioodiga,

$\alpha$  – konstant,

$t$  – vaatlusalune periood,

$i$  – viitaja number, kus  $i=1, 2, 3 \dots n$ ,

$\beta_1$  – esimest järku diferentsitud sõltuva muutuva viitaegade ehk eelmiste perioodide väärtuste koefitsient, mis kujutab majandusnäitaja püsivust ajas,

$\beta_{2,3,4,5,6,7}$  – esimest järku diferentsitud näitajate koefitsendid, mis kujutavad majandusnäitajate lühiajalist mõju üürihindadele,

ECT – veaparandusliige ehk viitajaga kointegratsioonivõrrand,

$\beta_8$  – veaparandusliikme koefitsient, mis kujutab sõltuva muutuja tasakaalulise tasemeni jõudmise kiirust,

$\varepsilon$  - jääkliige.

Seejuures võib veaparandusliiget avaldada kujul:

$$ECT_{t-1} = \ln RHI_{t-1} - (\beta_8 \ln RHI_{t-1} + \beta_9 \ln KVI_{t-1} + \beta_{10} \ln THI_{t-1} + \beta_{11} \ln INT_{t-1} + \beta_{12} \ln AHI_{t-1} + \beta_{13} \ln INC_{t-1} + \beta_{14} \ln POP_{t-1}) \quad (2)$$

kus

$\beta_{8,9,10,11,12,13,14}$  – diferentsimata viitajaga näitajate koefitsendid.

Mudelis kasutatava optimaalse viitaja leidmiseks on kasutatud Schwarz'i informatsioonikriteeriumit (SIC). Analüüsi tulemuste sobivust valideeritakse jääkliikmete kontrolltestidega, milleks on jääkliikmete aegridade korrelatsiooni test, heteroskedastiivsuse test ning normaaljaotuse test. Samuti testitakse mudelite funktsionaalse kuju korrektsust. Peresan *et al.* (2001) piiride testi meetodi puhul võrreldakse saadud F-statistikut Peresan *et al.* (2001) poolt pakutud ülemise ning alumise piirväärtusega, kus ülemine piirväärtus on leitud eeldusel, et kõik näitajad on 1. järku diferentsitud ning alumine piirväärtus on leitud eeldusel, et kõik näitajad on diferentsimata. Ülemist piirväärtust saab kasutada ka juhul, kui näitajad on erineval tasemel diferentsitud ehk erinevate majandusnäitajate puhul eksisteerib kombinatsioon I(0) ja I(1) vahel. Juhul kui testiga leitud F-statistik ületab ülemist piirväärtust, siis võib tagasi lükata null hüpoteesi, milleks on kointegratsiooni puudumine. Kui leitud F-statistik on väiksem kui alumine piirväärtus, siis võib null hüpoteesi vastu võtta ning juhul kui F-statistik jääb alumise ja ülemise piirväärtuse vahemikku, ei saa null hüpoteesi ei vastu võtta ega tagasi lükata.

### **3. TULEMUSED JA ARUTELU**

Esimeses töö osas kirjeldatud teooria paikapidavust, tuginedes teises osas kirjeldatud andmetele (kus kõik näitajad peale THI ja intressimäära on korrigeeritud THI-ga ning kõik näitajad peale intressimäära on logaritmitud kujul) ja mudelitele, kontrollitakse antud peatükis, kus tuuakse välja mudelite ja kontrolltestide tulemused ning antakse hinnang ja selgitus võimalikele tulemuste põhjendustele. Analüüsides andmeid ARDL mudeliga viib autor esmalt läbi majandusnäitajatele ADF ühikjuure testid, et kinnitada näitajate statsionaarsust diferentsimata või 1. järku diferentsituna, mis on testi eelduseks. Seejärel viiakse läbi ARDL mudeli analüüs ning hinnatakse tulemuste sobivust kointegratsiooni olemasolu ning tuuakse välja lühi- ja pika perioodi parameetrite hinnangud seoste kirjeldamiseks ning viiakse läbi mudelite omaduste testimine.

#### **3.1. Ühikjuure kontroll ADF testiga**

Kuna ARDL mudeli eelduseks on, et andmed on statsionaarsed kas diferentsimata või 1. järku diferentsituna, siis viiakse esialgu läbi ADF ühikjuure test diferentsimata aegridadele ning nende aegridade puhul, mis ei ole statsionaarsed diferentsimata kujul viiakse lisaks läbi ADF ühikjuure test ka 1. järku diferentsitud aegridadele. ADF ühikjuure testid nii diferentsimata kui 1. järku diferentsitud aegridadele ainult konstandiga (ilma trendita) ning ilma konstandita on toodud vastavalt lisa 6 ja tabelis 2.

Vastavalt testi tulemustele lisa 6 on näha, et Läti riigi aegridade puhul on ainult rahvastiku arv statsionaarne diferentsimata (konstandiga) kujul. Eesti ning Leedu riigi aegridade puhul ei ole ükski aegrida diferentsimata kujul statsionaarne. Nendele aegridade sobivuse kontrollimiseks, mille puhul diferentsimata kujul ei ole tegemist statsionaarsete aegridadega, on viidud läbi ADF test ka 1. järku diferentsitud aegridadele, mille tulemused on toodud tabelis 2.

Tabel 2. ADF ühikjuure testi tulemused – 1. järku diferentsitud aegread

Muutuja	Ilma konstandi ja trendita		Konstandiga, ilma trendita	
	p-väärtus	k	p-väärtus	k
EE_RHI	0,0002	0	<b>0,0046</b>	<b>0</b>
EE_KVI	0,0000	0	<b>0,0011</b>	<b>0</b>
EE_THI	0,1592	0	0,2812	0
EE_INC	0,0000	0	<b>0,0000</b>	<b>0</b>
EE_INT	0,0000	1	<b>0,0009</b>	<b>1</b>
EE_POP	0,3528	0	0,9215	0
EE_EL19_AHI	0,0000	0	<b>0,0001</b>	<b>0</b>
EE_USA_AHI	0,0000	0	<b>0,0001</b>	<b>0</b>
LV_RHI	0,0001	0	<b>0,0015</b>	<b>0</b>
LV_KVI	0,0001	0	<b>0,0014</b>	<b>0</b>
LV_THI	0,2018	7	0,0879	5
LV_INC	0,0000	0	<b>0,0000</b>	<b>0</b>
LV_INT	0,0015	0	<b>0,0225</b>	<b>0</b>
LV_POP	0,4986	8	0,5594	8
LV_EL19_AHI	0,0000	1	<b>0,0004</b>	<b>1</b>
LV_USA_AHI	0,0000	0	<b>0,0002</b>	<b>0</b>
LT_RHI	0,0009	0	<b>0,0122</b>	<b>0</b>
LT_KVI	0,0000	0	<b>0,0009</b>	<b>0</b>
LT_THI	0,4615	4	0,2537	5
LT_INC	0,0000	0	<b>0,0000</b>	<b>0</b>
LT_INT	0,0000	1	<b>0,0003</b>	<b>1</b>
LT_POP	0,2592	0	0,6868	8
LT_EL19_AHI	0,0000	1	<b>0,0002</b>	<b>1</b>
LT_USA_AHI	0,0000	0	<b>0,0001</b>	<b>0</b>

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Märkused:

1. Kus k tähistab viitaegade arvu.
2. Kõik näitajad peale THI ja intressimäära on korrigeeritud THI-ga ning kõik näitajad peale intressimäära on logaritmitud kujul.

1. järku diferentsitud aegridade puhul on näha, et kõigi kolme riigi järeldused on samad – aegread on stationaarsed ehk ilma ühikjuureta nii konstandiga kui konstandita kõikide näitajate puhul peale

rahvastiku arvu ning THI. Tulemused on mõnevõrra ootamatud, kuna võiks eeldada, et kõik makromajanduslikud näitajad peaksid olema kas diferentsimata või 1. järku diferentsituna statsionaarsed. Üheks võimalikuks põhjuseks, miks ADF test tuvastab ühikjuurt 1. järku diferentsitud aegreal on struktuurne nihe. THI aegridade joonistelt on näha, et viimase aasta-kahe jooksul on toimunud igas riigis märkimisväärselt suurem tõus, mis ei vasta keskmisele trendile. Määrates ADF testi perioodiks Q1 2006 kuni Q4 2020 on nii Eesti kui Läti puhul 1. järku diferentsitud THI aegrida statsionaarne, Leedu puhul aga püsib ühikjuure probleem. Samuti ei muutu ka sellisel juhul statsionaarseks rahvastiku arv, mis samuti igas riigis logaritmitud kujul viimaste aastate jooksul kasvutrendi näitab.

### **3.2. ARDL mudeli analüüs**

Varasem empiiriline kirjandus üürihindade kohta ei ole ARDL mudelit kasutanud, mille üheks põhjuseks on asjaolu, et tuvastamiseks mitme majandusnäitajaga mudeli puhul nii pika- kui lühiajalisi seoseid, on vaja suuremat vaatluste arvu. Tulenevalt eelnevast, asjaolust, et nii rahvastiku arv kui THI on vaatlusperioodi vältel mittestatsionaarsed nii diferentsimata kui 1. järku diferentsitud kujul ning EL-19 ja USA aktsiahinnaindeksite omavahelisest sõltuvusest, mis tekitaks mõlemat indeksit korraga mudelisse kaasates multikollineaarsuse probleemi, on antud töös alustatud peamise huviobjekti ehk kinnisvarahinnaindeksi (KVI) lisamisest mudelisse ning seejärel lisatud ükshaaval juurde näitajaid, mis vastavalt teooriale üürihindasid kõige rohkem mõjutama peaksid.

ARDL mudeli analüüsimisel lisatakse kõigepealt nii trend kui konstant, kontrollimaks, kas tegemist on statistiliselt oluliste komponentidega. Juhul kui ainult trend või ainult konstant on statistiliselt oluline, lisatakse mudelisse ainult trend või ainult konstant ning kui kumbki ei ole statistiliselt oluline, siis ei lisata kumbagi mudelisse. Sobivate viitaegade leidmiseks kasutatakse ARDL mudeli läbiviimisel Schwarz'i informatsioonikriteerimit (SIC, samuti tuntud Bayesian'i informatsioonikriteeriumi ehk BIC-ina), kuna SIC puhul lisatakse mudelisse rangemate kriteeriumite tõttu vähem viitaegasid kui Akaike informatsioonikriteeriumi (AIC) puhul, mis on eelistatud juhul, kus erinevaid sõltumatuid muutujaid, mida mudelisse lisatakse, on mitmeid ning vaatluste arv ei ole niivõrd suur. SIC alusel automaatselt mudelisse lisatud viitaegade arv kvartaalsete andmete puhul on 4 viitaega nii sõltuva kui sõltumatute muutujate puhul. Esmased



tulemused ARDL mudeli tulemustest iga riigi kohta, kus sõltumatu muutujana on kasutatud vaid kinnisvarahinnaindeksit, on toodud tabelis 3.

Tabel 3. ARDL mudeli tulemused – sõltumatu muutujana ainult KVI

	Eesti	Läti	Leedu
KVI	0,3094	0,8977***	0,9704***
ECT	-0,0621***	-0,0066	-0,0330**
ARDL spetsifikatsioon	ARDL(4,2)	ARDL(2,1)	ARDL(2,1)
Konstant (c)/trend (t)	c***	-	-
F-statistik (piiride test)	5,3892*	0,3216	2,1994

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Märkused:

1. Kõik näitajad peale THI ja intressimäära on korrigeeritud THI-ga ning kõik näitajad peale intressimäära on logaritmitud kujul.
2. \*, \*\*, \*\*\* tähistavad statistilist olulisust nivoodel  $\alpha=0,10$ ,  $\alpha=0,05$  ning  $\alpha=0,01$ , vastavalt.
3. ARDL spetsifikatsiooni puhul on järjestatud ARDL( $p, q_1, q_2, \dots, q_n$ ) sõltumatule muutujale vastav viitaegade arv  $q_n$  samas järjekorras nagu on reastatud muutujate olulisuse tõenäosused (esimeses reas olevale muutujale vastab  $q_1$ , teisele  $q_2$  jne).

Tabelis 3 toodud mudeli tulemustest, kus kaasatud on vaid KVI, on näha, et ühegi riigi puhul ei ole tegemist pikaajaliselt statistiliselt olulise seosega, kuna näitajate vahel puudub vastavalt piiride testi tulemusele kointegratsioon. Pikaajaliste seoste leidmiseks võib mudelisse lisada täiendavaid näitajaid, sest mudeli statistiline ebaolulisus võib olla tingitud muude oluliste näitajate puudumisest mudelis. Kuna KVI on antud töö peamiselt sõltumatuks muutujaks, siis jäetakse järgmiste mudelite puhul KVI endiselt mudelisse ning lisatakse järjest järgmiseid majandusnäitajaid, mis teooriale tuginedes peaksid enim üürihindasid mõjutama.

Vastavalt teooriale mõjutab kodumajapidamiste otsust kodu soetamise ja üürimise vahel sissetulek ning kodulaenu intressimäär, mis määravad kodumajapidamiste võimekust saada koduostuks pangalt kodulaenu ning seda laenu teenindada. Sissetulek ning kodulaenuintress mõjutavad ka investorite otsuseid, kuna määravad ära rahalised võimalused investeringute tegemiseks aga ka investeringu kulukuse kinnisavara ostul kodulaenuga. Seetõttu on järgmisena mudelisse lisatud mõlemad eelnimetatud näitajad, kuid tuvastamaks kummagi lisatud näitaja mõju KVI olulisusele mudelis, on töö autor võrrelnud tulemusi ka mõlemat näitajat mudelisse kordamööda ükshaaval

lisades. Mudelite tulemused, kus mõlemad täiendavad näitajad on mudelisse lisatud, on toodud tabelis 4.

Tabel 4. ARDL mudeli tulemused – sõltumatu muutujana KVI, INT ja INC

	Eesti	Läti	Leedu
KVI	0,3899*	-5,4472	1,2044**
INT	-0,0820***	1,0252	-0,1339**
INC	0,3759***	6,9715	-0,0956
ECT	-0,1428***	-0,0416***	-0,0886***
ARDL spetsifikatsioon	ARDL(4,1,2,0)	ARDL(1,3,0,0)	ARDL(2,0,1,0)
Konstant (c)/trend (t)	-	c***	-
F-statistik	5,7739***	8,0848***	3,7746**

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Märkused:

1. Kõik näitajad peale THI ja intressimäära on korrigeeritud THI-ga ning kõik näitajad peale intressimäära on logaritmitud kujul
2. \*, \*\*, \*\*\* tähistavad statistilist olulisust nivoodel  $\alpha=0,10$ ,  $\alpha=0,05$  ning  $\alpha=0,01$ , vastavalt.
3. ARDL spetsifikatsiooni puhul on järjestatud ARDL( $p, q_1, q_2, \dots, q_n$ ) sõltumatule muutujale vastav viitaegade arv  $q_n$  samas järjekorras nagu on reastatud muutujate olulisuse tõenäosused (esimeses reas olevale muutujale vastab  $q_1$ , teisele  $q_2$  jne).

Tulemustest on näha, et ühegi riigi puhul ei sobi mudel esitletud kujul, kuna esineb vähemalt 1 näitaja, mis ei ole statistiliselt oluline nivool 0,05. Lisades intressi ning sissetulekut kordamööda ning ükshaaval selgub, et kui KVI-le lisada juurde vaid sissetulek, siis Eesti ja Läti puhul oli sissetulek ise statistiliselt oluline, kuid KVI mitte ning Leedu puhul oli tulemus vastupidine – KVI muutus statistiliselt oluliseks, kuid sissetulek oli statistiliselt ebaoluline. Lisades KVI-le juurde vaid intressi, muutub iga riigi puhul KVI statistiliselt oluliseks. Statistiliselt oluline on viimasel juhul ka intress ise Eesti ja Leedu puhul, kuid Läti puhul mitte.

Töö autori poolt on läbi proovitud ka mudelid, kus kolmele eelnevalt nimetatud teoreetiliselt kõige olulisemale näitajale on lisatud juurde kordamööda nii EL-19 kui USA aktsiahinnaindeksid (AHI). Lisades mudelisse lisaks KVI-le, intressile ning sissetulekule EL-19 AHI, on igas riigis statistiliselt ebaoluline nii EL-19 AHI ise kui ka KVI. Lisades mudelisse EL-19 AHI asemel aga USA AHI, muutuvad Eesti puhul kõik neli näitajat statistiliselt oluliseks, samas kui Läti ja Leedu puhul on AHI ise statistiliselt ebaoluline ning statistiliselt ebaoluliseks muutub Leedu puhul muuhulgas ka KVI. USA AHI lisamisel mudelisse muudab ka iga riigi puhul KVI koefitsendi märgi negatiivseks,

mis on vastuolus teooria ja ootusega. Viimast on täheldatud ka kasinas eelnevas empiirilises kirjanduses Balti riikide kohta, kus Rákosníková (2020) täheldas, et kinnisvarahindade ja üürihindade vahel esines negatiivne seos, mille võimalike põhjendustena tõi autor välja Balti riikide kinnisvara omamise kõrge määra ning üürituru arengu madala taseme, mille tõttu kinnisvara- ja üüriturud ei käitu vastavalt üldtuntud teooriale. Lisaks võib negatiivset seost tingida antud töö esimeses osas välja toodud tõsiasi, et Balti riikides on kodulaenude intressimäärad olnud võrdlemisi madalad samas kui kinnisvarahindade puhul on oodatud suuremat hinnakasvu, mis on soodustanud inimese investeerima kinnisvarasse. Kinnisvarahindade languse puhul võivad aga kodumajapidamised ja investorid olla kartlikumad kinnisvara soetada, mistõttu väheneb nõudlus kinnisvaraturul, kuid suureneb nõudlus (ja potentsiaalselt väheneb pakkumine) üüriturul.

Lõpliku mudeli valimiseks võetakse aluseks andmestik, kus on mõlemad aktsiahinnaindeksid, kuid kaasatud ei ole THI ning rahvastiku arv, mis ei vasta ühikjuure probleemi tõttu mudeli eeldustele. Valimaks, millised näitajad jäävad viimasesse valitud mudelisse pikaajalisena, eemaldatakse ükshaaval näitajad ning lisatakse nad mudelisse vaid lühiajaliste muutujatena. Kui näitajad on statistiliselt ebaolulised ka lühiajaliste näitajatena, eemaldatakse nad mudelist. Lõpliku valitud mudeli pika-ajalise perioodi dünaamika on tabelis 5 ja lühikese perioodi dünaamika tabelis 6<sup>1</sup>.

Tabel 5. ARDL mudeli tulemused – lõplikud mudelid, pika perioodi dünaamika

	Eesti	Läti	Leedu
KVI	0,6864**	-	1,1524**
INT	0,1378**	-	-0,1339**
INC	-3,0064***	0,8525***	-
USA_AHI	0,6792**	-	-
ECT	-0,2065***	-0,1439***	-0,0958***
ARDL spetsifikatsioon	ARDL(1,0,0,3,0)	ARDL(1,3)	ARDL(2,0,0)
Konstant (c)/trend (t)	c***, t***	-	-
F-statistik	22,95554***	5,2561**	5,5869***

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Märkused:

1. Kõik näitajad peale THI ja intressimäära on korrigeeritud THI-ga ning kõik näitajad peale intressimäära on logaritmitud kujul

<sup>1</sup> Eesti ja Läti puhul on esitletud HAC kovariatsioonimaatriksiga korrigeeritud mudelit, tulenevalt peatükis 3.3. jääkliikmete heteroskedastiivsuse testi tulemustest.

2. \*, \*\*, \*\*\* tähistavad statistilist olulisust nivoodel  $\alpha=0,10$ ,  $\alpha=0,05$  ning  $\alpha=0,01$ , vastavalt.
3. ARDL spetsifikatsiooni puhul on järjestatud ARDL( $p, q_1, q_2, \dots, q_n$ ) sõltumatule muutujale vastav viitaegade arv  $q_n$  samas järjekorras nagu on reastatud muutujate olulisuse tõenäosused (esimeses reas olevale muutujale vastab  $q_1$ , teisele  $q_2$  jne).

Erinevate võimalike mudelite hindamisel selgus, et vaid Eesti mudelis on pika perioodi dünaamika puhul statistiliselt oluline USA AHI, kuid mitte Läti ja Leedu puhul. EL-19 AHI aga ei ole ühegi riigi puhul mudelis statistiliselt oluline ei pika- ega lühiajalise dünaamika puhul. Olles investorite vaatest üks peamiseid kinnisvara- ja üüriturule sisenemise mõjutajatest, eriti just madalate intresside keskkonnas, kus võlakirjad ei ole atraktiivne alternatiiv, on tulemused küllaltki ootamatud ning ei ole kooskõlas eelneva empiirilise kirjandusega, kus on leitud olulisi seoseid aktsiahinnaindeksite ning kinnisvara- aga ka üürihindadega.

Tabel 6. ARDL mudeli tulemused – lõplikud mudelid, lühikese perioodi dünaamika

	Eesti	Läti	Leedu
Konstant	4,3560***	-	-
Trend	0,0052***	-	-
d(RHI <sub>t-1</sub> )	-	-	0,5771***
d(INT)	-	0,0179***	-
d(INC)	-	0,5621***	-0,0060***
d(INC <sub>t-1</sub> )	0,4011***	0,3975***	-
d(INC <sub>t-2</sub> )	0,3057***	0,2065***	-
d(KVI)	-	-0,0807***	-
R <sup>2</sup>	73,53%	70,97%	58,40%

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Märkused:

1. Kõik näitajad peale THI ja intressimäära on korrigeeritud THI-ga ning kõik näitajad peale intressimäära on logaritmitud kujul
2. \*, \*\*, \*\*\* tähistavad statistilist olulisust nivoodel  $\alpha=0,10$ ,  $\alpha=0,05$  ning  $\alpha=0,01$ , vastavalt.

Sobivad mudelid ning tulemused riikide lõikes on küllaltki erinevad. Mitte ainult ei erine mudelitesse kaasatud statistiliselt olulised näitajad, vaid ka nende seose tugevus ning suund. Valdavalt on siiski näitajatel üsna oluline seos üürihindadega. Eesti ja Leedu puhul viitab pikaajalises võrrandis 1%-line KVI muutus vastavalt 0,69%-list ning 1,15%-list samasuunalist muutust RHI-s. Samas kui Läti lühiajalises võrrandis viitab KVI 1%-line muutus samal perioodil RHI vastupidist muutust 0,08% võrra. Intressimäärade puhul viitab pikaajalises võrrandis intressimäära muutus 1% võrra Eesti ja Leedu puhul vastavalt 0,14%-list ning 0,13%-list muutust

RHI-s, kuid muutuse suund on riikide puhul erinev. Läti puhul jällegi on seos vaid lühiajaline ning märksa tagasihoidlikum, olles 0,02% ning positiivne. Sissetulekute puhul võib täheldada lühiajalist tugevat positiivset seost üürihindadega Eesti ja Läti puhul. Seos on tugevalt positiivne ka Läti pikaajalise mudeli puhul. Mitteenootuspäraselt on aga Eesti pikaajalise mudeli puhul tugevalt negatiivne seos. Nii intresside kui sissetuleku koefitsientide märgid muutusid AHI lisamisel mudelisse, mis viitab, et tulemused ei ole robustsed. Veaparendusliikmete märgid on iga riigi puhul ootuspärased, seejuures saab tulemustest järeldada, et RHI tasakaalulisest tasemest kõrvalekaldumine korrigeerub järgmise perioodi ehk ühe kvartali jooksul vastavalt 20,65% Eestis, 14,39% Lätis ning 9,58% Leedus. Lõplike valitud mudelite sobivuse valideerimiseks on järgnevalt läbi viidud mudelite omaduste testimine, mille järel on esitletud täiendav mudelite tõlgendamine ning järeldused.

### 3.3. Mudelite omaduste testimine

Esmalt on läbi viidud kõikide riikide lõplike mudelite jääkliikmete aegridade korrelatsiooni testimine Breusch-Godfrey testiga, mille null hüpoteesiks on, et jääkliikmete aegridadel puudub korrelatsioon. Testi tulemused on toodud tabelis 7.

Tabel 7. Jääkliikmete aegridade korrelatsiooni testimine

	Eesti	Läti	Leedu
p-väärtus	0,1583	0,3412	0,4210

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Tulemustest on näha, et võime iga riigi mudeli puhul olulisuse nivool 0,01 järeldada, et saab vastu võtta nullhüpoteesi ning jääkliikmete aegridade puhul puudub korrelatsioon ehk mudelid on kontrolltesti positiivselt läbinud. Järgnevalt on viidud läbi kontrolltestid jääkliikmete aegridade heteroskedastiivsuse testimiseks Breusch-Pagan-Godfre testiga, mille null hüpoteesiks on, et jääkliikmed on homoskedastiivsed. Testi tulemused on toodud tabelis 8.

Tabel 8. Jääkliikmete aegridade heteroskedastiivsuse testimine

	Eesti	Läti	Leedu
p-väärtus	0,0059	0,0091	0,5599

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Tulemustest on näha, et võime Leedu puhul olulisuse nivool 0,01 järeldada, et saab vastu võtta nullhüpoteesi ja jääkliikmete aegread on homoskedastiivsed ehk mudelid on kontrolltesti positiivselt läbinud. Küll aga esineb nii Eesti kui Läti mudelite jääkliikmete aegride puhul heteroskedastiivsuse probleem, mis viib ebaefektiivsete koefitsentide hinnanguni. Heteroskedastiivsuse probleemi lahendamiseks on mudeleid korrigeeritud HAC kovariatsioonimaatriksiga, mis korrigeerib mudeli sõltumatute näitajate koefitsentidele arvatud testistatistikute väärtuseid. Järgnevalt viiakse läbi kontrolltestid jääkliikmete aegride normaaljaotuse testimiseks Jarque-Bera testiga, mille null hüpoteesiks on, et jääkliikmed on normaaljaotusega. Testi tulemused on toodud tabelis 9.

Tabel 9. Jääkliikmete aegride normaaljaotuse testimine

	Eesti	Läti	Leedu
p-väärtus	0,1554	0,0978	0,5403

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Tulemustest on näha, et võime Eesti ja Leedu puhul olulisuse nivool 0,01 ning Läti puhul olulisuse nivool 0,05 järeldada, et saab vastu võtta nullhüpoteesi ning mudeli jääkliikmete aegread on normaaljaotusega ehk mudelid on kontrolltesti positiivselt läbinud. Viimasena viiakse läbi kontrolltestid mudeli funktsionaalse kuju kontrollimine Ramsey RESET testiga, mille null hüpoteesiks on, et mudeli funktsionaalne kuju on korrektne. Testi tulemused on toodud tabelis 10.

Tabel 10. Mudelite funktsionaalse kuju kontrollimine

	Eesti	Läti	Leedu
p-väärtus	0,1203	0,6243	0,3860

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Tulemustest on näha, et võime iga riigi mudeli puhul olulisuse nivool 0,01 järeldada, et saab vastu võtta nullhüpoteesi ning mudelite funktsionaalne kuju on korrektne ehk mudelid on kontrolltesti positiivselt läbinud. Kuna kõik mudelid on positiivselt läbinud kõik testid peale jääkliikmete

aegridade heteroskedastiivsuse testi Eesti ja Läti puhul, mille lahendamiseks on mudelid korrigeeritud HAC kovariatsioonimaatriksiga, siis on võimalik mudeli tulemuste põhjal teha järeldusi üürihindade seoste kohta testitud majandusnäitajatega.

### **3.4. Mudelite tulemuste järeldused ja arutelu**

Vaadeldes kõikide mudelite tulemust, on selge, et esmase mudeli puhul, kus sõltumatu muutujana oli lisatud vaid KVI, oli mudeli statistiline ebaolulisus tingitud oluliste muude majandusnäitajate puudumisest mudelis. Kuna mitmed majandusnäitajad omavad vastavalt teooriale olulist mõju kinnisvarahindadele ning üürihindadele kas otseselt või läbi kinnisvarahindade, on mõistlik, et kinnisvarahinnad ja nende muutus eraldiseisvalt ei määra ära tuleviku üürihindade taset. Lisades mudelisse juurde sissetuleku ja/või intressi, esineb ka statistiliselt olulisi näitajaid. Seejuures muutub KVI statistiliselt oluliseks iga riigi puhul kui lisada mudelisse vaid kodulaenu intress ning Leedu puhul ka juhul kui lisada juurde vaid sissetulek. Küll aga ei olnud ühelgi juhul kõik pikaajalise mõjutajana mudelisse lisatud näitajad statistiliselt olulised. Lisaks ei olnud mudeliga leitud koefitsientide märgid erinevates mudelites ning riikide lõikes samad ja vastavuses teooriaga. Sellest lähtuvalt võib järeldada, et mudelist võib puudu olla veel mõni oluline komponent või puudub teatud majandusnäitajate puhul pikaajaline seos üürihindadega ning eksisteerib vaid lühiajaline seos. Ka KVI nõrga eksogeensuse eeldus ei ole täidetud ja sellest võib olla tingitud tulemuste tundlikkus – mudeli teised näitajad on ka KVI-d mõjutavad tegurid.

Täiendades mudeleid ka aktsiahinnaindeksitega ning lisades pikajaalises mudelis statistiliselt ebaolulisi näitajaid vaid lühiajalisse (eeldusel, et nad lühiajalises mudelis on statistiliselt olulised), selgus, et aktsiahinnaindeksid olid lõplikes mudelites olulised vaid Eestis ning ainult USA aktsiahinnaindeksite korral. Läti ja Leedu puhul ei olnud kumbki aktsiahinnaindeks statistiliselt oluline ei pika-ajalises ega ka lühiajalises mudelis. Selline tulemus on suuresti ootamatu, kuna nii vastavalt teooriale kui eelnevale empiirilisele kirjandusele peaksid aktsiahinnamuutused kui investorite alternatiivne tulusus mõjutama nii kinnisvarahindasid kui üürihindasid tulenevalt kinnisvaraturu nõudluse ja pakkumise muutustest ning üürituru pakkumise muutustest aga ka läbi kinnisvarahinna muutuste üürituru nõudlust (Chambers *et al.*, 2021; Jorda *et al.* (2019). Tulemust võib seletada Balti riikide kodumajapidamiste keskmisest kõrgem huvi kinnisvaraturu vastu nii elaniku kui investorina (Kulikauskas, 2015; Andrews ja Sanchez, 2011), mistõttu aktsiahindade

muutus eraldiseisvalt ei avalda olulist mõju üürihindadele tulenevalt kodumajapidamiste eelistustest investeerida kinnisvarasse.

Lisaks eelnevas peatükis mainitule on antud töö vaatlusperioodil suures osas kehtinud madalad Euribori intressimäärad (Euribor rates, 2023), mille tõttu on madalad olnud ka mitte ainult kodulaenude intressimäärad, muutes kinnisvara ostu soodsamaks, vaid ka madalad võlakirjade intressimäärad, muutes võlakirjadesse investeerimise kinnisvaraga võrreldes vähem atraktiivseks. Mõlemad on põhjustanud suurenenud nõudlust kinnisvaraturul. Oma kodu omamise määra kasvades aga kahaneb nõudlus üüriturul, samal ajal kui suureneb investorite sisenemisel turule üürituru pakkumine. Tulenevalt üürituru väiksest suurusest Balti riikides ning sellest lähtuvast tundlikkusest nõudluse ja pakkumise muutustele võib eelnev selgitada, miks intressimääradel ning kinnisvarahindadel on antud töös analüüsitud riikides vaadeldaval perioodil olnud üürihindadel osade mudelite puhul positiivne seos intressimäärade puhul ning negatiivne seos kinnisvarahindade puhul. Mudelites, kus aga intressimäärade ja üürihindade vahel oli negatiivne seos, võib eeldada, et intressimäärade muutuse korral reageeris kinnisvaraturg oodatust tugevamalt, misõttu kinnisvara- ja üürituru turutasakaalu tingimusest lähtuvalt liikusid ka üürihinnad samas suunas kinnisvarahindadega ehk vastupidiselt intressimääradega.

Sissetulekute puhul on aga tulemused vastavalt teooriale ja ootustele Eesti ja Läti puhul, kus seos üürihindadega on igas mudelis positiivne, peale Eesti lõpliku mudeli pikaajalise dünaamika korral, viidates kodumajapidamiste ostujõu suurenemise tagajärjel ka üürihindade kasvule. Ootamatud on aga tulemused Eesti puhul, kus lõpliku mudeli pikaajaline seos on tugevalt negatiivne. Samas on sama mudeliga leitud lühiajalise dünaamikaga leitud seosed positiivsed, mis mõnevõrra pikaajalise dünaamika seoseid tasakaalustavad. Samuti on tulemused ootamatud Leedu puhul, kus igas mudelis selgus negatiivne seos, olgugi, et koefitsientide suurusjärgud olid väga väikesed ning teatud mudelite puhul statistiliselt ebaolulised, mis võib viidata pigem sissetulekute madalale otsesele seosele üürihindadega, sest üürihindade muutused on tugevamalt seotud muude majandusnäitajatega või kehtivad muud kaudsed mõjud. Negatiivse seose põhjenduseks võib olla sissetulekute ja ostujõu kasvamisel kodumajapidamiste suurem soov investeerida kinnisvarasse aga ka omale kodu osta (Sommer *et al.*, 2013; Rubaszek, 2019; Kulikauskas, 2016), mistõttu, sarnaselt intressimääradele, on võimalik, et suurenenud on üürituru pakkumine ning samal ajal vähenenud nõudlus, tuues endaga kaasa üürihindade languse.



Tulenevalt tulemuste robustsuse puudulikkusest ehk näitajate olulisuse ning koefitsentide ja nende märkide tundlikkusest täiendavate näitajate lisamisest mudelisse aga ka tulemuste erinevustest Balti riikide vahel, ei ole mõistlik saadud tulemusi tõlgendada kui majandusliku seose kinnitust ning tulemustesse tasuks suhtuda teatava ettevaatlikkusega. Vajalik oleks kindlasti edaspidistes uurimustes täiendavate testide läbiviimine pikema vaatlusperioodi kohta ning tulenevalt eelnevast empiirilisest kirjandusest oleks samuti mõistlik viia läbi lisaks ARDL mudelile ka NARDL mudeli analüüs. Seda seetõttu, et koefitsentide märgid võivad olla mitteootuspärased ning näitajad statistiliselt ebaolulised tulenevalt sõltumatute näitajate positiivsete ja negatiivsete muutuste erinevast mõjust üürihindadele, mida on kinnitanud ka eelnevad empiirilised uurimused kinnisvarahindade mõjutajate analüüsiga (Akpolat, 2022; Katrakilidis ja Trachanas, 2012).

## KOKKUVÕTE

Kinnisvara- ja üüriturgude efektiivne toimimine ning turutasakaalu paikapidamine ka reaalsuses on oluline seetõttu, et vaesemat elanikkonda, kellel puudub rahaline võimalus kinnisvara soetada, ei diskrimineeritaks ning nende elamiskulud ei oleks kodu omamiskuludega võrreldes suhteliselt kallimad. Vaatamata üürituru rolli olulisusele riigi kodumajapidamiste eluasemekulude hulgas on eelneva empiirilise kirjanduse raames peamiselt uuritud vaid kinnisvarahindasid ning neid mõjutavaid majandusnäitajaid, kuid oluliselt vähem on uuritud üürihindasid. Lisaks, on üürihindasid veel vähem uuritud Balti riikide näitel, kus kultuurilised ning institutsionaalsed eripärad eristavad turgu ülejäänud Euroopa riikidest (sh kinnisvara omamise määr ning riiklikult reguleeritud üüripindade puudumine). Samuti on viimaste aastate jooksul toimunud suuremad muutused majandusoludes, tulenevalt koroonaviirusest ning Vene-Ukraina sõjast, ning sellest tulenevalt ka kinnisvara- ja üüriturul, mis annab uude andmestiku kiirelt muutuvast majanduskeskkonnast.

Tulenevalt teooriast eksisteerib eeldus, et elamute kinnisvarahindade muutus mõjutab üürihindasid positiivselt, viies turud tasakaalu, kuna mõlema elamu variandi puhul peaksid kodumajapidamiste igakuised kulutused olema võrdsed, võttes arvesse tehingukulusid, intressimäärasid ning ülalpidamiskulusid. Samuti eeldavad investorid, võrreldes kinnisvarainvesteeringut muude alternatiivsete investeeringutega, üüriturule sisenemiseks/seal püsimiseks teatud tootlikkust, võttes samuti arvesse intressimäärasid ning püsikulusid. Eelnevast tulenevalt võib eeldada, et alternatiivsete investeeringute tootlusega, sh aktsiahindadega, esineb üürihindade puhul positiivne seos. Samuti, intresside kasvu korral väheneb nii investorite kui kodumajapidamiste poolne nõudlus kinnisvaraturul, alandades hindu. Ühelt poolt kui kinnisvarahinnad ei lange piisavalt, siis tõstavad investorid üürihindu, et säilitada oma tootlus, teiselt poolt aga suureneb kodumajapidamiste üüriturule suundumise tagajärjel nõudlus, mis samuti tõstab üürihindu. Seega on ootuspärane, et intresside ja üürihindade vahel esineb positiivne seos. Rahvastiku arvu suurenemisel aga on oodata, et kasvavad nii kinnisvara- kui üürihinnad, kuna suureneb nõudlus mõlemal turul. Ka sissetulekute suurenemisel on oodata nii kinnisvara- kui üürihindade kasvu, kuna suureneb kodumajapidamiste ostujõud.

Tuginedes eelnevale empiirilisele kirjandusele, on antud töös kõikide Balti riikide puhul kasutatud perioodi Q1 2006 kuni Q3 2022 kohta järgnevaid andmeid: üürihinnaindeks (RHI), kinnisvara hinnaindeks (KVI), tarbijahinnaindeks (THI), kodulaenu intressimäär, keskmine sissetulek töötava elaniku kohta, 15. aastaste ja vanemate elanike arv, USA aktsiahinnaindeks ja EL 19 riigi aktsiahinnaindeks, kus kõikide indeksite puhul 2015. aasta on baasaasta väärtusega 100. Leidmaks üürihindade ja kinnisvarahindade ning muude oluliste majandusnäitajate aegridade vahel lühi- ja pikaajalisi seoseid on läbi viidud andmete analüüs ARDL mudeliga. Mudelite analüüsid on läbi viidud alustades KVI'st ning lisades järjest juurde kõige olulisemaid majandusnäitajaid, leidmaks lõplikud mudelid, kus kõik kaasatud näitajad on kas pikajalises või lühiajalises mudelis olulised. Tulenevalt THI ja rahvastiku arvu aegridade mittevastavusest mudeli eeldustele (näitajad ei olnud 1. järku diferentsituna statsionaarsed), ei lisatud antud näitajaid mudelisse.

Sobivad mudelid ning tulemused riikide lõikes on küllaltki erinevad. Mitte ainult ei erine mudelitesse kaasatud statistiliselt olulised näitajad, vaid ka nende seose tugevus ning suund. Valdavalt on siiski näitajatel üsna oluline seos üürihindadega. Eesti ja Leedu puhul viitab pikaajalises võrrandis 1%-line KVI muutus vastavalt 0,69%-list ning 1,15%-list samasuunalist muutust RHI-s. Samas kui Läti lühiajalises võrrandis viitab KVI 1%-line muutus samal perioodil RHI vastupidist muutust 0,08% võrra. Intressimäärade puhul viitab pikaajalises võrrandis intressimäärade muutus 1% võrra Eesti ja Leedu puhul vastavalt 0,14%-list ning 0,13%-list muutust RHI-s, kuid muutuse suund on riikide puhul erinev. Läti puhul jällegi on seos vaid lühiajaline ning märksa tagasihoidlikum, olles 0,02% ning positiivne. Tulenevalt üürituru väiksest suurusest Balti riikides ning sellest lähtuvast tundlikkusest nõudluse ja pakkumise muutustele võib selgitada, miks intressimääradel ning kinnisvarahindadel on antud töös analüüsitud riikides vaadeldaval perioodil olnud üürihindadel osade mudelite puhul positiivne seos intressimäärade puhul ning negatiivne seos kinnisvarahindade puhul. Mudelites, kus aga intressimäärade ja üürihindade vahel oli negatiivne seos, võib eeldada, et intressimäärade muutuse korral reageeris kinnisvaraturg oodatust tugevamalt, misõttu kinnisvara- ja üürituru turutasakaalu tingimusest lähtuvalt liikusid ka üürihinnad samas suunas kinnisvarahindadega ehk vastupidiselt intressimääradega.

Sissetulekute puhul võib täheldada lühiajalist tugevat positiivset seost üürihindadega Eesti ja Läti puhul. Seos on tugevalt positiivne ka Läti pikaajalise võrrandi puhul, kuid mitteootuspäraselt on Eesti puhul sellel puhul tugevalt negatiivne seos. Samuti on tulemused ootamatud Leedu puhul, kus igas mudelis selgus negatiivne seos, kuigi koefitsientide suurusjärgud on väga väikesed ning

teatud mudelite puhul statistiliselt ebaolulised. Negatiivse seose põhjenduseks võib olla sissetulekute ja ostujõu kasvamisel kodumajapidamiste suurem soov investeerida kinnisvarasse aga ka omale kodu osta, mistõttu, sarnaselt intressimääradele, on võimalik, et suurenenud on üürituru pakkumine ning samal ajal vähenenud nõudlus, tuues endaga kaasa üürihindade languse. Aktsiahinnaindeksite poolest osutus oluliseks vaid USA aktsiahinnaindeks Eestis, kuid mitte EL-19 aktsiahinnaindeks ning Läti ja Leedu puhul ei osutunud kumbki aktsiahinnaindeks statistiliselt oluliseks. Ootamatut tulemust võib seletada Balti riikide kodumajapidamiste keskmisest kõrgem huvi kinnisvaraturu vastu nii elaniku kui investorina, mistõttu aktsiahindade muutus eraldiseisvalt ei avalda olulist mõju üürihindadele tulenevalt kodumajapidamiste eelistustest investeerida kinnisvarasse. Veaparandusliikmete märgid on iga riigi puhul ootuspärased, seejuures saab tulemustest järeldada, et RHI tasakaalulisest tasemest kõrvalekaldumine korrigeerub järgmise perioodi ehk ühe kvartali jooksul vastavalt 20,65% Eestis, 14,39% Lätis ning 9,58% Leedus.

Tulenevalt tulemuste robustsuse puudulikkusest ehk näitajate olulisuse ning koefitsientide ja nende märkide tundlikkusest täiendavate näitajate lisamisest mudelisse aga ka tulemuste erinevustest Balti riikide vahel, ei ole mõistlik saadud tulemusi tõlgendada kui majandusliku seose kinnitust ning tulemustesse tasuks suhtuda teatava ettevaatlikkusega. Vajalik oleks kindlasti edaspidistes uurimustes täiendavate testide läbiviimine pikema vaatlusperioodi kohta ning tulenevalt eelnevast empiirilise kirjandusest oleks samuti mõistlik viia läbi lisaks ARDL mudelile ka NARDL mudeli analüüs. Seda seetõttu, et koefitsientide märgid võivad olla mitteootuspärased ning näitajad statistiliselt ebaolulised tulenevalt sõltumatute näitajate positiivsete ja negatiivsete muutuste erinevast mõjust üürihindadele, mida on kinnitanud ka eelnevad empiirilised uurimused kinnisvarahindade mõjutajate analüüsiga.

## **SUMMARY**

### **THE RELATIONSHIP BETWEEN RESIDENTIAL REAL ESTATE PRICES AND RENT PRICES IN THE BALTIC STATES**

Kaidi Soiela

The effective functioning of real estate and rental markets and the validity of market balance in reality is important so that the poorer population, who do not have the financial opportunity to purchase real estate, would not be discriminated against and their living costs would not be relatively more expensive compared to the costs of owning a home. Despite the importance of the role of the rental market among the housing costs of the country's households, only real estate prices and the economic indicators affecting them have been studied in the previous empirical literature, while rental prices have been studied significantly less. In addition, rent prices have been studied even less in the example of the Baltic States, where cultural and institutional characteristics distinguish the market from the rest of Europe (including the rate of property ownership and the lack of state-regulated rental properties). There have also been major changes in economic conditions during the last few years, due to the coronavirus and the Russian-Ukrainian war, and as a result also in the real estate and rental market, which provides a new set of data about the rapidly changing economic environment.

Based on the theory, there is an assumption that the change in residential real estate prices will positively affect rental prices, bringing the markets into balance, since for both housing options, the monthly expenses of households should be equal, taking into account transaction costs, interest rates and maintenance costs. Also, when comparing a real estate investment with other alternative investments, investors expect a certain yield to enter/stay in the rental market, also taking into account interest rates and fixed costs. Based on the above, it can be assumed that there is a positive relationship between rental prices and the yield on alternative investments, including stock prices. Also, when interest rates increase, demand from both investors and households in the real estate market decreases, lowering prices. On the one hand, if real estate prices do not fall enough,

investors raise rents to maintain their yield, while on the other hand, demand increases as a result of households moving to the rental market, which also raises rents. Therefore, it is expected that there is a positive relationship between interest rates and rental prices. However, as the population increases, it is expected that both real estate and rental prices will increase, as the demand in both markets will increase. As incomes increase, both real estate and rental prices are expected to increase, as the purchasing power of households increases.

Based on previous empirical literature, the following data for the period Q1 2006 to Q3 2022 have been used in this paper for all Baltic States: residential rental price index (RRPI), real estate or house price index (HPI), consumer price index (CPI), home loan interest rate, average income per working resident, number of residents aged 15 and older, the US stock price index and the stock price index of the EU-19 countries, where for all indices 2015 is the base year with a value of 100. In order to find short- and long-term relationships between the time series of rental prices and real estate prices and other important economic indicators, a data analysis using the ARDL model has been carried out. The analyzes of the models have been carried out starting from HPI and adding the most important economic indicators one after the other, in order to find the final models where all included indicators are important either in the long-term or short-term model. Due to the non-compliance of the CPI and population time series with the assumptions of the model (the indicators were not stationary as a 1st-order differential), these indicators were not included in the model.

Appropriate models and results differ quite a bit across countries. Not only do the statistically significant indicators included in the models differ, but so do the strength and direction of their relationships. Mostly, however, the indicators have a fairly significant relationship with rental prices. In the case of HPI, in the case of Estonia and Lithuania, in the long-term equation, a 1% change in HPI indicates a 0.69% change in HPI and a 1.15% change in the same direction in RRPI, respectively. Whereas in Latvia's short-term equation, a 1% change in RePI in the same period implies an opposite change in RRPI by 0.08%. In the case of interest rates, in the long-term equation, a change in the interest rate by 1% indicates a change in RRPI of 0.14% and 0.13% in the case of Estonia and Lithuania, respectively, but the direction of the change is different for the countries. In the case of Latvia, again, the relationship is only short-term and much more modest, being 0.02% and positive. Due to the small size of the rental market in the Baltic States and the resulting sensitivity to changes in demand and supply, it can be explained why interest rates and real estate prices have had a positive relationship with interest rates and a negative relationship with real estate prices in some models in the countries analyzed in this work. However, in models

where there was a negative relationship between interest rates and rental prices, it can be assumed that the real estate market reacted more strongly than expected to a change in interest rates, which is why, based on the market equilibrium condition of the real estate and rental markets, rental prices also moved in the same direction as real estate prices, i.e. in the opposite direction to interest rates.

In the case of incomes, a short-term strong positive relationship with rental prices can be observed in the case of Estonia and Latvia. The relationship is also strongly positive in the Latvian long-term equation, but unexpectedly, in the case of Estonia, there is a strongly negative relationship. The results are also unexpected in the case of Lithuania, where a negative relationship was revealed in every model, although the magnitudes of the coefficients are very small and statistically insignificant in certain models. The reason for the negative relationship can be the greater desire of households to invest in real estate as well as to buy their own home when incomes and purchasing power increase, therefore, similar to interest rates, it is possible that the supply of the rental market has increased and at the same time the demand has decreased, bringing with it a decrease in rental prices. In terms of stock price indices, only the US stock price index turned out to be significant in Estonia, but not the EU-19 stock price index, and in the case of Latvia and Lithuania, neither stock price index turned out to be statistically significant. The unexpected result can be explained by the higher-than-average interest in the real estate market of households in the Baltic States, both as a resident and as an investor, which is why the change in stock prices does not have a significant impact on rental prices due to the preferences of households to invest in real estate. The signs of the error correction terms are as expected for each country, while it can be concluded from the results that the deviation from the equilibrium level of the RRPI will be corrected by 20.65% in Estonia, 14.39% in Latvia and 9.58% in Lithuania during the next period, i.e. one quarter.

Due to the lack of robustness of the results, i.e. the significance of the indicators and the sensitivity of the coefficients and their signs to the inclusion of additional indicators in to the model, as well as the differences in the results between the Baltic States, it is not reasonable to interpret the obtained results as a confirmation of an economic relationship, and the results should be treated with some caution. It would certainly be necessary in future research to carry out additional tests for a longer observation period, and based on previous empirical literature, it would also be reasonable to conduct an analysis of the NARDL model in addition to the ARDL model. This is because the signs of the coefficients may be unexpected and the indicators statistically insignificant

due to the different effects of positive and negative changes of independent indicators on rental prices, which has also been confirmed by previous empirical research with the analysis of real estate price influencers.



## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Akkay, R. C. (2021). The macroeconomic determinants of the housing prices in Turkey. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 58, lk 241-264.
- Akpolat, A. G. (2022). The asymmetric effects of real variables on real housing prices: a nonlinear ARDL analysis for Turkey. *International Journal of Housing Markets and Analysis*.
- Anari, A., & Kolari, J. (2002). House Prices and Inflation. *Real Estate Economics*, 30(1), lk 67-84.
- Andrews, D., & Sánchez, A. C. (2011). The Evolution of Homeownership Rates in Selected OECD Countries: Demographic and Public Policy Influences. *OECD Journal: Economic Studies*(1), lk 1-37.
- Apergis, N., & Rezitis, A. (2003). Housing prices and macroeconomic factors in Greece: prospects within the EMU. *Applied Economics Letters*, 10(9), lk 561-565.
- Augustyniak, H., Łaszek, J., Olszewski, K., & Waszczuk, J. (2013). To rent or to buy-analysis of housing tenure choice determined by housing policy. *National Bank of Poland. Education and Publishing Department*.
- Borgersen, T.-A., & King, R. M. (2022). Lending Gains and Funding Risk in Baltic Housing Markets. *Eurasian Journal of Economics and Finance*, 10(3), 105-119.
- Bryx, M., Sobieraj, J., Metelski, D., & Rudzka, I. (2021). Buying vs. Renting a Home in View of Young Adults in Poland. *Land*, 10(11): 1183).
- Chambers, D., Spaenjers, C., & Steiner, E. (2021). The Rate of Return on Real Estate: Long-Run Micro-Level Evidence. *The Review of Financial Studies*, 34(8), lk 3572–3607.
- Cheng, I.-H., Raina, S., & Xiong, W. (2014). Wall Street and the housing bubble. *American Economic Review*, 104(9), lk 2797-2829.
- Cronin, D., & McQuinn, K. (2016). Credit availability, macroprudential regulations and the house price to rent ratio. *Journal of Policy Modeling*, 38(5), 971-984.
- Dias, D. A., & Duarte, J. B. (2019). Monetary policy, housing rents, and inflation dynamics. *Journal of Applied Econometrics*, 34(5), 673-687.
- DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1992). The markets for real estate assets and space: a conceptual framework. *Real Estate Economics*, 20(2), lk 181-198.
- Eesti Panga andmebaas. (2023). 4. Eesti kodumajapidamistele antud laenude intressimäärad laenuliigi ja valuuta lõikes. Allikas: Eesti Panga veebisait: <https://statistika.eestipank.ee/#/et/p/979/r/4354/4103>

- Eesti Panga pressiteated*. (30. märts 2022. a.). Allikas: Eesti Panga veebisait: <https://www.eestipank.ee/en/press/russias-invasion-ukraine-will-affect-estonian-economy-through-supply-difficulties-and-higher-30032022>
- Égert, B., & Mihaljek, D. (2007). *Determinants of house prices in Central and Eastern Europe*. CESIFO WORKING PAPER NO. 2152 .
- Egner, B., & Grubert, K. J. (2018). In search of determinants for quoted housing rents: Empirical evidence from major German cities. *Urban Research & Practice*, 11(4), lk 460–477.
- Englund, P., Hwang, M., & Quigley, J. M. (2002). Hedging housing risk. 24(1), lk 167-200.
- Euribor rates and mebaas. (2023). *Euribor rates by year*. Allikas: Euribor rates veebisait: <https://www.euribor-rates.eu/en/euribor-rates-by-year/>
- Euroopa Keskpang. (2023). *Euro foreign exchange reference rates, US dollar (USD)*. Allikas: Euroopa Keskpanga veebisait: [https://www.ecb.europa.eu/stats/policy\\_and\\_exchange\\_rates/euro\\_reference\\_exchange\\_rates/html/eurofxref-graph-usd.en.html](https://www.ecb.europa.eu/stats/policy_and_exchange_rates/euro_reference_exchange_rates/html/eurofxref-graph-usd.en.html)
- Eurostat. (2022). *Housing in Europe - is housing affordable?* Allikas: Eurostat veebisait: <https://ec.europa.eu/eurostat/cache/digpub/housing/bloc-2b.html>
- Eurostat. (2023). *Is housing affordable?* Allikas: Eurostat veebisait: <https://ec.europa.eu/eurostat/cache/digpub/housing/bloc-2b.html?lang=en>
- Eurostat and mebaas. (2023). *Bank interest rates - Loans*. Allikas: Eurostat veebisait: <https://www.euro-area-statistics.org/bank-interest-rates-loans?cr=est&lg=en&page=0&charts=c1457522609150+M..B.A2B.F.R.A.2250.EUR.N+M..B.A2B.I.R.A.2250.EUR.N&template=1>
- Eurostat and mebaas. (2023). *GDP and main aggregates - international data cooperation quarterly data*. Allikas: Eurostat veebisait: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAIDQ\\_10\\_GDP\\_\\_custom\\_5300459/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAIDQ_10_GDP__custom_5300459/default/table?lang=en)
- Gan, L., Wang, P., & Zhang, Q. (2018). Market thickness and the impact of unemployment on housing market outcomes. *Journal of Monetary Economics*, 98, lk 27-49.
- Ghods, S. H. (2017). *Nonlinear ARDL Approach and the Housing Market in the U.S*. Theses and Dissertations. 1622.
- Gounopoulos, D., Merikas, A. G., Merika, A. A., & Triantafyllou, A. (2012). Explaining house price changes in Greece. *Applied Financial Economics*, 22(7), lk 549-561.

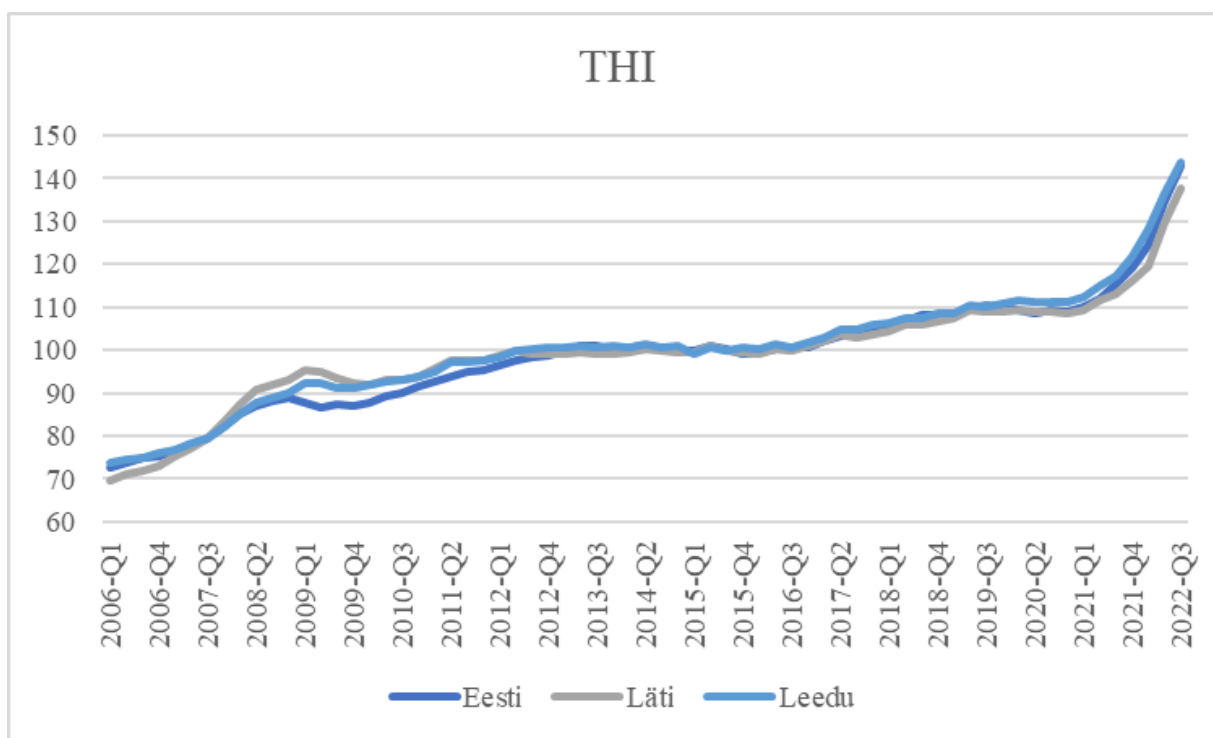
- Hanink, D. M., Cromley, R. G., & Ebenstein, A. Y. (2010). Spatial Variation in the Determinants of House Prices and Apartment Rents in China. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 45(2), 1k 347-363.
- Hargreaves, B. (2002). To Rent or Buy; That is the Question. *New Zealand Property Journal*, 1k 21-26.
- Haughwout, A., Lee, D., Tracy, J., & van der Klaauw, W. (2011). Real Estate Investors, the Leverage Cycle, and the Housing Market Crisis. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*(514).
- Jordà, Ò., Knoll, K., Kuvshinov, D., Schularick, M., & Taylor, A. M. (2019). The Rate of Return on Everything, 1870–2015. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1k 1225–1298.
- Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling*, 29, 1k 1064-1069.
- Kettunen, H., & Ruonavaara, H. (2021). Rent regulation in 21st century Europe. Comparative perspectives. *Housing Studies*, 36(9), 1k 1446-1468.
- Kulikauskas, D. (2015). Measuring fundamental housing prices in the Baltic States: empirical approach. *Proceeding of 22nd Annual European Real Estate Society Conference*, 1k 15-40.
- Kulikauskas, D. (2016). Fundamental housing prices in the Baltic States: empirical approach. *Baltic journal of economics*, 16(2), 53-80.
- Lee, K. N. (2017). Residential property price-stock price nexus in Hong Kong: new evidence from ARDL bounds test. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 10(2), 1k 204-220.
- Lo, D., McCord, M. J., McCord, J., Davis, P. T., & Haran, M. (2021). Rent or buy, what are the odds? Analysing the price-to-rent ratio for housing types within the Northern Ireland housing market. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 14(5), 1k 1062-1091.
- Lo, D., Yau, Y., McCord, M., & Haran, M. (2022). Lead-Lag Relationship between the Price-to-Rent Ratio and the Macroeconomy: An Empirical Study of the Residential Market of Hong Kong. *Buldings*, 12(9), 1345.
- Mangram, M. E. (2013). A Simplified Perspective of the Markowitz Portfolio Theory. *Global journal of business research*, 7(1), 1k 59-70.
- Marco, L. (2008). Determinants of New York City Residential Rental Prices. *Michigan journal of business*, 1(2), 1k 61-83.
- McQuinn, K., & O'Reilly, G. (2008). Assessing the role of income and interest rates in determining house prices. *Economic Modelling*, 25(3), 1k 377-390.

- Mnasri, A. (2015). Renting vs buying a home: A matter of wealth accumulation or of geographic stability? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 60, lk 42-72.
- Odubola, I., & Adeyeemi, W. (2017). Effect of Socioeconomic Factors on the Rental Values of Accommodation in Lagos Metropolis. *Equatorial Journal of Social Sciences and Human Behaviour*, 2(3), 106-120.
- OECD andmebaas. (2023). *Housing prices*. Allikas: OECD veebisait: <https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm#indicator-chart>
- OECD andmebaas. (2023). *Inflation (CPI)*. Allikas: OECD veebisait: <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm#indicator-chart>
- OECD andmebaas. (2023). *Population*. Allikas: OECD veebisait: <https://data.oecd.org/pop/population.htm#indicator-chart>
- OECD andmebaas. (2023). *Share prices*. Allikas: OECD veebisait: <https://data.oecd.org/price/share-prices.htm#indicator-chart>
- OECD andmebaas. (2023). *Young population*. Allikas: OECD veebisait: <https://data.oecd.org/pop/young-population.htm#indicator-chart>
- Okunev, J., Wilson, P., & Zurbruegg, R. (2000). The causal relationship between real estate and stock markets. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21(3), lk 251-261.
- Otto, G., & Stapledon, N. (2017). *How Predictable? Rent Growth and Returns in Sydney and Melbourne Housing Markets*. UNSW Business School Working Paper.
- Pealinna majandusuudised. (16. märts 2021. a.). Allikas: Pealinna veebisait: <https://pealinn.ee/2021/03/16/koroona-viis-kinnisvara-ostuhinna-ules-ja-uurihinna-alla/>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), lk 289-326.
- Priemus, H., & Mandič, S. (2000). Rental housing in Central and Eastern Europe as no man's land. *Journal of Housing and the Built Environment*, 15(3), 205–215.
- Pärli, M. (9. juuni 2021. a.). *ERR majandusuudised*. Allikas: ERR veebisait: <https://www.err.ee/1608238329/koroona-ja-kasvanud-ostujoud-on-pannud-peresid-suuremaid-eluruume-ostma>
- Rákosníková, A. (2020). *Determinants of residential real estate prices in the Baltic States*. Charles University, Praha.
- Rubaszek, M. (2019). Private rental housing market underdevelopment: life cycle model simulations for Poland. *Baltic Journal of Economics*, 19(2), 334–358.
- Ruivo, R. (2010). Determinants of Rental Rates in Major Cities in the United States. *Bryand Economic Research*, 3(7), lk 1-14.

- SEB panga uudised. (9. aprill 2020. a.). Allikas: SEB panga veebisait: <https://www.seb.ee/uudised/2020-04-09/seb-koroonaviiruse-kriis-tostab-eesi-inimeste-huvi-investeerimise-vastu>
- Shida, J. (2022). The Macroeconomic Determinants of House Prices and Rents. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 242(1), lk 39-86.
- Sommer, K., Sullivan, P., & Verbrugge, R. (2013). The equilibrium effect of fundamentals on house prices and rents. *Journal of Monetary Economics*, 60, lk 854-870.
- Sovilj, S., & Tkalec, M. (2015). Renting versus Buying: System Dynamics Approach to Housing. *32nd International Conference of the System Dynamics Society, Delft, Netherlands*, (lk 3022-3026).
- Zhai, D., Shang, Y., Wen, H., & Ye, J. (2018). Housing Price, Housing Rent, and Rent-Price Ratio: Evidence from 30 Cities in China. *Journal of Urban Planning and Development*, 144(1), 04017026.
- Tabner, I. T. (2016). Buying Versus Renting – Determinants of the Net Present Value of Home Ownership for Individual Households. *International Review of Financial Analysis*(48), lk 233-246.
- Tajani, F., Liddo, F. D., Ranieri, R., & Anelli, D. (2022). An Automatic Tool for the Determination of Housing Rental Prices: An Analysis of the Italian Context. *Sustainability*, 14(309).
- Tan, C. T., Lee, C. Y., Tan, Y. T., & Keh, C. G. (2018). A Nonlinear ARDL Analysis on The Relation Between Housing Price and Interest Rate: The Case of Malaysia. *Journal of Islamic, Social, Economics and Development*, 3(14), lk 109-121.
- Tsai, I.-C. (2021). Price Rigidity and Vacancy Rates: The Framing Effect on Rental Housing Markets. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 63, lk 547–564.
- Tupenaite, L., Kanapeckiene, L., & Naimaviciene, J. (2017). Determinants of Housing Market Fluctuations: Case Study of Lithuania. *Procedia Engineering*, 182, lk 1169-1175.
- Webb, A. (2009). Should you carry a mortgage into retirement? *Center for Retirement Research at Boston College Issue Brief*, 9(15), lk 1-5.

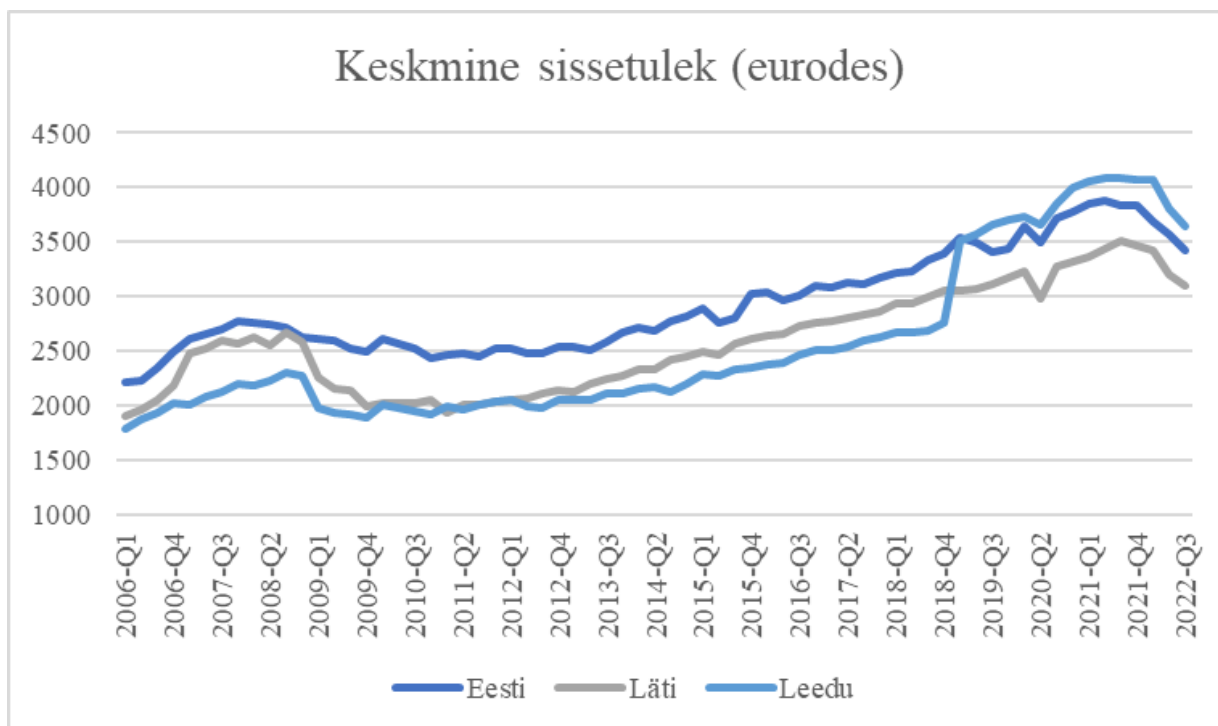
## LISAD

Lisa 1. THI perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022



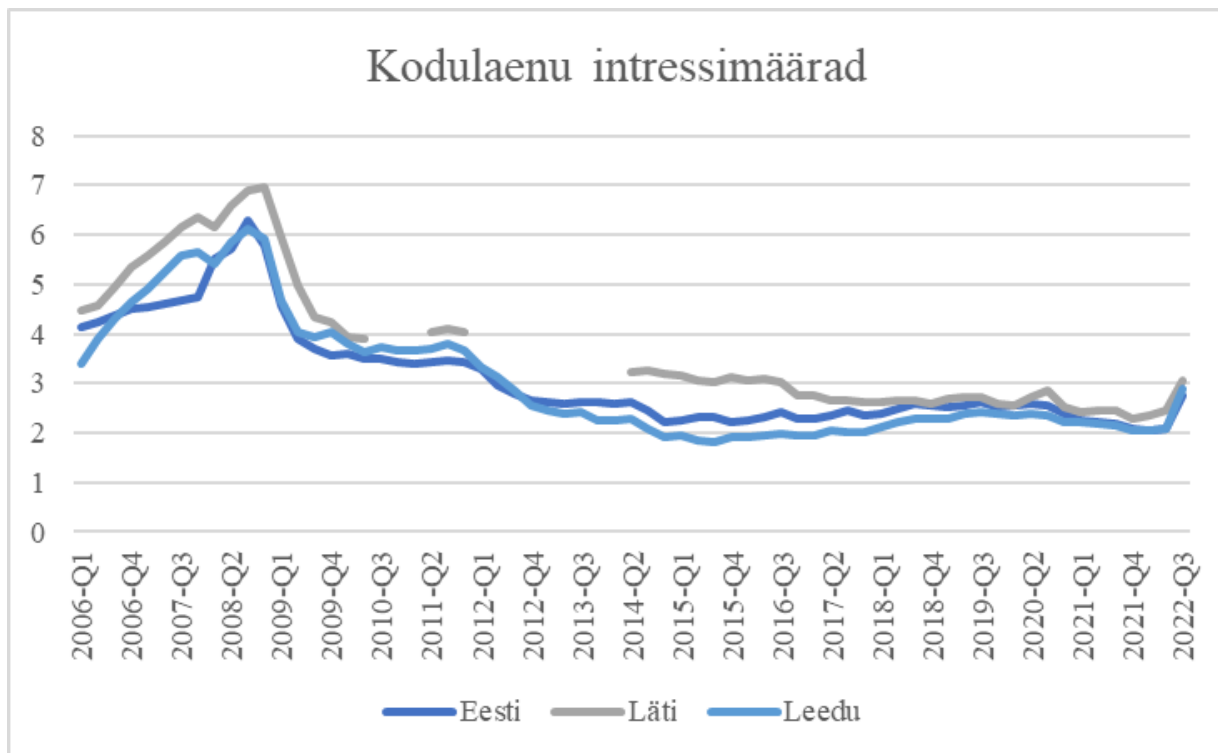
Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused tehtud ning joonis koostatud Excelis

**Lisa 2. Keskmise sissetulek perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022**



Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused tehtud ning joonis koostatud Excelis

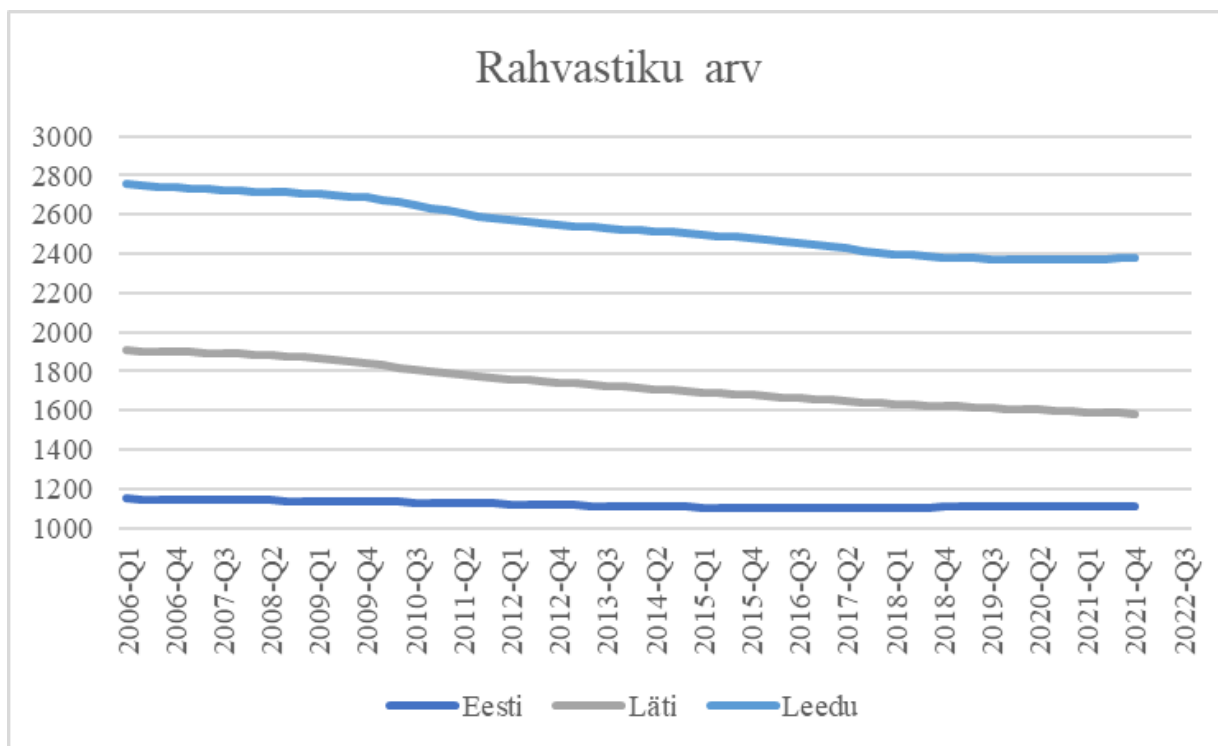
**Lisa 3. Kodulaenu intressimäärad perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022**



Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused tehtud ning joonis koostatud Excelis

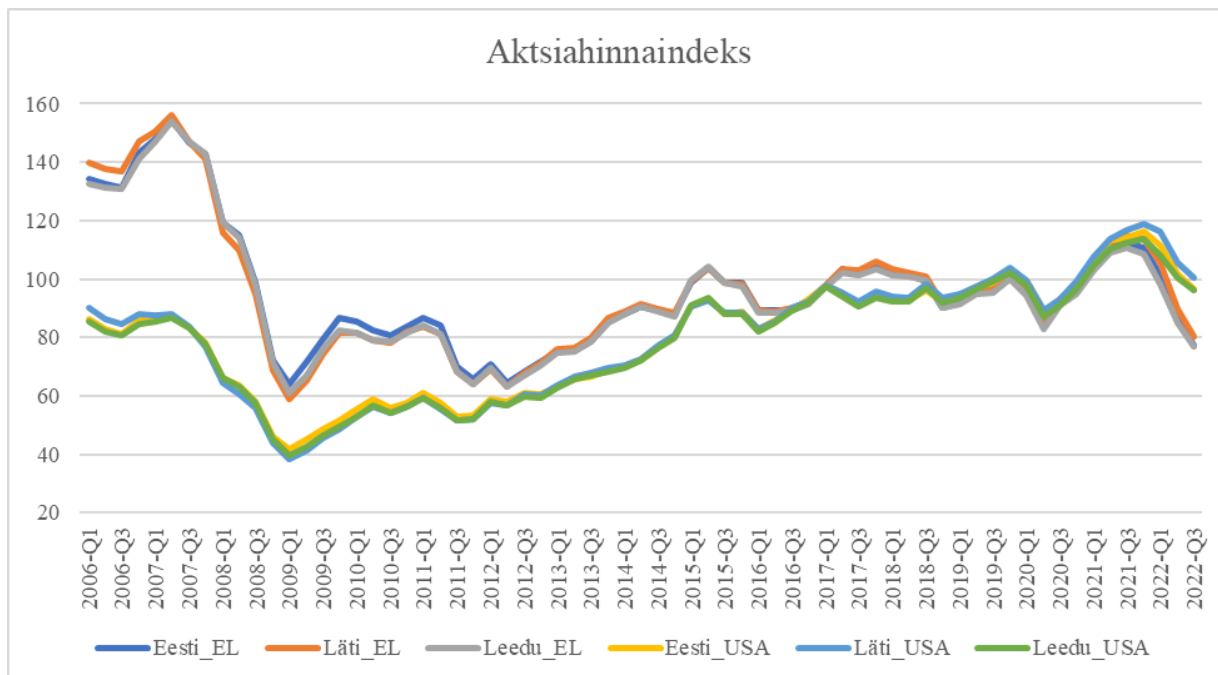


**Lisa 4. Rahvastiku arv perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022**



Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused tehtud ning joonis koostatud Excelis

**Lisa 5. EL-19 ja USA AHI perioodil Q1 2006 kuni Q3 2022**



Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanga andmebaas (2023), Eesti Keskpanga andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused tehtud ning joonis koostatud Excelis

## Lisa 6. ADF ühikjuure testi tulemused – diferentsimata aegread

Muutuja	Ilma konstandi ja trendita		Konstandiga, ilma trendita	
	p-väärtus	k	p-väärtus	k
EE_RHI	0.7151	1	0.1882	3
EE_KVI	0.6710	1	0.4817	1
EE_THI	0.9713	1	0.9921	1
EE_INC	0.9860	0	0.5746	0
EE_INT	0.3122	2	0.3855	2
EE_POP	0.8588	1	0.0764	1
EE_EL19_AHI	0.4051	1	0.0834	1
EE_USA_AHI	0.7099	1	0.5600	1
LV_RHI	0.4282	1	0.2973	1
LV_KVI	0.5527	1	0.2386	1
LV_THI	0.9902	6	0.9777	6
LV_INC	0.9719	0	0.6495	0
LV_INT	0.4228	1	0.5090	1
LV_POP	0.1423	9	<b>0.0116</b>	<b>9</b>
LV_EL19_AHI	0.4156	1	0.0671	1
LV_USA_AHI	0.7013	1	0.5390	1
LT_RHI	0.8279	1	0.3550	1
LT_KVI	0.7379	1	0.5173	1
LT_THI	0.9704	5	0.9898	5
LT_INC	0.9916	0	0.9079	0
LT_INT	0.3556	2	0.5837	2
LT_POP	0.2792	9	0.4528	1
LT_EL19_AHI	0.4149	1	0.0751	1
LT_USA_AHI	0.7072	1	0.5338	1

Allikas: OECD andmebaas (2023), Euroopa Keskpanka andmebaas (2023), Eesti Keskpanka andmebaas (2023) ja Eurostat andmebaas (2023), autori arvutused teostatud Eviews12 programmis

Märkused:

1. Kus k tähistab viitaegade arvu.
2. Kõik näitajad peale THI ja intressimäära on korrigeeritud THI-ga ning kõik näitajad peale intressimäära on logaritmitud kujul.

## Lisa 7. Lihtlitsents

### Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks<sup>2</sup>

Mina Kaidi Soiela

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Elamute kinnisvarahindade seos üürihindadega Balti 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.
- 

09.05.2023

---

<sup>2</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 tähtjaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. jq 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.