

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Oliver Olev

**Ärikinnisvaralaenude mõju ärikinnisvarafondide hindadele USA  
turul näitel**

Magistritöö

Õppekava TAAM, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Natalia Levenko, PhD

Tallinn 2024

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

Töö pikkuseks on 10004 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Oliver Olev .....

(03.01.2024)

# SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE .....	5
LÜHENDID .....	6
SISSEJUHATUS .....	7
1. ÄRIKINNISVARA TEOREETILINE KÄSITLUS .....	10
1.1 Ärikinnisvara omadused ning eripärad.....	10
1.2 Kinnisvara investeerimisfondid ehk REITid .....	12
1.3 Pangalaenukanali roll ärikinnisvara investeerimisfondides .....	14
1.4 Ärikinnisvara õiglane väärtus .....	18
1.5 Ärikinnisvara- ning krediidsüklite seotus .....	20
2. VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD .....	24
2.1 Makromajanduslike tegurite mõju REITidele .....	24
2.2 Kahe viimase globaalse kriisi mõju ärikinnisvaraturule.....	26
2.3 Pangalaenukanali mõju REITidele .....	27
3. Andmed ja meetodika.....	29
4. Empiiriline mudel ning selle tulemused .....	32
4.1 Kasutatavad meetodid.....	32
4.2 VAR mudel.....	34
4.3 Impulssreaktsiooni funktsioonid ja dispersiooni dekompositsioon.....	36
5. Empiirilise analüüsi järeldused.....	42
KOKKUVÕTE .....	45
SUMMARY .....	48
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	51
LISAD .....	56
Lisa 1. Statsionaarsuse testi tulemused .....	56
Lisa 2. Viitaegade testi tulemused.....	57
Lisa 3. VAR (1) mudeli stabiilsuse test.....	58
Lisa 4. VAR (2) mudeli stabiilsuse test.....	59
Lisa 5. Normaaljaotuse testi tulemused.....	60
Lisa 6. VAR (1) mudeli pangalaenu mahu impulss-reaktsiooni funktsioonid .....	61
Lisa 7. VAR (2) mudeli pangalaenu mahu impulss-reaktsiooni funktsioonid .....	62
Lisa 8. VAR (1) mudeli pangalaenu mahu dispersiooni dekompositsioon .....	63

Lisa 9. VAR (2) mudeli pangalaenu mahu dispersiooni dekompositsioon.....	64
Lisa 10. Lihtlitsents .....	65

## LÜHIKOKKUVÕTE

Magistritöö eesmärk on uurida ärikinnisvaralaenude rolli ärikinnisvarafondide hindade kujunemisel, arvestades ka teisi ärikinnisvara hindu mõjutavaid makromajanduslikke tegureid.

Autor soovib töös leida vastuseid küsimustele, millised on ärikinnisvaralaenude ja ärikinnisvara hindade vahelised seosed ning milline on ärikinnisvaralaenude ja teiste makromajanduslike tegurite šokkide mõju ärikinnisvara hindadele.

Teoreetilise mudeli ning varasemate uuringute kohaselt on ärikinnisvara hinnad ning pangakrediit omavahel mitmeti seotud. Ühelt poolt mõjutab pangalaenude maht lühiajaliselt ärikinnisvara hindu positiivses suunas, kuna suurendab lühiajaliselt nõudlust, kuid kuna kinnisvaraarendus on pikem protsess, siis ei jõua pakkumine sama kiirelt järgi ning nõutava vara hind tõuseb. Pikema aja vältel jõuab aga ka pakkumine nõudlusele järele ning kui projektide finantseerimistingimused on liiga leebed, tekib turul ülepakkumine, mis avaldab survet hindadele alanemiseks. Teiselt poolt avaldavad ärikinnisvara hinnad tagatisvara väärtuse mehhanismi kaudu omakorda mõju ka pangalaenu mahule.

Seoste uurimiseks kasutati töö empiirilises osas Grangeri kausaalsuse- ja Johanseni kointegratsiooni teste ning kahte erinevat VAR mudelit koos impulss reaktsiooni funktsiooni ning dispersiooni dekompositsiooni analüüsiga. Mõlemas mudelis kasutati nelja makromajanduslikku näitajat: ärikinnisvara hinnaindeks, ärikinnisvaralaenude maht, lühiajaline intressimäär ja SKT.

Kokkuvõtlikult viitasid mõlemad mudelid pangalaenu mahu lühiajalisele positiivsele mõjule ärikinnisvara hindadele, kuid pangalaenu mahu pikaajalist negatiivset mõju ei ilmnunud. Vastupidiselt teooriale, osutasid käesoleva uurimuse tulemused, et ärikinnisvara hinnad võivad ärikinnisvaralaenu mahtu lühiajaliselt hoopis negatiivselt mõjutada.

Võtmesõnad: Ärikinnisvara, ärikinnisvaralaenud, vektorautoregressioon, impulss reaktsiooni funktsioon, dispersiooni dekompositsioon

## LÜHENDID

ADF - Augmented Dickey-Fuller, laiendatud Dickey-Fuller test

AIC - Akaike Information Criterion, Akaike informatsioonikriteerium

CAPM - Capital Asset Pricing Model, kapitali varade hindamise mudel

CDO - Collateralized Debt Obligation, kollateraliseeritud võlakohustus

CLO - Collateralised Loan Obligation, kollateraliseeritud laenukohustus

FPE - Final Prediction Error, lõplik prognoosiviga

HQIC - Hannan-Quinn Information Criterion, Hannan-Quinni informatsioonikriteerium

IAS - International Accounting Standards, rahvusvahelised raamatupidamisstandardid

IFRS - International Financial Reporting Standards, rahvusvahelised finantsaruandlusstandardid

IRF - Impulse Response Function, impulss reaktsiooni funktsioon

LR - Likelihood Ratio, tõenäosuse suhtarv

OIRF - Orthogonalized Impulse Response Function, ortogonaalne impuls reaktsiooni funktsioon

REIT - Real Estate Investment Trust, ärikinnisvarafond

SBIC - Standard Bayesian Information Criterion, standardne Bayesi informatsioonikriteerium

VAR – Vector Autoregressive model, vektor autoregressiivne mudel

VDA - Variance Decomposition Analysis, dispersiooni dekompositsiooni analüüs

VECM - Vector Error Correction Model, vektor autoregressiivne veaparandusmudel

WACC - Weighted Average Cost of Capital, kaalutud keskmine kapitalikulu

## SISSEJUHATUS

Ärikinnisvarasektor on finantsstabiilsuse seisukohast oluline, kuna on kapitalimahukas ning tihedalt seotud nii finantssektori kui ka reaalmajandusega. Ärikinnisvara moodustab märkimisväärse osa sisemajanduse kogutoodangust (SKT) ning pankade ja teiste finantsinstitutsioonide bilanssidest (European Systemic Risk Board., 2023). Varasemas empiirilises kirjanduses on elukondliku kinnisvara ning laenutsüklite vahelisi seoseid käsitletud palju, kuid laenutsüklite ning ärikinnisvara vahelisi seoseid on uuritud vähem. Oma olemuselt on äri- ning elukondlik kinnisvara mõnevõrra erinevad. Näiteks enamasti leitakse elukondliku kinnisvara turuväärtus sarnaste objektide tehingute hindade järgi, kuid ärikinnisvara õiglase- ehk turuväärtus leitakse enamasti olemasolevate üürilepingute tulevaste rahavoogude diskonteerimisel nüüdisväärtuseks. Lisaks sellele erineb ärikinnisvara elukondlikust kinnisvarast veel mitmel erineval põhjusel nagu näiteks, ärikinnisvaraarenduse pikem ehitustsükkel, -pikemad rendilepingud, erinevad rahastamismeetodid jms. Sellest tulenevalt võib ärikinnisvara elukondlikust kinnisvarast ka erinevates majandustsüklites erineval viisil käituda. (Davis & Zhu, 2011). Nii äri- kui ka elukondliku kinnisvara tsüklid on küll sarnase pikkusega ning tihti omavahel korreleeruvad, kuid ärikinnisvara tsükli volatiilsus on suurem (Gyourko, 2009).

Varasemast empiirilisest kirjandusest tuleb välja, et mõnel juhul on ärikinnisvaratsükli tipud ning -põhjad eelnenud panganduskriisidele (European Central Bank, 2000). Tulenevalt viimase kümnendi ekspansiivsest rahapoliitikast nii Euroopas kui ka USAs on viimaste aastate jooksul ärikinnisvarasektoris varade ümberhindamisest tulenevalt teenitud märkimisväärseid kasumeid. Tehinguid on tehtud võrdlemisi madalatel vara tootlustasemetel, kuna paljudel juhtudel ei arvestatud finantsprognoosides sedavõrd kiire intressimäärade tõusuga (Ryan et al., 2022).

Viimase aasta jooksul on nii Euroopa Keskpanga (ECB) kui ka Föderaalreservi (FED) poolt rakendatud monetaarpoliitika suunamuutus avaldanud negatiivset mõju ärikinnisvarafondide edaspidi ka REIT, hindadele. Samuti on koroonakriis muutnud jäädavalt inimeste töötamisvõimalusi ja -harjumusi, mis omakorda on mõjutanud nõudlust kontoripindade järele. Nendel ja ka teistel põhjustel on viimase aasta jooksul ärikinnisvaras nii USAs kui ka Euroopas tehingute mahud kui ka ärikinnisvarafondi indeksid võrreldes viimaste tiputasemetega langenud. Kuigi pankade kapitaliseeritustasemed ning riskijuhtimine on võrreldes eelmise 2008. aasta majanduskriisile eelnenud ajaga oluliselt paranenud, moodustavad ärikinnisvaraga seotud laenud olulise osa pankade bilansist (European Systemic Risk Board., 2023, lk 2). Tulenevalt eelpool

kirjeldatust peab autor ärikinnisvara ning pangalaenude vaheliste seoste uurimist aktuaalseks teemaks.

Töö eesmärk on uurida ärikinnisvaralaenude rolli ärikinnisvarafondide hindade kujunemisel arvestades ka teisi ärikinnisvara hindu mõjutavaid makromajanduslikke tegureid ning täpsemalt uurida nende tegurite šokkide mõju ärikinnisvarafondide hindadele.

Töös otsib autor vastust järgmistele uurimisküsimustele:

- Millised on ärikinnisvaralaenude ja ärikinnisvara hindade vahelised seosed?
- Millised on ärikinnisvaralaenude ning teiste makromajanduslike tegurite šokkide mõju ärikinnisvara hindadele?

Ärikinnisvaralaenude ning ärikinnisvarafondi hinnaindeksi vahelisi seoseid uuritakse Grangeri kausaalsuse- ning Johanseni kointegratsiooni testi abil. Teooria ning varasema empiirilise kirjanduse kohaselt eeldatakse ärikinnisvaralaenude lühiajalist positiivset ning pikaajalist negatiivset mõju ärikinnisvara hindadele. Ärikinnisvaralaenude ning ärikinnisvara hindade šokkide mõju ajas uuritakse vektorautoregressiooni (VAR) abil ning lisaks impulss reaktsiooni funktsioonide (IRF) ning dispersiooni dekompositsiooni (VDA) abil. Antud mudelid ning meetodid on makroökonomiliste mõjude ning šokkide uurimiseks laialt levinud, kuna võimaldavad suuremal määral arvestada muutujate vastastikkust seotust ning uurida šokkide mõju. Eelpool kirjeldatud mudelite ning ökonomeetriliste testide tulemuste robustsuse kontrollimiseks kasutatakse kahte alternatiivset VAR mudelit, kahe erineva ärikinnisvaralaenu mahu muutujaga.

Töö on jaotatud järgnevalt kirjeldatud viie erineva osa vahel. Esimeses osas antakse teoreetiline ülevaade ärikinnisvara kui varaklassi omapärasest võrreldes teiste varadega, sealhulgas elukondliku kinnisvaraga. Samuti kirjeldatakse ärikinnisvarafondide omadusi ning ärikinnisvara hindu mõjutavaid tegureid. Kõige enam keskendutakse ärikinnisvara mõjutavatest teguritest pangalaenu rollile. Töö teises osas kirjeldatakse nelja varasema empiirilise uuringu tulemusi REITide kohta. Neljast kirjeldatud tööst üks keskendus sarnaselt käesolevale tööle pangalaenukanali ning ärikinnisvara hindade vaheliste seoste uurimisele, kaks tööd keskendusid REITide ning makromajanduslike seoste kirjeldamisele ning üks töö kahe viimase globaalse kriisi mõjule ärikinnisvaraturule. Samas peatükis antakse ülevaade eelpool nimetatud uuringutes kasutatud andmete, ökonomeetriliste mudelite ning nende tulemuste ja järelduste kohta. Kolmandas peatükis tutvustatakse käesoleva töö empiirilises osas kasutatud andmeid. Antud töö põhineb



täielikult USA andmetel, kuna sealsed andmed on autori jaoks kõige pikema ajalooga kättesaadavad. Samuti on kinnisvara- ning ärikinnisvarafondid algselt USA-st pärit ning seal ka kõige enam välja kujunenud ja arenenud. Sellest tulenevalt leiab autor, et USA andmete kasutamine antud uuringu jaoks on asjakohane. Töö neljandas osas on tulenevalt töö sissejuhatuses nimetatud uurimisküsimustele autori poolt sõnastatud hüpoteesid ning nende testimiseks kasutatud empiirilised meetodid ning mudelid. Samuti kirjeldatakse kasutatud mudelite eeldusi ning testitakse nende paikapidavust. Viimases peatükis tuuakse välja empiiriliste mudelite peamised majanduslikud järeldused ning võrreldakse neid kolmandas peatükis välja toodud varasemate empiiriliste uuringute tulemustega.

Antud töös on autor viidanud kasutatud kirjandusele kasutades selleks viitamistarkvara *Zotero*.

# 1. ÄRIKINNISVARA TEOREETILINE KÄSITLUS

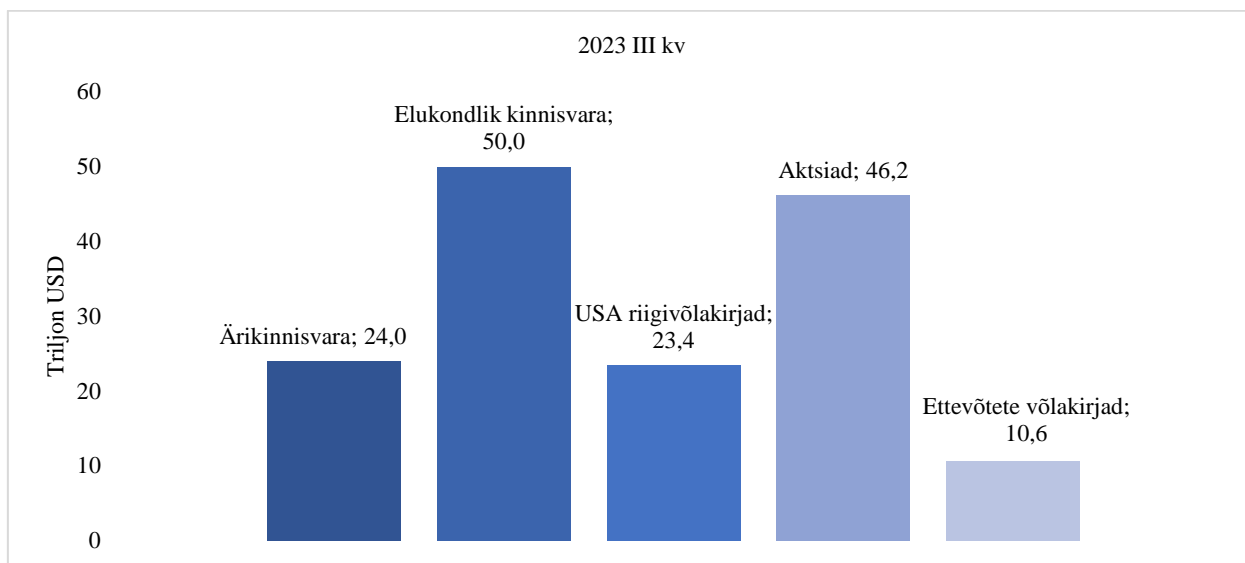
## 1.1 Ärikinnisvara omadused ning eripärad

Hilbers jt (2001) kohaselt eristab ärikinnisvaraturgu teistest varadeturgudest, nagu näiteks elukondlikkinnisvara, väärtpaberid või toormeturud, muuhulgas järgnevad ärikinnisvarale omased tegurid: 1) heterogeenne pakkumine - ärikinnisvaraturul on erinevat tüüpi vara (kontoripinnad, haiglad, jt) ja need erinevat tüüpi varad võivad veel omakorda üksteisest eristuda, näiteks kui vara on rentniku vajaduste kohaselt eriliselt kohaldatud; 2) keskse kauplemisturu puudumine - ärikinnisvara tehingud ei toimu tavaliselt ühes keskses turukeskkonnas nagu börs. Tehingud toimuvad privaatsest ning nende täpset sisu või hinda enamasti ei avalikustata; 3) harvad tehingud - võrreldes aktsia või mõnda muud tüüpi varaga, toimuvad ärikinnisvaratehingud harvem, kuna on oma mahult suuremad; 4) kõrged tehingukulud – tehinguga kaasnevad tavaliselt maakleritasud, juriidilised kulud, vara tehnilise seisukorra hindamisega kaasnevad kulud, finantseerimisega kaasnevad ühekordsed teenustasud jne; 5) pikaajalised rendilepingud - ärikinnisvara rendilepingud on tavaliselt pikema perioodiga kui elukondliku kinnisvara rendilepingud; 6) kaheosaline sõltuvus välistest finantseerimisallikatest - ärikinnisvara arendamisel kasutatakse ehituskulude finantseerimiseks lühiajalist arenduslaenu, mis tavaliselt vahetult enne või peale objekti valmimist ning üürnikega täitmist refinantseeritakse pikajalise hüpoteeklaenuga (Hilbers et al., 2001).

Ajalooliselt kalduvad ärikinnisvara hinnad olema volatiilsemad kui elamukinnisvara hinnad. Kuigi mõlemal on ühiseid mõjutajaid, nagu majandusaktiivsus ja finantseerimiskulud, on nõudlus ärikinnisvara järele tavaliselt tsüklilisem. Näiteks põhjustas COVID-19 pandeemia Euroalal nende kahe turu vahel tugeva lahknemise. Kuigi elamukinnisvara hinnad jätkasid kasvu, toetudes osaliselt valitsuse abinõudele majanduskriisi mõjude leevendamiseks, langesid ärikinnisvara hinnad kehtestatud piirangute ning sotsiaalse distantseerumise tõttu (European Systemic Risk Board., 2023).

USA ärikinnisvaraturu koguväärtus moodustab umbkaudu 100% riigi SKT-st ja on mahult suurem kui emiteeritud ning lunastamata riigivõlakirjade või ettevõtete võlakirjade maht. Ärikinnisvara moodustab varaklassina olulise osa USA pensionifondide, elukindlustusettevõtete, riiklike varavalitsemisfondide (inglise keeles *Sovereign wealth funds*) ja teiste institutsionaalsete

investorite ning samuti ka üksikute varakate isikute portfellides. USA ärikinnisvara sektori suurus võrreldes teiste varaklassidega on kujutatud joonisel 1.



Joonis 1. USA Ärikinnisvara sektori suurus, triljonites dollarites  
Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

Erinevalt avalikest turgudest, kus kaubeldakse aktsiate, võlakirjade, toormete ja teiste sarnast tüüpi varadega, toimuvad ärikinnisvara tehingud suletud turgudel, mille tõttu on antud varaklass vähem likviidne (Ghent et al., 2019). Avalikel turgudel saavad investorid ärikinnisvaraga likviidselt kaubelda, omandades erinevate börsil noteeritud ärikinnisvarafondide osakuid.

Enamus USA erasektori ärikinnisvarast kuulub seda tootmissisendina kasutavatele ettevõtetele ning selline jaotus on püsinud aastast 1925, kui vastavat statistikat pidama hakati. Kuigi mittefinantsettevõtete osakaal ärikinnisvara omamises on alates 1925. aastast langenud, moodustas see 2015. aastal endiselt siiski 64%. Üheks teguriks, mis investeerimisfondide poolt omatava kinnisvara osakaalu järsult suurendas, oli 1986. aasta maksureformi seadus. Reformiga kehtestati REIT-idele maksueelised, tingimusel et nad investeerivad suurema osa tulust kinnisvarasse ja maksavad vähemalt 90% tulust aktsionäridele dividendidena. Samuti mõjutas seadus dividendide maksustamist aktsionäride tasandil. Kui enne maksureformi moodustas USAs ärikinnisvara mittefinantsettevõtete varadest umbes 40%, siis aastaks 2017 oli vastav osakaal 30%. See näitab, et ettevõtted eelistavad järjest enam ärikinnisvara pigem rentida kui omada (Ghent et al., 2019).

Tulenevalt rahvusvahelistest raamatupidamisstandarditest (*IFRS* ja *IAS*) ei pruugi mittefinantsettevõtete poolt omatava ärikinnisvara väärtus olla võrreldav kinnisvarainvesteeringufondide poolt omatava ärikinnisvara väärtusega (*IAS 40 Investment Property, s.a.*; *IFRS 13 Fair Value Measurement, s.a.*). Seetõttu keskendutakse antud töös ainult ärikinnisvarafondide poolt omatavale ärikinnisvarale.

## **1.2 Kinnisvara investeerimisfondid ehk REITid**

Ameerika Ühendriigid oli esimene riik, kus 1960. aastal REIT-tooted turule tulid. Sellest ajast alates on umbes 40 teist riiki/piirkonda kasutusele võtnud sarnase lähenemisega börsil kaubeldavad kinnisvarafondid (NAREIT, 2021). REIT-ide loomise algne eesmärk oli pakkuda väike- ja jaeinvestoritele võimalusi kinnisvarasse investeerimiseks, kuna varem oli see võimalik ainult jõukatele eraisikutele või institutsionaalsetele investoritele. Lisaks sooviti luua uusi võimalusi kinnisvarasektori rahastamiseks (Hu, 2022).

REITe liigitatakse lisaks nende poolt omatavale varatüübile veel ka nende investeerimis põhimõtete alusel. On Olemas REITe, kes investeerivad ärikinnisvaraga seonduvatesse laenudesse (hüpoteek REITid), kuid enamus REITe teevad kinnisvarasse otseinvesteeringuid ning neid nimetatakse omakapitali REITideks (Hu, 2022). Antud töö keskendub eelkõige omakapitali REITidele ning seega on antud töö kontekstis REIT defineeritud järgnevalt: REIT ehk börsil kaubeldav kinnisvarafond on ettevõtte, mis omab ja tavaliselt ka opereerib tulu teenivat kinnisvara või kinnisvaraga seotud varasid. REIT-i omanduses olev tulu teeniv kinnisvara hõlmab kontorihooned, kaubanduskeskusi, kortereid, hotelle, laohooned jne. Enamik REIT-e on spetsialiseerunud ühele konkreetsele kinnisvaraliigile – on olemas jaekaubanduse REIT-e, büroo-REIT-e, eluruumide REIT-e, tervishoiu REIT-e ja tööstuse REIT-e. Teistest kinnisvarafirmadest eristab REIT-e see, et viimane peab omandama ja arendama oma kinnisvaravara selleks, et opereerida seda investeerimisportfelli osana, erinevalt teistest kinnisvarafirmadest, kes võivad kinnisvaraga tegutseda ka spekulatiivsetel eesmärkidel (SEC, 2011).

Et kvalifitseeruda REIT-ina, peab ettevõtte täitma USA väärtpaberi- ja börsikomisjoni (SEC) poolt sätestatud tingimusi, muuhulgas:

- igal aastal välja maksuma vähemalt 90 % oma maksustatavast tulust aktsionäridele dividendidena;
- investeerima vähemalt 75 % oma koguvaradest kinnisvaravaldkonna varadesse või hoidma rahas;
- teenima vähemalt 75% protsenti oma brutosissetulekust rendituluna või vähemalt 90 % brutosissetulekust teenima investeerimistuluna teistesse kinnisvaraga seonduvatesse ettevõtetesse investeerimise tulemusel.

Ärikinnisvaraturu vastupidavuse hindamisel majanduskeskkonna muutustele on oluline mõista kuidas kujunevad REITide hinnad. Ajalooliselt on kommerts-kinnisvaraturg olnud tihedalt seotud rahapoliitika ning majandustsüklitega. Viimase kahe globaalse kriisi, üleilmse finantskriisi ja Covid-19 pandeemia, ajal toimunud tehingumahtude järsk vähenemine tõi endaga kaasa tugeva ärikinnisvara hindade languse. Siiski on nende kahe kriisi järelmõjud olnud erinevad. Näiteks pandeemia mõju tõttu kukkusid ärikinnisvara hinnad küll järsult, kuid suuremahuliste riigitoetuste tõttu taastusid need kiirelt. Vastupidiselt 2008. aasta globaalse majanduskriisi mõju hindadele oli palju pikem ning kriisieelsele tasemele naasmiseks kulus mitu aastat (Alter et al., 2023).

Ewing ja Payne (2005) uurisid enda töös makromajanduslike šokkide mõju REITide hindadele. Nad tõid välja, et REITid on omapärased, kuna neil on samal ajal nii kinnisvara- kui ka aktsiaturu omadusi. Autorid leidsid, et REITide tootlikkust mõjutavad eelkõige makromajanduslikud šokid, SKT kasv ja inflatsioon. Sarnaselt eelmainitud teguritele on REIT-ide hinnad suhteliselt tundlikud ka üldise kindlustunde nõrgenemise, kuid ka tugenemise suhtes. Ebakindlus mõjub pärssivalt nii ärikinnisvara arendajatele ja haldajatele, kes ebakindluse tõttu lükkavad edasi vajalikke investeeringuid olemasolevasse või ka uude varasse. Ebakindlusest tegemata jäänud investeeringud võivad aga järgnevate perioodide rahavoogudele negatiivselt mõjuda. Ebakindlus mõjutab samuti investoreid, kes heitlikel aegadel enda investeerimisotsuseid edasi lükkavad, mis omakorda võib kinnisvarafondide aktsiate hindadele negatiivselt mõjuda (Gholipour et al., 2021).

Samuti võivad REIT-ide hinnad langeda negatiivsete ootuste tõttu, näiteks kui ilmub uudis majanduse väljavaadete halvenemisest, suureneva inflatsiooni või võimaliku kitsendava monetaarpoliitilise otsuse kohta. Viimane mõjutab eelkõige just lühiajalisi intressimäärasid ning samal ajal ka üldist nõudlust. Intressimäärade muutused mõjutavad üheltpoolt laenamise kulu kinnisvarafondide jaoks, ning teiselt poolt ka ärikinnisvarasse investeerimise alternatiivkulu investorite jaoks. Suurenevate intressimäärade korral, kus riskivaba riigivõlakirja intress tõuseb,

peab ärikinnisvara tootlikkus kohanema, tagamaks, et investori jaoks oleks õigustatud investeerida vahendeid riigivõlakirjadest märksa riskantsemasse varaklassi. Seetõttu on intressimäär oluline tegur REITide hinna kujunemisel. Mõningal juhul võivad REITide hinnad negatiivselt reageerida hoopis positiivsele kogutoodangu šokile, kuna investorid võivad sellises olukorras otsustada REITide asemel pigem aktsiate kasuks (Ewing & Payne, 2005).

### **1.3 Pangalaenukanali roll ärikinnisvara investeerimisfondides**

Pankadel on ärikinnisvara finantseerimisel oluline roll. Nad rahastavad arendusprojekte, olemasolevate hoonete ja maatükkide ostmist ning annavad laene nii ärikinnisvarafondidele või muudele finantsasutustele, kuid ka ärikinnisvara enda tarbeks soetada soovivatele ettevõtetele. Pankade laenamisosused mõjutavad seega oluliselt ärikinnisvara hindasid ning vara käitumist (Davis & Zhu, 2011). Enamus kinnisvaraprojekte on kõrgelt võimendatud, see tähendab, et neid rahastatakse peamiselt võlakapitali, mitte investori omakapitaliga. Suurem finantsvõimendus suurendab omakorda maksejõuetuse tõenäosust. Kõrgema riskitaseme tõttu on ärikinnisvara turg teistest varaturgudest keskmiselt volatiivsem. Üldiselt on võimendatud investeeringud samuti ka väga tundlikud intressimäärade ja üldiste krediitingimuste muutustele. Sellest tulenevalt võivad ärikinnisvara hinnad perioodidel, mil intressimäärad tõusevad, kiiresti langeda, ja vastupidi intressimäärade langedes kiiresti kasvada (Federal Deposit Insurance Corporation, 1997).

Erinevalt elukondliku kinnisvara laenudest ei ole enamus pankade poolt väljastatavad ärikinnisvara hüpoteeklaenud täielikult amortiseeruvad. See tähendab seda, et antud laenude tähtajad saavad enne, kui nad täielikult tagasi makstakse. Näiteks võib laenu tähtaeg olla kümme aastat, kuid laenu teenindatakse viieteistkümne aastase tagasimaksegraafiku alusel ning laenu tähtaja saabudes laen refinantseeritakse. Tavaliselt finantseeritakse eelpool kirjeldatud laenudega stabiilset vara (st mitte arenduses ega suurtes renoveerimistöodes olevat vara), mis on 90% ulatuses rentnikega kaetud. Enamasti on laenude tähtjaks seitse kuni kümme aastat ning laenude ning tagatisvaraväärtuse suhtarv (inglise keeles *loan to value*) ehk LTV on 60% (Ghent et al., 2019).

Riddiough ja Steiner tõid enda 2017. a avaldatud töös välja, et umbes 63% USA REIT-de võlast on hüpoteegivõlg ja ülejäänud osa on tagamata võlg nagu näiteks hüpoteegiga tagamata võlakirjad. Hüpoteekvõlg pärineb omakorda nii pankadelt, elukindlustusfirmadelt ning samuti ka eraldi

eelpool mainitud ärikinnisvaralaenudele spetsialiseeritud ettevõtetelt, keda omakorda enamasti finantseerivad pangad (Riddiough & Steiner, 2017).

Elukondliku kinnisvara puhul rohkem levinud hüpoteeklaenude väärtpaberistamine (inglise keeles *debt securitization*), mille käigus pannakse mitmete laenude tagatiseks seatud hüpoteekidest kokku väärtpaber (inglise keeles *collateralized debt obligation*), edaspidi ka pandikiri või CDO, ning müüakse see siis investoritele edasi, ei ole ärikinnisvara puhul nii populaarne kui elukondliku kinnisvara puhul. Siiski moodustavad ärikinnisvaraga tagatud pandikirjad kogu hüpoteeklaenudest ligi 20% ning on ärikinnisvara finantseerimisele USAs arvestatavaks alternatiiviks pangalaenudele (Black et al., 2017). Selliseid pandikirju väljastatakse pigem väiksema riskiga ning stabiilsema tootlusega varadele, nagu näiteks kontorihooned, ning nende tagatiseks olevate laenude intressimäärad on küll keskmiselt kõrgemad kui pangalaenude omad, kuid on enamasti terveks laenuperioodiks fikseeritud. Laenude tähtajad on tavaliselt pikemad kui pankade poolt väljastavate laenude omad ning laenuvõimenduse suhtarv LTV oluliselt kõrgem. Väärtpaberistatud laenude puhul on laenuandja ja -saaja struktuur keerulisem kui pangalaenude puhul, kuna üks CDO sisaldab enamasti mitmeid erinevaid laene. Seetõttu on ka nende laenude teenindamise monitoorimine keerulisem ning vähem läbipaistvam, kuna pole selget ülevaadet iga konkreetse ettevõtte laenuteenindamisvõimekuse kohta. Jaainvestorid pandikirju enamasti otse osta ei saa ning enamasti ostavad neid kindlustusseltsid, pangad, pensionifondid, investeerimispangad ja investeerimis- ning riskifondid. Pandikirjad pakuvad investoritele tavaliselt küll kõrgemat tootlust kui näiteks riigivõlakirjad, kuid on oma olemuselt tunduvalt riskantsemad instrumendid. Tavalistest CDO-dest veel kõrgema riskiga on võimendatud struktuuriga CDO-d. Näiteks võib olla mitmetest erinevatest pandikirjadest kokku pandud omakorda uus pandikiri. Selline võimendamine suurendab riski, kuna piisava hulga võlakohustuste mittetäitmise või võlakohustuste liiga kiirete tagasimaksete korral ei pruugi tulevaste rahavoogude maksestruktuur püsida, ja mõned pandikirja omanikud jäävad enda soovitud rahavoogudest ilma. Lisaks suurendab selline võimendamine igasuguste valearvestuste mõju kogu finantsüsteemile. Eluasemelaenudega tagatud pandikirjaturu kokkuvarisemine oli eelmise 2008. a finantskriisi üheks peamiseks sütikuks (Federal Deposit Insurance Corporation, 2017).

Samal ajal kui pangalaenukanal mõjutab ärikinnisvara, mõjutab ühtlasi ka ärikinnisvara sektor laenude jaoks seatud tagatise vara väärtuse muutuse kaudu pangandus- ning ka kogu finantssektori käikeäiku. Näiteks kui tagatiseks seatud vara väärtus langeb, suureneb laenusaaaja ettevõtte pankroti tõenäosus, mistõttu on teatud juhtudel pangad sunnitud laenu väärtust proviisjoneerima

(M. Allen et al., 1995). Kahanevad kinnisvarahinnad suurendavad „hapude laenude“ (inglise keeles *non-performing loans*) osakaalu, nõrgendavad pankade bilansse ning halvendavad seeläbi pankade kapitalibaase (Davis & Zhu, 2011). Pankade kapitalibaas on oluline pankade finantsjõudluse hindamisel ja pankade reguleerimisel keskpankade poolt. See mõjutab mil määral saavad pangad laene väljastada ning kui palju kapitali nad peavad säilitama võimalike kahjude katmiseks ja klientide hoiuste kaitsmiseks. Demirguc-Kunt jt leidsid enda 2010. aastal avaldatud töös, et pankade kapitaliseerituse olulisus ilmneb eelkõige just majanduskriiside käigus. Suuremate hästi kapitaliseeritud pankade aktsiad on investorite poolt kriiside ajal rohkem hinnatud, nõrgemalt kapitaliseeritud pangad võivad kriiside käigus aga sootuks pankrotistuda (Demirguc-Kunt et al., 2010).

Ärikinnisvara- ning pangandussektori tihedat seotust rõhutavad enda töös ka Herring ja Wachter (1999), kes tõid välja, et kinnisvaratsüklid võivad esineda ilma panganduskriisideta ja panganduskriisid võivad toimuda ilma kinnisvaratsükliteta, kuid need kaks nähtust on märkimisväärsel hulgal juhtudest erinevates riikides hulga näidetena omavahel korreleerunud.

Autorid tõid välja, et tõusevad kinnisvarahinnad võivad julgustada panku andma suuremaid laene ärikinnisvarasektorisse, sealjuures tihti laenamise kaasnemise riskide alahinnates. Riskide alahindamise võimalikuks põhjuseks toodi välja pankade suutmatus adekvaatselt hinnata harva esinevate šokkide nagu näiteks kinnisvarakrahhide tõenäosust. Taolisi šokke iseloomustabki just nende ettearvamatus, kuna neile eelneb tavaliselt pikk stabiilsete tingimustega periood. On leitud, et üks põhjus, miks pankurid riske õigesti hinnata ei suuda, võib peituda käitumispsühholoogias (Herring & Wachter, 1999). Kognitiivsepsühholoogia uuringutes on leitud, et paljud otsusetegijad, nende hulgas isegi professionaalsed statistikud, kasutavad tihti sarnaseid lihtsaid reegleid ehk heuristikuid. Kaks heuristikut, mida pankurid laenu ostuste tegemisel kasutada võivad, on kättesaadavuse heuristik ning künnisheuristik (Herring & Wachter, 1999).

Kättesaadavuse heuristik viitab inimeste kalduvusele hinnata sündmuste tõenäosust selle põhjal, kui lihtsalt või kättesaadavalt suudavad nad sarnaseid sündmusi meenutada või ette kujutada. Inimesed kalduvad pidama sündmusi tõenäolisemaks, kui neil on taoliste juhtumite kohta kergesti meenutatavat teavet või kui nad on sarnaseid sündmusi hiljuti kogunud. Kui inimesel on värskest meeles mõni sündmus või kui ta on kuulnud sellest sündmusest hiljuti palju räägitavat, võib ta arvata, et see sündmus on tõenäolisem, kui see tegelikult on. See võib viia inimesi tegema otsuseid või hindama tõenäosusi moonutatult, kuna nende mälu või teave on piiratud või keskendunud



teatud sündmustele. See viitab inimeste kalduvusele otsuste langetamisel kasutada kindlat lävendit või piiri (Tversky & Kahneman, 1975).

Künnisheuristik tähendab, et kui mingi sündmuse tõenäosus langeb alla teatud kindlaksmääratud piiri (läve), võib sündmus tähelepanuta jääda või seda koheldakse kui ebatõenäolist (Simon, 1978). Kuigi pangandus on rangelt reguleeritud valdkond ning üle mitmete kriiside on tõhustatud järelevalve meetmeid vältimaks 2008. a panganduskriisi kordumist, teevad pankades ostuseid suurel määral siiski endiselt inimesed. Seetõttu on kognitiivse psühholoogia aspekte oluline arvesse võtta ka pangalaenukanali ning ärikinnisvara hindade seoste uurimisel.

Lisaks käitumispsühholoogiale mõjutab laenu demahtu ka laenuandja ning laenusaaaja vaheline usaldus. Informatsioon laenuandjate ning laenuvõtjate vahel võib mõningal juhul olla asümeetriline, millest tulenevalt võib ärikinnisvara laenu turg olla ebaefektiivne. Allen ja Gale (2000) poolt arendatud teoreetilises mudelis, mis käsitleb riskide ülekandmise olulisust krediitdimullide tekkel, laenavad investorid raha pankadelt, et investeerida riskivabadesse ja riskantsetesse varadesse. Mudeli kohaselt pole pankadel kontrolli selle üle, kuidas investorid laenatud raha nende kahe vara vahel jaotavad, sest pankadel puudub informatsioon varade riskitaseme osas. Investorid maksimeerivad oma võimendatud portfelli väärtust, võttes arvesse, et nende vastutus on piiratud ehk kui nad enam laenu teenindada ei suuda, lähevad nad lihtsalt pankrotti ning sellega nende jaoks vastutus piirdub. Kogu pankrotiga kaasnev kulu jääb täielikult pankade kanda. Seetõttu ei kajastu riskantse vara risk õiglaselt selle vara hinnas. Juhul kui investeerimisotsused oleks aga ainult panga teha, st puuduks riskide ülekandmise mehhanism, siis oleks riskantsed varad turu poolt õiglasemalt hinnastatud (F. Allen & Gale, 2000).

Asümeetriline informatsioon mõjutab ärikinnisvara lisaks eelpool kirjeldatule veel ka pangamarginaalide mehhanismi kaudu. Kui tagatisvara väärtus langeb, suurenevad panga jaoks riskid, mistõttu üldjuhul pangamarginaalid tõusevad. Üheks põhjuseks, miks turulanguse ajal pangamarginaalid tõusevad võib olla asjaolu, et pankadel võib tekkida kartus, et kõik kvaliteetsed varad on turult juba ära ostetud, ning alles on jäänud vaid kõrge riskitasemega ning ebakvaliteetsed varad ehk sidrunituru teooria (inglise keeles *The market for lemons*) kohaselt „sidrunid“. Kõrgemad marginaalid vähendavad aga ärikinnisvara hindu veelgi, mis omakorda võib mõjutada kvaliteetsete varade omanikke enda vara madala hinna tõttu mitte müüma ning sellest tulenevalt jäävadki turule vaid „sidrunid“ (Brunnermeier & Oehmke, 2012, lk 41).

## 1.4 Ärikinnisvara õiglane väärtus

Üks võtmetähtsusega aspekt REITide ja pangalaenukanali vaheliste seoste mõistmisel on ärikinnisvara hindamine, kuna hindamistulemused mängivad olulist rolli nii investeerimis- kui ka finantseerimisotsuste tegemisel. Hinnangutes määratletud väärtuste alusel väljastatakse pangalaene ning kajastatakse kinnisvarainvesteeringuid raamatupidamises. Finantsaruandluse informatsioon jõuab omakorda investoriteni, kes selle alusel investeerimisotuseid teevad ning seeläbi ka kinnisvarafondide osakute börsi hindu mõjutavad.

Ärikinnisvara hindamise kõige levinumad meetodid on tulumeetod, müügivõrdluse meetod ja kulumeetod. Enamasti eelistatakse tulumeetodit, mis põhineb põhimõttel, et vara väärtus sõltub tema tulevaste rahavoogude nüüdisväärtusest. Rahavood omakorda koosnevad igaaastasest teenitavast neto renditulust ning vara eeltatavast tuleviku neto müügihinnast. Eeldatavat müügihinda arvutatakse kapitaliseerimismäära ning prognoositava renditulu abil. Lihtsusatult öeldes on kapitaliseerimismäär tootlus mõõdetuna protsentides, mida ärikinnisvara investeering terminaalaastal (prognoositavate rahavoogude viimasel perioodil) teenib. Kuna tootlusmäärad sõltuvad väga paljudest erinevatest teguritest, nagu näiteks makromajanduse keskkonnast või spetsiifilisest nõudlusest müüdava vara järgi, siis on tuleviku tootlusmäära ning seega vara tuleviku müügihinda keeruline prognoosida (Deppner et al., 2023).

Tulumeetodi järgi hindamisel kasutatakse diskontomäärana kaalutud keskmist kapitalikulu (WACC), mis omakorda sõltub keskmiselt sarnase projekti finantseerimiseks kasutatava omakapitali ning laenufinantseerimise vahekorra, nõutavast omakapitali tootlusest ning pikajalisest intressimäärast. Nõutav omakapitali tootlus baseerub enamasti CAPM mudelil (inglise keeles *Capital Asset Pricing Model*), mille kohaselt hinnatakse vara riske võrreldes turu keskmise omakapitali tootlusega ja lisatakse riskivaba intressimäär (Giaccotto et al., 2019).

William F. Sharpe poolt 1964. aastal tutvustatud CAPM mudeli komponendid on järgmised:

1. Riskivaba intressimäär ( $R_f$ ): See tähistab intressimäära, mida investor võiks teenida riskivabalt, investeerides näiteks riigivõlakirjadesse. See moodustab baasi riskivaba tootluse arvutamiseks. Makromajanduse tingimused, nagu keskpanga rahapoliitika ja inflatsioon, mõjutavad otseselt riskivaba intressimäära ning seeläbi ka ärikinnisvarainvesteeringute atraktiivsust ja tulusust.

2. Turutootlus ( $R_m$ ): Turutootlus näitab investeringu üldist tururiski. See peegeldab oodatavat tootlust, mida investorid võiksid saada alternatiivsetest investeringutest või finantsinstrumentidest nagu näiteks aktsiaturu indeksist. Turutootluse muutused on tihedalt seotud makromajanduse tingimustega, mis võivad mõjutada investorite riskivalmidust ja nõudlust ärikinnisvarainvesteeringute järele.
3. Võrdleva vara beetakordaja ( $\beta$ ): Beeta mõõdab vara volatiilsust võrreldes turu keskmise volatiilsusega. Kui vara beetakordaja arvvärtus on 1, on selle volatiilsus võrdne turu keskmise volatiilsusega. Kui beetakordaja on suurem kui 1, siis vara on volatiilsem kui turu keskmine ning vastupidi beetakordaja alla ühe näitab, et vara on vähem volatiilne kui turg. Makromajanduse muutused, nagu majanduskasv ja tarbimine, võivad mõjutada võrdlevate varade hindamise aluseid ning seeläbi ka beetakordaja väärtust (Sharpe, 1964).

Nõutav omakapitali tootlus ( $K_e$ ) arvutatakse CAPM mudeli kohaselt järgmise valemi abil:

$$K_e = R_f + \beta * (R_m - R_f)$$

- $K_e$  on nõutav omakapitali tootlus.
- $R_f$  on riskivaba intressimäär.
- $\beta$  on vara beetakordaja.
- $R_m$  on turutootlus.

Ärikinnisvara õiglase väärtuse leidmine on üsna suuremahuline protsess, millega tegelevad selleks spetsialiseerunud atesteeritud hindajad. Juba ainuüksi ärikinnisvara hindamissektori maht ulatub miljarditesse dollaritesse (Deppner et al., 2023). Vaatamata sellele ei pruugi hindajate poolt koostatud hindamisaktid alati õiglast turuväärtust kajastada. Cannon ja Cole (2011) analüüsisid enda töös hindamisakte, mis olid tehtud kinnisvara hinnaindeksis *NCREIF National Property Index* aastatel 1984 – 2010 sisalduva vara kohta ning leidsid, et hindamisaktides avaldatud hinnad erinevad keskmiselt 12% tegelikest tehinguhindadest, mis kujunesid nõudluse ja pakkumise alusel kaks kvartalit peale hindamisakti avaldamist (Cannon & Cole, 2011). Eeldades, et USA kapitaliturud on efektiivsed, peaksid REITide hinnad ärikinnisvaraturgu peegeldama paremini kui hindamisaktid, kuna REITide hinnad hinnatakse turu poolt ümber reaajas ning on seotud suurema arvu makromajanduslike näitajatega kui hindamisaktid arvesse võtavad.

Tihti kasutatakse ärikinnisvara hinna määramiseks ka sarnaste omadustega varadega tehtud tehingute võrdlusmeetodit või ka kulu meetodit. Viimane eeldab, et ratsionaalne informeeritud investor ei maksaks vara eest kõrgemat hinda kui see on hind, millega ta sarnase objekti ise rajada saab ning sinna ka üürnikud leiab (Deppner et al., 2023). Kui kinnisvarahinnad tõusevad üle asenduskulude taseme, hakkavad arendajad lähtudes eelkõige hetkelistest kinnisvarahindadest alustama uute projektide ehitust. Siiski võib ehituse valmimine võtta aega mitu aastat ning selleks ajaks, kui projekt on valminud, võib turunõudlus olla langenud ning sellest tulenev ülepakkumine turul sunnib hinnad langema (Herring & Wachter, 1999). Tulenevalt valedest valitsuse regulatsioonidest, mis põhjustasid ärikinnisvaralaenu liigse väljastamise arendajatele, tekkis 1980datel USAs struktuurne ärikinnisvara ülepakkumine, mis päädis sellega, et kuigi kontoripinnad olid 20% ulatuses tühjad, ehitati pindu siiski juurde (Hendershott & Kane, 1992). Ärikinnisvara tsüklilise iseloomu tõttu lõppes 1980datel alanud buum 1980date lõpus krahhiga. Rendi- ning ärikinnisvara hinnad kukkusid järsult, millest tulenevalt pangad, kindlustusfondid kui ka investorid suuri kahjumeid kandsid (Federal Deposit Insurance Corporation, 1997).

## **1.5 Ärikinnisvara- ning krediidsüklite seotus**

Kuna ärikinnisvara sõltub suuresti laenurahast, siis on selle tsüklid lähedalt krediidsüklitega seotud. Tagatisvara väärtus määrab tihti ära nii laenuitingimused kui ka laenatava summa. Kui tagatisvara väärtus kasvab, siis paranevad ka laenuitingimused. Paremad laenuitingimused omakorda põhjustavad täiendavat nõudlust tagatisvara järgi, mis omakorda suurendab tagatisvara väärtust veelgi. Vastupidiselt töötab ka langeva tagatisvara väärtuse hinnaspiraal – kui tagatisvara väärtus langeb, halvenevad laenuitingimused ning tagatisvara väärtus väheneb veelgi. Lisaks sellele mõjutab langev tagatisvara väärtus positiivselt ka pangamarginali, kuna varaga on seotud rohkem riske. Kõrgemad pangamarginalid omakorda vähendavad nõudlust tagatisvara järele ning samal ajal suurendavad ebakindlust turul, kuna olemasolevate kinnisvaralaenu refinantseerimiskulud tõusevad ning seega suureneb refinantseerimisrisk (M. Allen et al., 1995). Seetõttu võivad ka üsna väikesed muutused kinnisvaraväärtuses halvendada või parendada pankade laenuitingimusi ning seega süvendada või võimendada hinnalangust või -tõusu veelgi.

Dokko jt (1999) toovad välja, et ärikinnisvara- ning krediidsükleid mõjutavad suures osas samad makromajanduslikud tegurid. Pangalaenu tsüklilisust põhjustavad põhiliselt turu konjunktuur ja majanduse väljavaated, eelkõige SKT ja intressimäärad. Kui konjunktuur on hea ning majandusel

läheb hästi, on suurem nõudlus ka pangalaenude järele. Samamoodi võimendab pangalaenude tsüklilistust keskpankade poolt teostatav rahapoliitika. Kui baasintressimäärad on madalad, siis on laenu raha kättesaadavam ning selle järgi nõudlus suurem. Omakorda on inflatsiooni kaudu üksteisega seotud ka SKT- ning intressimäärade tsüklid. Majanduse kasvufaasis nõudlus kaupade ning teenuste järele suureneb, mistõttu hinnad kasvavad. Kui hinnakasv ületab keskpankade mandaadiks seatud piiri, peaksid intressimäärad kerkima hakkama, mis omakorda majandusaktiivsust pidurdab.

Sarnaselt mõjutab majandusaktiivsus olulisel määral ka ärikinnisvara turgu. Muutused ärikeskkonnas võivad lühiajaliselt viia ärikinnisvara nõudluse ja pakkumise tasakaalust välja ning seeläbi põhjustada muutusi investeringutes ning hindades. Sellised välised šokid võivad tulla nii nõudluse- kui ka pakkumise poolelt. Ärikinnisvara nõudlust mõjutavad enim muutused ettevõtete ning laiemalt ka inimeste sissetulekutes, intressimäära muutused ning samuti ka muutused demograafias. Pakkumise poolt mõjutavateks faktoriteks on ehitustööjõu- ning materjalikulud ning raha kättesaadavus ja ka regulatiivsed muudatused ärikinnisvara arendamises (Dokko et al., 1999).

Ärikinnisvara turu langus võib seega teatud juhtudel osutada süstemaatiliseks majandusriskiks, kuna ärikinnisvaraturg on ettevõtete ning reaalmajanduse käekäiguga lähedalt seotud. Kui majandus on languses ning agregeeritud nõudlus kaupade/teenuste järele väheneb, võivad osad äripinnad tühjaks jääda ning seega võib tekkida surve rendihindade alanemiseks. Kui ärikinnisvara renditulud ning seeläbi ärikinnisvara väärtus väheneb, võib see panna teatud sundolukorras olevaid investoreid vara müüma, avaldades sellega edasist survet vara hindadele. Turu languse korral võivad nii sektorisse laenanud kui ka kapitaliinvesteeringuid teinud investorid kanda suuri kahjumeid. Sundmüügi olukorrad võivad tekkida näiteks juhul, kui investorid on kasutanud investeringute tegemiseks kõrget võimendust, ning neil tekib probleeme laenu teenindamisega. Samamoodi võib laenuandja vähenenud tagatisväärtuse korral nõuda lisatagatist ning kui laenusaaaja seda pakkuda ei suuda, võib laenusaaaja olla sunnitud enda vara müüma. Taolistel põhjustel võib investorite likviidsusvajadus hinnalanguse ajal olla suurenenud ning investorid võivad olla sunnitud müüma vara langevate hindade korral, mis omakorda süvendab hinnalangust veelgi. Ärikinnisvaraturu langusel võivad olla negatiivsed kõrvalmõjud teistele varaklasside hindadele ning reaalmajandusele, näiteks ehitussektorile, ning seega võib see kogu majanduslangust enamgi süvendada (European Systemic Risk Board., 2023).

Lisaks sündmüükidele mõjutab majanduslangus ärikinnisvara sektorit ka arendajate ning investorite karjakäitumise kaudu. Seda on varasemates akadeemilistes uurigutes püütud selgitada optsoonide teooria (inglise keeles *the real option theory*) abil, mille kohaselt lükkavad heitlikel aegadel investorid tähtsad investeerimisotsused edasi. Kõrgema ebakindlusega ärikeskkonnas esineb rohkem pankrotte, mistõttu on uute projektide ettevõtmine palju riskantsem. Kui arendaja ei saa kõrgema riski eest kõrgema tootlikkusega kompenseeritud, lükkab ta projekti edasi kuniks ebakindlus on väiksem ning riskid madalamad või kuniks riskipreemiad heitlikel aegadel suureneva hakkavad. Mõlemal juhul hakkavad arendajad enamasti uusi projekte samaaegselt alustama. Selline karjakäitumine tekitab olukorra, kus ebakindlal ajal ei võta ükski arendaja uusi projekte ette ning ebakindluse vähenedes või riskipremia kasvamisel hakatakse uusi projekte arendama samal ajal (Gholipour et al., 2021). Cunningham (2006) uuris optsoonide teooria abil USA elukondliku kinnisvaraarendust ning järeldas, et kui volatiilsus turul suureneb ühe standardhälbe võrra, väheneb arendusprojektide maht 11,3 % võrra (Cunningham, 2006).

Ärikinnisvara puhul on piiriülesed investeeringud ning laenusuhted suurema osakaaluga kui elukondliku kinnisvara puhul. Näiteks Euroopa pankade ärikinnisvaralaenude risk tuleneb nii koduturule kui ka teistele riikidele antud laenudest, mis suurendab negatiivsete sündmuste ülekandemõju (inglise keeles *spillover risks*) ohtu. Lisaks pankadele on riikideülevalt omavahel seotud ka ärikinnisvarafondid või nendega seotud kindlustusseltsid, investeerimisfondid või muud institutsionaalsed investorid. Tulenevalt regulatsioonidest nõutakse börsil kaubeldavatelt kinnisvarafondidelt enda vara ümberhindamist tavaliselt vähemalt üks kuni kaks korda aastas. Kõrgem hindamissagedus ei oleks mõistlik, sest esiteks on ärikinnisvara hindamine kulukas tegevus ning teiseks ei garanteeriks see õiglasemat turuväärtust, kuna ärikinnisvara tehingute halva läbipaistvuse tõttu poleks hindajatel piisvat võrdlusbaasi sarnaste varadega tehtud tehingute kohta. Sellest tulenevalt võib tekkida olukord, kus tehinguhinnad ning õiglase väärtus on küll vähenenud, kuid kinnisvarafondid kajastavad enda investeeringuid endiselt kõrgema väärtusega. Hindade korrigeerimine võib seega kajastuda fondide portfelliges järsu muutusena teatava viitajaga. Paralleelselt võib hinnašokiga kaasnenud tehingute langus oluliselt halvendada ärikinnisvara hindamiste kvaliteeti. Viimane on aga omakorda oluline lisaks teistele turuosalistele veel ka kindlustusseltside jaoks, et saada nõuetekohane teadmine alusvarade riskist solventsuskordaja arvutamisel (European Systemic Risk Board., 2023).

Kindlustusseltsidel on ärikinnisvaraturul tähtis roll, sest lisaks otsestele ning kaudsetele osalustele ärikinnisvarafondides omavad nad ka erinevate ärikinnisvarafondide võla- ning pandikirju. Ühtlasi

pakuvad paljud kindlustusseltsid krediidiriski vahetustehinguid (inglise keeles *credit default swaps*) ärikinnisvarafondide võla- ning pandikirjadele. Krediidiriski vahetustehing on sisuliselt antud instrumendi ostja kindlustus selle vastu, et võlgnik ei tasu enda kohustust. Seega kantakse võlgnevuse mittemaksmise risk antud instrumendi ostja poolt selle instrumendi müüjale, kelleks enamasti on kindlustusseltsid. Kuna neid instrumente kasutatakse näiteks ka võimendatud struktuuriga pandikirjade puhul, mõjutavad igasugused vaeleinvestused tagatisvarade väärtuses kui ka laenuteenindusvõimekuses tervet finantsüsteemi. 2008. aasta pandikirjaturu kokkuvarisemise peamisteks põhjusteks oli tagatisvarade väärtustele antud vale hinnang ning valed reitingud CDO-dele (Federal Deposit Insurance Corporation, 2017).

Väga riskantsete CDO-de emiteerimine lõpetati küll pärast finantskriisi, kuid muud tüüpi väärtpaberistamised on tänaseks märkimisväärselt kasvanud - eriti tagatisega laenukohustused ehk CLO-d (inglise keeles *collateralised loan obligations*). Lisaks ärikinnisvaralaenuks sisaldavad CLO-d ka teisi riskantseid pangalaene ettevõtetele, kelle laenukoormus on suur ning kelle laenuteenindamiskulud võrreldes ettevõtte tuludega kõrged on. Kõrge riskiga laenuks turg on viimastel aastatel märkimisväärselt kasvanud, ulatudes umbes 1,7 triljoni dollarini, millest umbes 300 miljardit dollarit on eurodes ja ülejäänud USA dollarites. 2019. aasta juunikuus seisuga oli üle 50% USA dollarites ja umbes 60% eurodes väljastatud kõrge riskiga laenuks väärtpaberistatud läbi CLO-de (Aramonte & Avalos, 2019; Sirio et al., 2022).

## 2. VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD

### 2.1 Makromajanduslike tegurite mõju REITidele

Käesolevas peatükis käsitletavat empirilised uuringud keskenduvad REITide ning makromajandusest tulenevate ebakindluste ning -šokkide vaheliste mõjude uurimisele.

Gholipour jt (2021) uurisid piiranguteta ehk standard kujul VAR (3) mudeli abil majandusliku ebakindluse, REIT-i tulemuste ja ärikinnisvara hindade dünaamilisi ja üheaegseid mõjusid. Standard kujul VAR mudel eeldab kõikide muutujate endogeensust ning seega ei nõua see muutujate vahel täiendavaid piiranguid (Sims, 1980; Stock & Watson, 2001). Autorid mõõtsid VAR mudeliga nii lühi- kui ka pikaajalisi kõikumisi REIT-i ja ärikinnisvara hindade indeksites mõjutatuna nii majanduslikust ebakindlusest kui ka teistest šokkidest. Autorid kasutasid enda baasmudelid järgmisi endogeenseid muutjaid: logaritmitud ebakindluse indeks, SKP kasvumäär, töötuse määr, ning erinevates mudelid erinevaid kinnisvara hindade indekseid nagu logaritmitud eluaseme hinnaindeks, logaritmitud REIT-indeks ja logaritmitud ärikinnisvara hinnaindeks. Andmed olid kvartaalsed ning aastate 1989 kuni 2017 kohta. Muutujate järjestuse määramisel kasutasid autorid Cholesky järjestust, kus ebakindluse indeks on kõige eksogeensem ja seega on määratletud esimese muutujana. Mudeli järjestuse esimene muutuja mõjutab teisi muutujaid samaaegselt, kusjuures teised muutujad mõjutavad omakorda mõne viitajaga ka esimest muutujat.

Teiseks muutujaks valiti SKP kasvumäär, mis mõjutab töötuse määra, mis oli järjestuses kolmas muutuja. Viimaseks, järjekorras neljandaks, muutujaks määratleti REIT-indeks. Optimaalseks viitajaks määrati kolm kvartalit, mis valiti kolme kriteeriumi põhjal: tõenäosuse suhtarv (LR), lõplik prognoosiviga (FPE) ja Akaike teabekriteerium (AIC). Impulsi reaktsiooni funktsioonide tulemusi tõlgendades leiti, et majandusliku ebakindluse suurenemine vähendab majanduskasvu ja kinnisvara hindu, suurendab töötuse määra ning vähendab REITide kasumlikust. Ebakindluse mõju avaldub REITidele USAs 1-3 aasta jooksul (Gholipour et al., 2021).

Hu ja Xiaoyu (2022) uurisid makromajanduslike tegurite mõju USA ja Hiina kinnisvara REITidele kasutades selleks samuti VAR mudeleid, mille viitaegadeks oli 3 kvartalit USA ning 2 kvartalit



Hiina andmetega mudeli puhul. Makromajanduslike teguritena kasutati kuist inflatsiooni muutust, USA 10 aastase riigivõlakirja intressimäära, kuist rahapakkumise (M2) kasvu, kuist tööstustoodangu kasvu ning kuist aktsiaturu indeksit. REITide indeksitena kasutati USA puhul sealse suurima investeerimispannga Morgan Stanley poolt avaldatavat MSCI indeksit ning Hiina jaoks kasutati mitme erineva börsil kaubeldava fondi osakute hindasid. Mõlemal juhul sisaldasid antud indeksid ka elukondlikku kinnisvara. Aegridade statsionaarsust mõõdeti augmenteeritud Dickey Fulleri (ADF) testi abil, mille tulemustest selgus, et kõik muutujad peale riigivõlakirjade intressimäära olid statsionaarsed. Riigivõlakirjade muutuja statsionaarsuse saavutamiseks võeti muutujast esimest järku diferents. Enne VAR mudeli hindamist kasutati ka Grangeri kausaalsuse testi määramaks kas muutujate vahelisi seoseid saab VAR mudeli abil efektiivselt prognoosida (Hu, 2022). Grangeri põhjuslikkuse testi läbiviimisega saab kindlaks teha põhjuslikud seosed muutujate vahel, mis aitavad otsustada, millised muutujad millises järjekorras peaksid VAR mudelisse kaasatud olema (Jarociński & Maćkowiak, 2013).

Grangeri põhjuslikkuse testi tulemustena järeldati, et USA riigivõlakirjade ja aktsiaturu indeksi viitajad aitavad statistiliselt olulise tõenäousega prognoosida USA REITide indeksi väärtusi. Grangeri kausaalsus esines samuti ka ainult USA riigivõlakirjade ja REITi indeksi ning aktsiaturu indeksi ning REITi indeksi vahel. Peale VAR mudelite hindamist analüüsiti mudeli tulemusi impulssreaktsiooni funktsiooni abil, mille abil saab arvuliselt mõõta ühe muutuja reaktsiooni teiselt muutujalt pärinenud impulsile. Samuti annab see informatsiooni kas muutuja reaktsioon mingile šokile (impulsile) on positiivne või negatiivne. Impulssreaktsiooni funktsiooni analüüsist selgus, et muutused REITide indeksites on kõige suuremal määral põhjustatud tema enda muutustest. Mõju pikkus on kaheksa kuud, kusjuures REITi positiivne šokk tema enda tulevikuväärtusele mõjub esialgu positiivselt, pöördub seejärel negatiivseks, kuid enne šoki häbumist kaheksandal perioodil pöördub mõju tagasi positiivseks. See võib olla selgitatav kohandumise protsessiga aktsiaturul, kus esialgu võivad investorid mingi signaali peale ülereageerida, kuid seejärel toimuvad hinnas korrektuurid. Samuti tähendati seitse kuni kaheksa kuud kestvat USA aktsiaturu šoki mõju USA REITidele, kusjuures tulemuste kohaselt mõjuvad positiivsed liikumised aktsiaturul positiivselt ka REITidele.

Teiste muutujate poolt põhjustatud šokkidel oli REITidele vähem oluline roll. Siiski täheldati, et negatiivne šokk tööstustoodangus avaldub negatiivselt REITidele nelja kuuse viitajaga. Samuti täheldati, et positiivne muutus intressimäärades avaldub REITidele negatiivselt ka nelja kuu jooksul, kuid intressimäärade šoki mõju on REITidele väiksem kui REITide enda või aktsiaturu

šokkide mõju. Viimasena, impulss reaktsioonifunktsioonide analüüsimisel, toovad autorid välja, et nende mudeli kohaselt on inflatsiooni muutuse mõju REITidele eelpool kirjeldatud muutujatest kõige nõrgem.

Autorid kasutavad töös VAR mudeli tulemuste tõlgendamiseks ka dispersiooni dekompositsiooni analüüsi, mis näitab kui suur osa sõltuva muutuja prognoosiveast on selgitatav teiste muutjate šokkide poolt (Luetkepohl, 2005). Varieeruvuse dekompositsiooni analüüsist järeldub, et nii REITide enda kui aktsiaturu indeksi mõju REITidele selgitab vähemalt 85,8% kogu varieeruvusest (Hu, 2022).

## **2.2 Kahe viimase globaalse kriisi mõju ärikinnisvaraturule**

Alter jt (2023) uurisid USA ärikinnisvara hinnadünaamikat toetudes kahele suuremahulisele andmekogule, mis hõlmasid üle miljoni kommertsinnisvara tehingu ja üle saja miljoni kaubanduskeskuste ning hotellide ja teiste sarnaste ärikinnisvara külastatavuskordade arvu. Mikroandmete kasutamine võimaldas autoritel uurida pikaajalisi seoseid kommertsinnisvaraturu ning seda mõjutavate mikromajanduslike tegurite vahel. Samuti võrreldi ärikinnisvara pandikirjade hindade käitumist 2008. aasta globaalse majandus- ning koroonakriisi ajal. Ärikinnisvara investorite riskieelistuste võrdlemiseks kahe kriisi ajal kasutati erinevat tüüpi regressioonanalüüsi.

Uuringu tulemustest tuli välja, et pandeemia ajal täheldatud mustrid olid üldiselt sarnased globaalse majanduskriisi omadega. Siiski oli äripindade nõudlus ja pakkumine enne 2008. aasta kriisi suurem kui enne koroonakriisi, sest vaatamata kõrgetele hindadele oli tehingute arv enne globaalset kriisi suurem. Enne pandeemiat oli aga vastupidiselt kommertsinnisvaraturul märgata pakkumise aeglast vähenemist ning üleüldist suurenevat ebakindlust. Samuti viitas jaemüügi külastatavusnumbrite ja ärikinnisvara hindade vaheline tugev seos, et pandeemia ajal mõjutas kommertsinnisvaraturgu peamiselt nõudlusšokk.

Ärikinnisvara trendide uurimisel rõhutasid autorid suundumust kontorisektoris, millekohaselt muutusid äärelinnades asuvad kontoriruumid võrreldes kesklinna omadega töötajate jaoks atraktiivsemaks juba enne pandeemia algust. Pandeemiaga kaasnenud esialgu täielik ning hiljem osaline kaugtöö võimaldas inimestel kolida äärelinnadesse, suurendades täiendavalt nõudlust seal asuvate kontoriruumide järgi. Lisaks toodu pikajaliste trendide analüüsimisel välja, et vakantsusmäärade tõus 1% võrra põhjustab järgneva kvartali jooksul ajutist langust ärikinnisvara hindades 0,5% - 0,6% võrra. Samuti leiti, et ettevõtete finantsseerimistingimusi mõõtva indeksi (*National Financial Conditions Index*) muutus ühe standardhälbe võrra on seotud 2,5% - 3% langusega kommertsinnisvarahindades. Indeksi mõju muutus on kõige tugevam jaemüügisektori ärikinnisvara puhul, kuna viimane on ajalooliselt finantstsükli suhtes tundlikum olnud. Ärikinnisvara hindade tundlikkus finantsseerimistingimuste suhtes sõltub peale vakantsusmäärade ka muudest makrofinantsfaktoritest ja kohaliku turu aspektidest, nagu näiteks üldine finantsvõimenduse tase majanduses. Tulevikku vaadates võib rahapoliitika karmistamise mõju ärikinnisvarale kajastuda nii kõrgemate vakantsusmäärade, üüri- ja pankrottide arvu suurenemise kui ka investorite väiksema huviga ärikinnisvara investeringute vastu (Alter et al., 2023).

### **2.3 Pangalaenukanali mõju REITidele**

Davis ja Zhu (2011) uurisid ärikinnisvara hindade omadusi ja nende lühi- ja pikajalisi seoseid pangalaenukanaliga kasutades kvartaalseid paneelandmeid 17 riigi ja aastate 1972 kuni 2003 kohta. Töö teoreetilises osas esitlevad autorid mudelit, mis käsitleb ärikinnisvara tsüklite teket. Mudeli kohaselt põhjustavad makromajanduslikud šokid nagu SKP- ja intressimäärade järsk muutus liikumisi ärikinnisvara hindades ja pankade laenamises. Samuti tuleneb mudelist pankade laenamise lühiajaline positiivne, kuid pikaajaline negatiivne mõju. Lühiajaliselt suurendab pankade poolt pakutav laenumaht küll nõudlust ärikinnisvara järgi, sest ärikinnisvara on võimalik parematel tingimustel omandada, kuid pikaajaliselt võib tekkida turul ülepakkumine, mis hindu alla surub. Autorid kasutasid teoreetilise mudeli empiiriliseks uurimiseks kointegratsiooni testi, RESET testi (inglisekeeles *Regression Equation Specification Error Test*), üldistatud vähimruutude meetodit ning VAR ja VECM mudeleid. Empiirilistes mudelites kasutavad autorid peamiselt viite inflatsiooniga korrigeeritud muutujat: 1) ärikinnisvara hinnad, 2) pangalaenu maht, 3) SKT, 4)

lühiajaline intressimäär, 5) erainvesteeringute maht. Muutujate statsionaarsuse saavutamiseks vajalikud muutujad differentseeriti ning statsionaarsust hinnati ADF testide abil.

Muutujate vaheliste lühiajaliste seoste hindamiseks kasutatud üldistatud vähimruutude meetodi tulemustest tuli välja, et ärikinnisvara hindade, SKP ja pangalaenude mahu vahel on lühiajaline positiivne seos. Seevastu VECM mudeli tulemustest selgus, et pikajaliselt on ärikinnisvara hindade ja SKP seos positiivne ning ärikinnisvara hindade ja krediidi seos negatiivne. Seega empiirilise analüüsi tulemused olid kooskõlas teoreetilise mudeliga, mille kohaselt SKT suurendab ärikinnisvara rendimakseid, mis suurendavad ärikinnisvara hindu nii lühikeses kui ka pikas perspektiivis, samas kui suurem laenu kättesaadavus suurendab nõudlust lühiajaliselt, kuid viib pikemas perspektiivis ülepakkumise ja seega hindade vähenemiseni.

Dispersiooni dekomposatsiooni analüüsi tulemustest selgus, et viie aastase perioodi jooksul on ärikinnisvara hindade mõju pangalaenude mahule suurem (keskmiselt 19%) kui pangalaenude mahu mõju ärikinnisvara hindadele (keskmiselt 11%). See võib olla seotud tagatisvaraväärtuse muutusega kaasnevast stiimulist pankade jaoks tõusvate hindade korral ärikinnisvaralaene väljastada rohkem ning kahanevate hindade korral laenamist pidurdada. Samas tõid autorid välja, et nii ärikinnisvara hindade kui ka krediidi puhul olid kõige suuremad mõjud antud muutujate nende muutjate enda minevikus toimunud šokid. Ärikinnisvara hindade muutusest selgitas muutuja enda šokk keskmiselt 58% ning krediidi muutusest selgitas krediidi enda muutus keskmiselt 43%.

Teisel kohal ärikinnisvara hindade kui ka krediidi muutuste selgitamisel oli SKT, mille muutuse mõju selgitas keskmiselt 18 % ärikinnisvara hindade muutusest ning 34 % krediidi muutusest. Seega antud mudeli tulemuste kohaselt on kõige suurema mõjuga ärikinnisvara hindadele muutuja enda minevikus toimunud šokid, millele mõju ulatuses järgnevad SKT ning viimasena pangalaenu mahu mineviku muutused (Davis & Zhu, 2011). Antud tulemuste tõlgendamisel on oluline arvesse võtta, et kuna autorid kasutasid andmeid kuni aastani 2003, ei kajasta need hiljutiste kriiside mõjusid ning seega nende põhjal tehtud järeldused ei pruugi enam kehtida.

### 3. Andmed ja meetodika

Töös kasutatakse nelja inflatsiooniga korrigeeritud makromajanduslikku näitajat, mida kasutasid enda mudelites ka autorid Davis ja Zhu (2011). Andmed pärinevad USA Föderaalreservi andmebaasist ning nende sagedus on üks kuu. Esimeses mudelis kasutatavad andmed on aastate 2004-2023 ning alternatiivses mudelis kasutatavad andmed aastate 1996-2023 kohta. Statsionaarsuse saavutamiseks diferentseeritakse muutujad esimesse järku. Kirjeldav statistika kasutatud muutujate kohta on toodud tabelis 1. Muutujad on avaldatud kasvumäärana ehk iga muutuja baasväärtuseks on aegrea esimene väärtus.

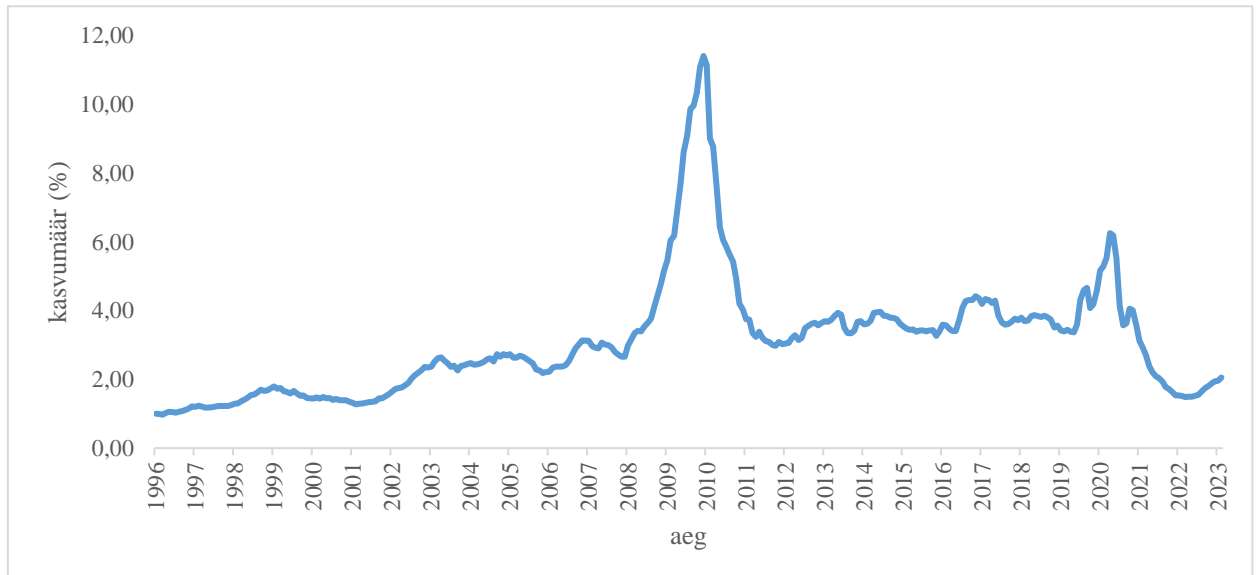
Kõik muutujad on baasinflatsiooniga korrigeeritud. Baasinflatsioon on inflatsiooni mõõdik, mis jälgib tarbijahindade muutusi, kuid välistab teatud volatiilsed komponendid, nagu toidu ja energia hinnad. Seetõttu annab baasinflatsioon parema ülevaate püsivatest hinnamuutustest, kuna toidu ja energia hinnad võivad olla lühiajaliselt väga kõikumavad, mistõttu ei pruugi nende muutuste arvestamine koos teiste hindadega kajastada laiemat majanduslikku arengut (Luciani & Trezzi, 2019).

Tabel 1. Kasutatud andmete kirjeldav statistika

Selgitav muutuja	Mudel	Vaatluste arv	Keskmine	Standard hälve	Miinum	Maksimum
Ärikinnisvara indeksi kasvumäär (%)	I	234	2,21	0,93	0,53	5,04
Kogu ärikinnisvaralaenude mahu kasvumäär (%)	I	234	1,57	0,68	0,82	4,48
SKT kasvumäär (%)	I	234	1,30	0,55	0,00	3,68
Lühiajalise intressi kvartaalne kasvumäär (%)	I	234	0,06	0,12	0,62	0,25
Ärikinnisvara indeksi kuine kasvumäär (%)	II	326	6,23	4,05	1,00	18,23
Suurte pankade ärikinnisvaralaenude mahu kasvumäär (%)	II	326	3,09	1,75	0,97	11,41
Lühiajalise intressi kuine kasvumäär (%)	II	326	0,45	0,44	0,01	1,42

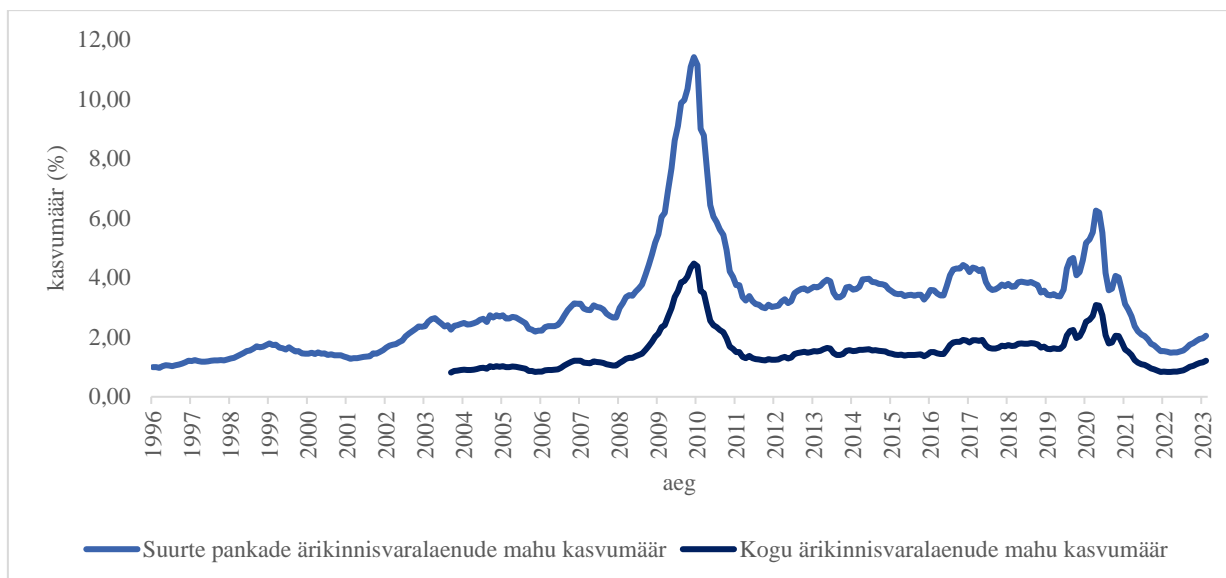
Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

Ärikinnisvara hinnaindeksina kasutatakse *Wilshire U.S. Real Estate Investment Trust* börsiindeksit, mille väärtused on toodud joonisel 2. Indeks mõõdab USAs avalikult kaubeldavaid REIT-e, mis vastavad kindlatele kriteeriumitele nagu näiteks vähemalt 200 miljoni dollari suurune turuväärtus. Indeksis sisalduvad REIT-id omavad erinevat tüüpi ärikinnisvara ning vähesel määral ka elukondlikku kinnisvara. (*Investment Advisory / Wilshire, 2023*).



Joonis 2. Ärikinnisvara hinnaindeksi kasvumäär, baasinflatsiooniga korrigeeritud  
Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

Ärikinnisvaralaenude mahu jaoks kasutatakse kahes alternatiivses mudelis kahte erinevat muutujat. Esimeses mudelis kasutatakse kõikide USA kommertsbankade ärikinnisvaralaenude mahtu, mille aegrida on lühem, kuid mis annab parema ülevaate laenude mahust. Esimese mudeli tulemuste robustsuse testimiseks kasutatakse alternatiivses mudelis suuremate USA kommertsbankade ärikinnisvaralaenude mahtu sisaldavat muutujat, mille aegrida on võrreldes kõikide kommertsbankade laenumahu aegreaga kaheksa aasta võrra pikem. Mõlemad laenu muutujad on graafiliselt kujutatud joonisel 3.



Joonis 3. Ärikinnisvaralaenude mahu kasvumäär, baasinflatsiooniga korrigeeritud  
 Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

Kuna keskpankade rahapoliitika mõjutab eelkõige lühiajalisi intressimäärasid (Thornton, 1988), siis kasutatakse ka antud töös sarnaselt Davis ja Zhu 2011. aasta tööle monetaarpoliitika mõju arvesse võtmiseks lühiajalist intressimäära. Selleks kasutatakse antud töös efektiivset Föderaal Reservi intressimäära, mis on oma olemuselt sarnane Euroalal kasutava EURIBORi määraga. Teisisõnu on see intressimäär, millega pangad laenavad teistele pankadele keskpangas hoiustatavaid üleliigseid reserve, mistõttu kasutatakse ka antud intressimäära enamikes laenulepingutes baasmäära arvutamiseks.

## 4. Empiiriline mudel ning selle tulemused

### 4.1 Kasutatavad meetodid

Selleks, et hinnata millised on pangalaenu ja ärikinnisvarafondide hindade vahelised seosed ning kuidas viimased makromajandusest tulenevatele šokkidele reageerivad, kasutatakse töös eelnevalt kirjeldatud muutujatega VAR mudelit.

Laenu, ärikinnisvarafondide hindade ning SKT vaheliste põhjuslike seoste uurimiseks kasutatakse Grangeri põhjuslikkuse testi ning ärikinnisvara ja pangalaenu vahelise pikaajalise seose uurimiseks Johansen'i kointegratsioonitesti. REITide hindade dünaamika uurimiseks kasutatakse impulss-reaktsiooni funktsioone ja dispersiooni lahtust. Vastavalt töö teoreetilises osas väljatoodud uurimisküsimustele on püstitatud järgmised hüpoteesid:

- 1) tulenevalt lühiajalise nõudluse suurenemisest on pangalaenu mahu mõju ärikinnisvara hindadele lühikeses perspektiivis positiivne, kuid pikema aja jooksul tekib turul struktuurne ülepakkumine, mistõttu muutub mõju negatiivseks;
- 2) pangalaenu maht sõltub positiivselt laenu tagatiseks oleva ärikinnisvara hindadest;
- 3) kuna ärikinnisvara on realmajandusega väga tihedalt seotud, siis majandusaktiivsuse ehk SKT mõju ärikinnisvara hindadele on positiivne.

Hinnatava VAR mudeli kuju on järgmine:

$$Y_t = C + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t$$

kus

- $C$  on konstante vektor,
- $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_k$  on viitaegadega endogeensete tunnuste koefitsendi maatriksid ( $k$  on tunnuste arv),
- $\varepsilon_t$  on impulsid, šokid ja innovatsioonid.

VAR mudeli hindamisel kasutatakse ökonomeetria tarkvaras *Stata* vaikimisi suurima tõepära (inglise keeles *Maximum likelihood*) meetodit. Muutujate järjestamisel kasutatakse *Cholesky* järjestust, mis tuletatakse Grangeri kausaalsuse testi tulemuste alusel, mille tulemused on toodud



tabelis 2. Grangeri põhjuslikkuse lihtsustatud idee on, et kui sündmus A toimub enne sündmust B, siis A võib olla B põhjus, kuid B ei saa olla A põhjus. Grangeri test määratleb, kas teades A viitaegasid, saame B<sub>t</sub> väärtust paremini prognoosida, kui ainult B viitaegade abil (Stock ja Watson, 2001, lk 4; Sauga, 2022). Kui Grangeri põhjuslikkuse testis kuvatav tõenäosus  $p$  on väiksem kui uurija poolt valitud olulisuse tõenäosus (näiteks 0,05), siis mõjutab tabeli 2 kolmandas veerus oleva muutuja eemaldamine tabeli esimeses veerus oleva tunnuse prognoosi tõenäosusega 95%.

Tabel 2. Grangeri kausaalsuse testi tulemused

Prognoositav tunnus	Mudel	Eemaldatud muutuja	chi2	df	Tõenäosus, $p$
d_Ärikinnisvara indeks	I	d_SKT	1,36	1	0,24
d_Ärikinnisvara indeks	I	d_Lühiajaline intressimäär	0,13	1	0,72
d_Ärikinnisvara indeks	I	d_Pangalaenu maht	8,30	1	0,00
d_Ärikinnisvara indeks	I	Kõik	31,43	3	0,00
d_Pangalaenu maht	I	d_SKT	7,12	1	0,01
d_Pangalaenu maht	I	d_Lühiajaline intressimäär	0,31	1	0,57
d_Pangalaenu maht	I	d_Ärikinnisvara indeks	7,99	1	0,01
d_Pangalaenu maht	I	Kõik	20,25	3	0,00
d_Ärikinnisvara indeks	II	d_SKT	4,85	2	0,09
d_Ärikinnisvara indeks	II	d_Lühiajaline intressimäär	1,89	2	0,39
d_Ärikinnisvara indeks	II	d_Pangalaenu maht	7,20	2	0,03
d_Ärikinnisvara indeks	II	Kõik	42,6	6	0,00
d_Pangalaenu maht	II	d_SKT	9,66	2	0,01
d_Pangalaenu maht	II	d_Lühiajaline intressimäär	3,83	2	0,15
d_Pangalaenu maht	II	d_Ärikinnisvara indeks	4,50	2	0,10
d_Pangalaenu maht	II	Kõik	33,24	6	0,00

Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

Tabelist 2 järeldub, et ärikinnisvara indeksi prognoosimisel on SKT ning pangalaenu mahu viitaegade väärtused statistiliselt olulised. Samuti vastupidiselt on ärikinnisvara indeksi viitajad olulised pangalaenu mahu prognoosimiseks.

VAR mudelis kasutatavate muutujate järjestus on järgmine: esimesena kõige eksogeensem tunnus SKT, mis mõjutab samaaegselt kõiki järgmisi muutujaid. Teise muutujana lühiajaline intressimäär, millele järgneb pangalaenu maht ning viimasena ärikinnisvara hinnaindeks. Nimetatud järjekorra majanduslik selgitus tuleneb sellest, et makromajanduslikud muutused ning agregeeritud nõudlus mõõdetuna SKT-s mõjutab esmalt monetaarpoliitikat mõõdetuna lühiajalises intressimääras. SKT-ning intressimäärade muutus mõjutab pankade laenumahtu ning seejärel ka ärikinnisvara hinnaindeksit. SKT muutus mõjub REITidele hiljem kui pangalaenude mahule, sest ärikinnisvara rahavood ning äripindade täituvus on rendilepingutega pikaks ajaks fikseeritud, mistõttu mõjuvad makromajanduslikud šokid ärikinnisvarale teatava viitajaga. Suuremad majanduslikud šokid

võivad ärikinnisvara hindadele mõjuda muidugi ka kohe, sest antud töös on ärikinnisvara hinnaindeks börsil kaubeldav ning efektiivse turu toimimise korral võtab turg majanduslike šokkide tuleviku võimalikku mõju kohe arvesse. Sellegipoolest toetuvad enamasti investorid enda otsuste tegemisel ärikinnisvarafondide poolt raporteeritavatele finantsaruannetele, mis jõuavad investoriteni teatava viitajaga.

## 4.2 VAR mudel

Sarnaselt autoritele Hu ja Xiaoyu (2022) kasutatakse VAR mudelis statsionaarseid muutujaid. Statsionaarsust hinnatakse Phillips-Perron ja Dickey–Fuller testidega, mille tulemused on toodud lisas 1. Mõlema testi nullhüpoteesiks on, et hinnatav aegrida sisaldab ühikjuurt ehk on mittestatsionaarne. Eelnimetatud testide tulemustest selgub, et mõlema mudeli ilma differentsideta muutujad olid mittestatsionaarsed, kuid kõikide muutujate esimest järku diferentside puhul lükati nullhüpotees ümber ning järeldati muutujate statsionaarsust. Seetõttu võib järeldada, et kõik muutujad olid esimest järku integreeritud, mistõttu kasutati mõlema VAR mudeli hindamisel kõikide muutujate esimest järku differentse.

Samas järjekorras integreeritud muutujad on eelduseks ka Johanseni kointegratsiooni testile, mille abil saab hinnata, kas muutujate vahel võib eksisteerida pikajaline tasakaal. Testi tulemused on raporteeritud tabelis 3. Kointegratsioonivektorite testimiseks kasutati mittestatsionaarseid logaritmitud muutujaid.

Tabel 3. Johanseni kointegratsiooni testi tulemused

Logaritmitud muutujad	Mudel	Vektorite arv	Jälje statistik	SBIC	HQIC	AIC
Ärikinnisvara indeks ja laenu maht	I	0	194,28	-2,46	-2,48	-2,49
		1	64,00	-2,95*	-2,99*	-3,03*
Ärikinnisvara indeks ja laenu maht	II	0	26,28	-6,09	-6,01	-6,11
		1	6,80	-6,09*	-6,13*	-6,15

Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

Kolme statistiku, SBIC-, HQIC- ning AIC, kohaselt on ärikinnisvara hinnaindeksi ning ärikinnisvaralaenude kointegratsiooni vektorite arv üks ehk muutujate vahel esineb kointegratsioon. Kointegratsiooni esinemine viitab, et ärikinnisvaralaenude ning ärikinnisvara hinnaindeksi vahel võib esineda pikaajaline vastastikune mõju.

VAR mudeli hindamiseks sobivad viitajad leitakse lõpliku prognoosivea (FPE) ja Akaike informatsiooni kriteeriumi (AIC) põhjal, mis on toodud lisas 2. Esimese mudeli kohta viitavad FPE, AIC, HQIC ja SBIC statistikud viitaegade arvuks üks kuu. Teise mudeli kohta viitavad FPE, AIC ja HQIC statistikud viitaegade arvuks kaks kuud ning SBIC statistik üks kuu. Esimese mudeli viitaegade arvuks valitakse seega üks kuu ning teise mudeli puhul enamike statistikute poolt osutatud viitaegade arv kaks kuud.

Esimese mudeli VAR (1) ning teise mudeli VAR (2) hindamistulemused on toodud tabelis 4. Mõlema mudeli puhul on ärikinnisvaralaenu muutuja ning teise mudeli puhul ka SKT vastav viitaeg statistiliselt oluline.

Tabel 4. VAR mudelite hindamistulemused

Sõltuv tunnus: Ärikinnisvara indeks	Mudel I	Koefitsent	Standard hälve	<i>p</i> väärtus
d_SKT (1. viitaeg)		-0,64	0,39	0,24
d_Lühiajaline intressimäär (1. viitaeg)		0,02	0,06	0,72
d_Ärikinnisvaralaenude maht (1. viitaeg)		0,99	0,30	0,00**
d_Ärikinnisvara indeks (1. viitaeg)		1	6,80	0,48
	Mudel II			
d_SKT (1. viitaeg)		0,94	0,85	0,27
d_SKT (2. viitaeg)		-1,65	0,83	0,05**
d_Lühiajaline intressimäär (1. viitaeg)		-1,01	0,98	0,30
d_Lühiajaline intressimäär (2. viitaeg)		1,31	0,94	0,18
d_Ärikinnisvaralaenude maht (1. viitaeg)		0,29	0,62	0,64
d_Ärikinnisvaralaenude maht (2. viitaeg)		1,45	0,60	0,02**
d_Ärikinnisvara indeks (1. viitaeg)		0,02	0,09	0,78
d_Ärikinnisvara indeks (2. viitaeg)		-0,15	0,09	0,12

Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

Mudelite stabiilsust testiti VAR mudeli stabiilsuse testiga, esimese mudeli stabiilsuse testi tulemused on graafilisel kujul toodud lisas 3 ning teise mudeli kohta lisas 4. Kuna mõlema mudeli puhul on kõik karakteristikliku polünoomi juurte pöördväärtused (inglise keeles *inverse roots*) ühikringis, järeldatakse mõlema mudeli stabiilsust (Sauga, 2022).

Kuna VAR mudeli hindamisel kasutatakse suurima tõepärameetodit, siis on üheks eelduseks, et mudeli jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Selle uurimiseks viidi läbi Jarque-Bera test mitmemõõtmelise normaaljaotuse kohta, mille tulemused on toodud Lisas 5. Testi tulemustest saab järeldada, et mõlema mudeli jääkliikmed tervikuna ning samuti ka iga muutuja kohta eraldi ei allu normaaljaotusele, kuna kõikidel juhtudel tuleb normaaljaotuse esinemist kinnitav nullhüpotees ümber lükata ning vastu võtta sisukas hüpotees. Mõlema mudeli puhul on normaaljaotusele mitte allumine tingitud kõikide muutujate assümeetriast kui ka püstakusest.

Mõlema VAR mudeli jääkliikmete autokorrelatsiooni esinemise testimiseks kasutatud valge müra Lagrange kordajate (inglise keeles *Lagrange Multiplier test*) testi tulemused on toodud tabelis 5. Testi tulemused viitavad autokorrelatsiooni esinemisele mõlema mudeli esimese viitaja puhul.

Tabel 5. Lagrange kordajate test

Lagrange multiplier test (H0: no autocorrelation at lag order)				
lag	Mudel I	chi2	df	Prob > chi2
1		27,27	16	0,04
2		17,51	16	0,35
	Mudel II			
1		30,50	16	0,01
2		14,04	16	0,60

Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

### 4.3 Impulssreaktsiooni funktsioonid ja dispersiooni dekompositsioon

Impulss reaktsiooni funktsioon on ökonomeetiline tööriist kirjeldamaks dünaamilise süsteemi reaktsiooni mingile üksikule impulsile. IRF-i analüüsimine aitab uurijal mõista kuidas mingil ajahetkel  $t$  esinenud impulss mõjutab süsteemi käitumist hilisema aja vältel. Dispersiooni dekompositsioon võimaldab tuvastada kui suur osa sõltuva tunnuse muutumisest on põhjustatud tema enda šokkidest, ning milline osa teiste VAR mudelis kasutatud muutujate šokkidest (Stock & Watson, 2001; Sauga, 2022).

IRF statistik eeldab, et impulsi kohene mõju süsteemile puudub. Selle eelduse kinnitamiseks tuleb uurida korrelatsioone kõikide VAR mudelis kasutatud muutujate võrrandite jääkliikmete vahel

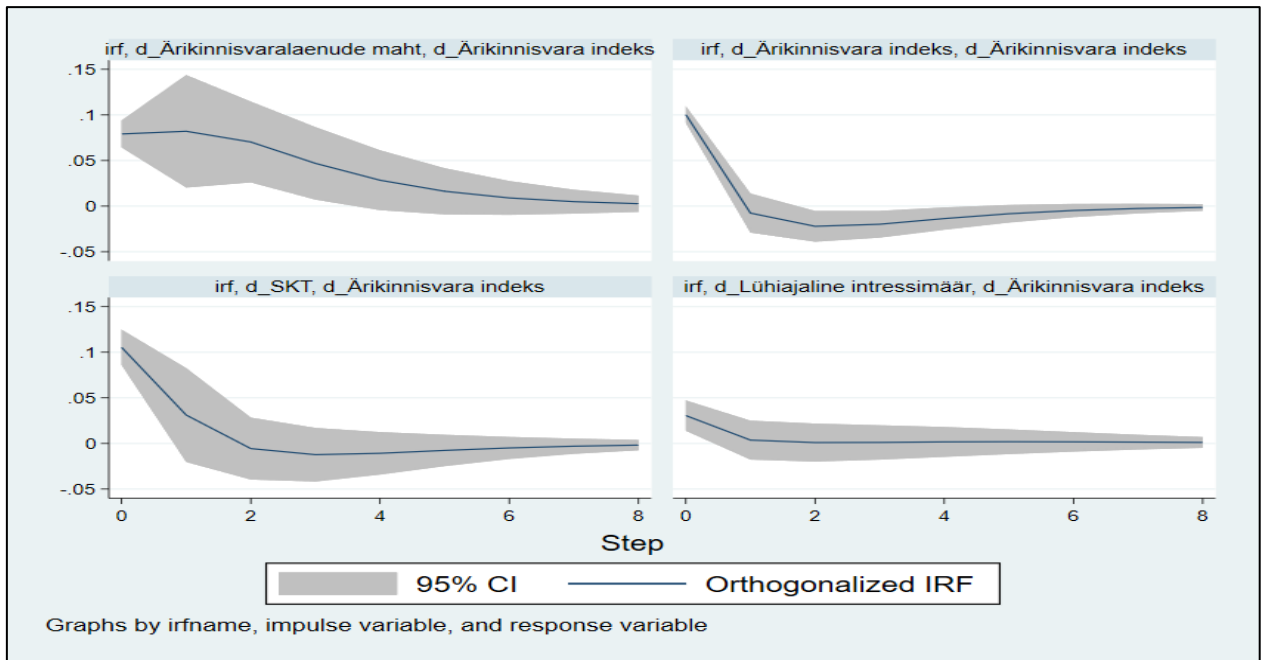
(Jorda, 2009, lk 3–15). Korrelatsioonitabel võrrandite jääkliikmete kohta on toodud tabelis 6 ning sellest järeldub, et mõlema mudeli puhul esineb kõikide võrrandite jääkliikmete (välja arvatud lühiajalise intressimäära ning ärikinnisvaralaenude mahu) vahel korrelatsioon ning seega kohese mõju puudumise eeldus paika ei pea. Sellest tulenevalt tuleb impulssreaktsiooni funktsioonide uurimisel kasutada ortogonaalset impulssreaktsiooni funktsiooni ehk OIRF statistikut, mis eeldab, et VAR mudeli muutujatel võib olla mõju teistele muutujatele samal perioodil ehk šoki mõju võib olla kohene.

Tabel 6. Korrelatsioon võrrandite jääkliikmete vahel

Mudel I	d_Ärikinnisvara indeks	d_Lühiajaline intressimäär	d_Ärikinnisvaralaenude maht	d_SKT
d_Ärikinnisvara indeks	1,00	0,25**	0,78*	0,62*
d_Lühiajaline intressimäär	0,25**	1,00	0,10	0,10
d_Ärikinnisvaralaenude maht	0,78*	0,10	1,00	0,79*
d_SKT	0,62*	0,10	0,79*	1,00
Mudel II				
d_Ärikinnisvara indeks	1,00	0,21*	0,77*	0,63*
d_Lühiajaline intressimäär	0,21*	1,00	0,10	0,11*
d_Ärikinnisvaralaenude maht	0,77*	0,10	1,00	0,79*
d_SKT	0,63*	0,11*	0,79*	1,00

Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

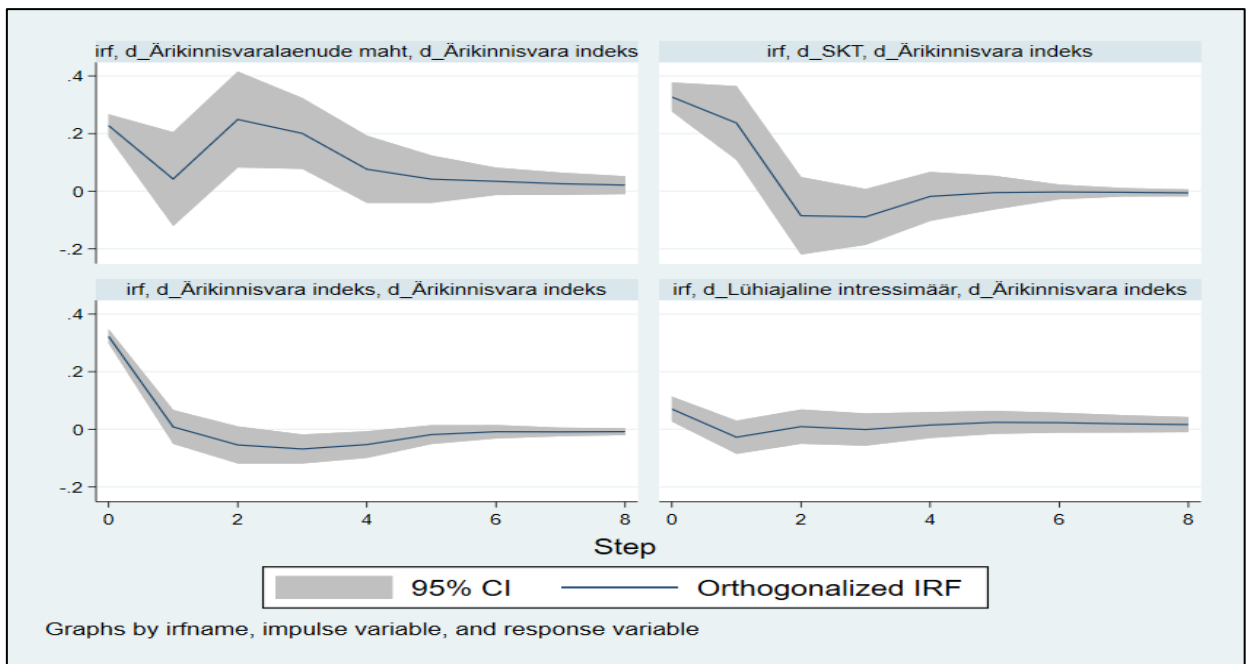
VAR (1) mudeli ortogonaalsed impulssreaktsiooni funktsiooni tulemused olulisuse nivool 0,05 on graafiliselt toodud joonisel 3. Jooniselt on näha, et tõenäosusega 95% on mudeli kohaselt pangalaenu mahu šokil vahemikus null kuni kolm ja pool kuud peale šokki positiivne mõju ärikinnisvara hinnaindeksile. Täpsemalt öeldes on šoki kõige tugevam positiivne mõju vahetult üks kuu peale selle esinemist, kui šoki ühikuväärtuseks on 0,08 standardhälvet. Pangalaenu mahust suuremat mõju ärikinnisvara indeksile avaldavad antud mudeli kohaselt SKT- ning hinnaindeksi enda šokid. Mõlema šoki ühikuväärtusteks üks kuu peale šokki on 0,1 standardhälvet. Antud mudeli kohaselt on nende muutujate šokkide mõju võrreldes pangalaenu mahu šokiga ligikaudu kahe ja poole kuu võrra lühem.



Joonis 3. VAR (1) impulss-reaktsiooni funktsioonid  
 Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

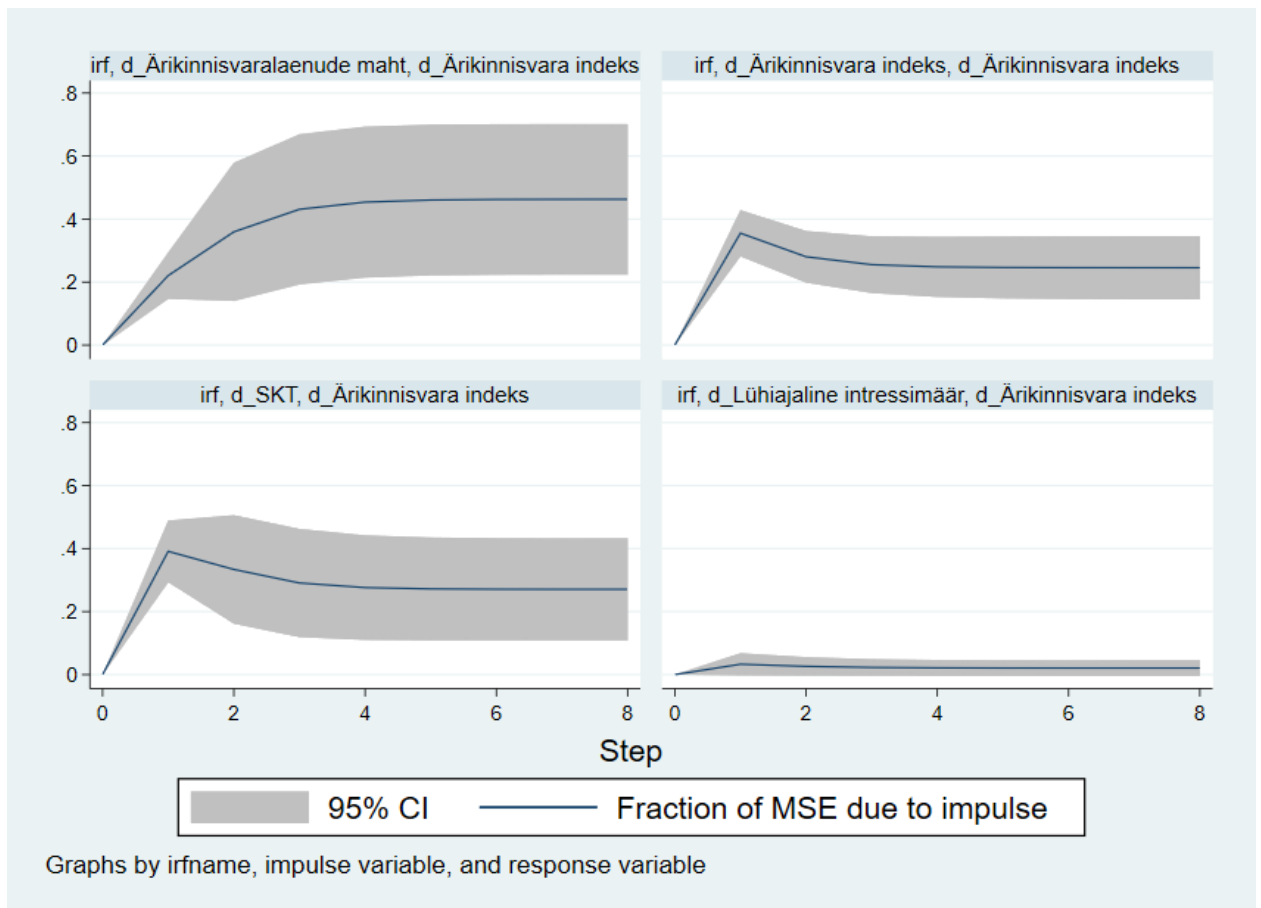
Ärikinnisvara hinnaindeksi ning teiste VAR (1) mudelis kasutatud muutujate mõjud pangalaenu mahule on impulss reaktsiooni funktsioonidena toodud Lisas 6. Vastupidiselt Davis ja Zhu 2011. aasta töö tulemustele, on antud mudeli kohaselt ärikinnisvara hinnaindeksil ärikinnisvara laenumahule perioodil null kuni neli kuud peale šokki negatiivne mõju. See võib viidata, et pangad on enda riskijuhtimise meetmeid peale viimast finantskriisi tõhustanud, kuna jälgivad kinnisvarahindade liikumisi hoolikamalt ning korrigeerivad enda laenupoliitikat neile vastavalt.

VAR (2) mudeli ortogonaalsed impulss-reaktsiooni funktsiooni tulemused on toodud joonisel 4 ning selle tulemused sarnanevad VAR (1) mudeli omadega. Mudeli kohaselt on kinnisvara laenu mahul positiivne mõju ärikinnisvara hinnaindeksile vahemikus null kuni üks ning kaks kuni neli kuud peale laenumahu muutuse šokki. Ärikinnisvara hinnaindeksi negatiivne mõju pangalaenu mahule tuleb välja ka VAR (2) mudeli impulss-reaktsiooni funktsiooni tulemustest, mis on toodud graafiliselt Lisas 7.



Joonis 4. VAR (2) impulss-reaktsiooni funktsioonid  
 Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

VAR (1) mudeli dispersiooni dekompositsiooni analüüsimiseks kasutatud väärtused on toodud graafiliselt joonisel 5. Erinevalt Davis ja Zhu (2011) uuringu tulemustele on antud mudeli kohaselt pangalaenu mahu mõju teistest mudelis kasutatud tunnustest suurima osakaaluga, moodustades ärikinnisvara hinnaindeksi muutustest ~20% kuni ~70%. Teistest mudelis kasutatud muutujatest moodustavad mineviku muutused SKT-s ~15% kuni 45% ning ärikinnisvara indeksi enda mineviku muutused ~15% kuni 37% ärikinnisvara hinnaindeksi tuleviku muutustest.



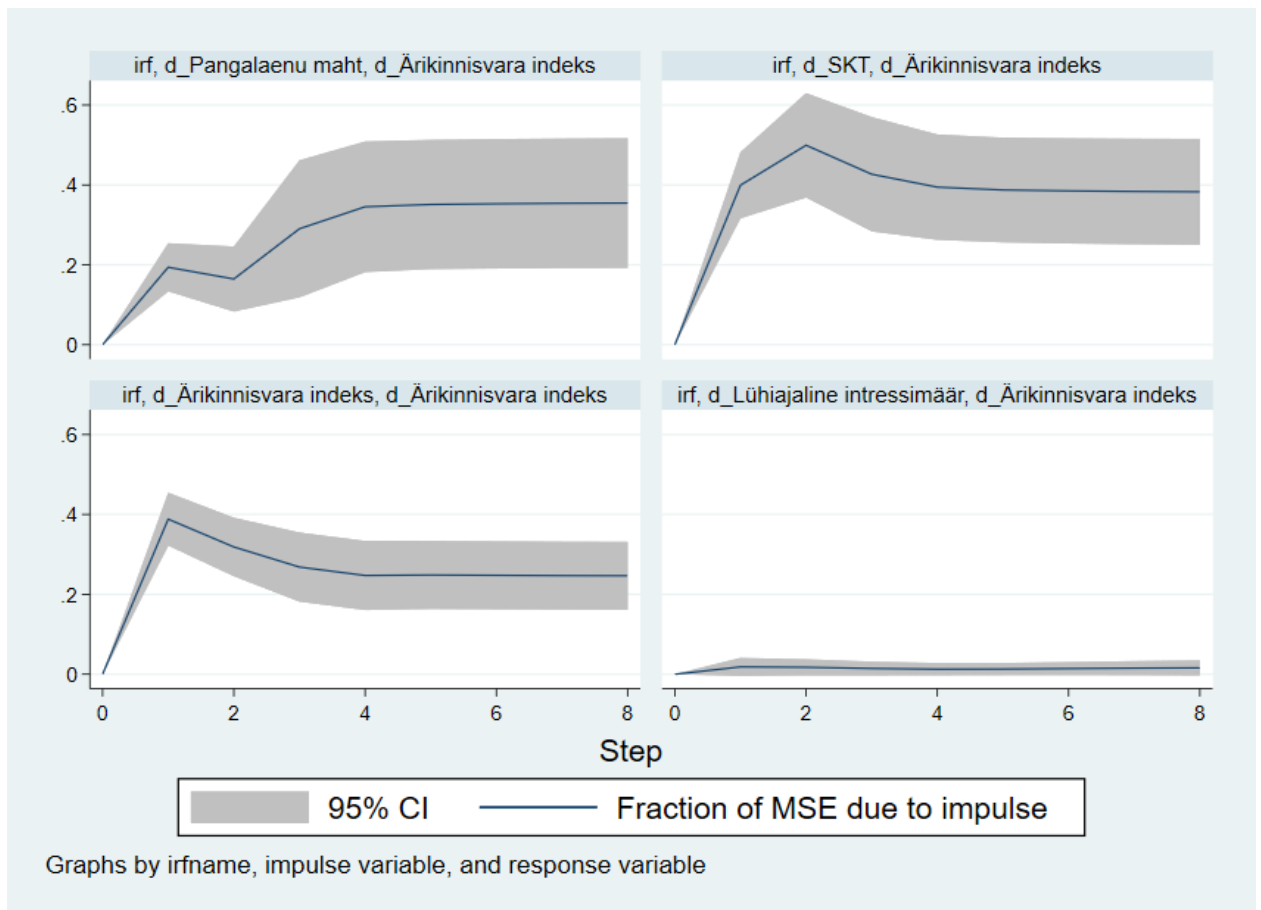
Joonis 5. VAR (1) dispersiooni dekompositsioon

Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

Lisas 8 on graafiliselt toodud ka ärikinnisvara hinnaindeksi dispersiooni dekompositsioon pangalaenu mahule, mille kohaselt moodustavad ärikinnisvara hinnaindeksi muutused pangalaenu mahu muutusest 0% kuni 11%.

VAR (2) mudeli dispersiooni dekompositsiooni analüüsimiseks kasutatud väärtused on toodud graafiliselt joonisel 6. Tulemused sarnanevad VAR (1) mudeli omadega ning indikeerivad, et ärikinnisvara hinnaindeksi muutused on ~20% kuni 70% ulatuses mõjutatud minevikus toimunud muutustest ärikinnisvaralaenu mahtudes. Hinnaindeksi enda mineviku muutused moodustavad mudeli kohaselt ~20% kuni 35% ning SKT mineviku muutused 25% kuni 50% hinnaindeksi tuleviku muutustest.





Joonis 6. VAR (2) dispersiooni dekompositsioon

Ärikinnisvara hinnaindeksi mõju pangalaenudele on VAR (2) mudeli dispersiooni lahutuse kohaselt samuti sarnane VAR (1) mudeli tulemustele. Lisas 9 kuvatud graafiku järgi moodustavad ärikinnisvara hinnaindeksi mineviku muutused pangalaenu mahu tuleviku muutusest 0% kuni 10%.

## 5. Empiirilise analüüsi järeldused

Empiirilise analüüsi raames uuriti pangalaenude ja ärikinnisvarafondide hindade vahelisi seoseid ning dünaamikat arvestades ka teisi ärikinnisvara hindu mõjutavaid makromajanduslikke šokke. Pikemaajalise dünaamika uurimiseks kasutatud Johanseni kointegratsioonitesti tulemustest järeldus sarnaselt Davis ja Zhu 2011. aasta tööle, et pangalaenude ja ärikinnisvarafondide hindade vahel võib eksisteerida pikaajaline tasakaal, kuna aegread olid omavahel kointegreeritud. Tulemus on kooskõlas teoreetilise mudeliga, mille kohaselt võib pankade „lõtv“ laenupoliitika lühiajaliselt ärikinnisvara hindu suurendada ning samal ajal mõjutavad muutused ärikinnisvara hindades pangalaenude tagatisvara väärtuste muutuse kaudu omakorda ka pankade laenude väljastamist.

Edasises analüüsis kasutati endogeensete tunnustega vektorautoregressiooni mudelit, mille muutujateks olid SKT, lühiajaline intressimäär, pangalaenu maht ja ärikinnisvara hinnaindeks. Pangalaenu mahu jaoks kasutati kahes alternatiivses mudelis erinevaid muutujaid. Esimeses mudelis kasutati kogu USA ärikinnisvaralaenude mahtu ning teises mudelis suurte pankade ärikinnisvaralaenude mahtu. Viitaegade arvu määratlemiseks kasutatud FPE, AIC ja HQIC kriteeriumid indikeerisid esimeses mudelis viitaegade arvuks ühte ning teises mudelis kahte kuud.

Pangalaenukanali ning ärikinnisvara põhjuslike seoste uurimiseks ning VAR mudeli järjestuse määratlemiseks kasutatud Grangeri kausaalsuse testist järeldus, et nii pangalaenu mahu muutujaku kui ka SKT viitajad on statistiliselt olulised ärikinnisvara hindade prognoosimisel ning vastupidiselt ärikinnisvara hindade viitajad statistiliselt olulised pangalaenu mahu prognoosimisel. Siiski tuleb arvestada, et Grangeri põhjuslikkuse testi puhul hinnatakse ainult kahe muutuja ja nende omavaheliste seoste suhet, kuid tegelikkuses võib ärikinnisvara hindu ning pangalaenu mahtu mõjutada veel palju teisi muutujaid. Vaatamata sellele võib Grangeri kausaalsuse olemasolu olla heaks indikatsiooniks, et muutujate vahelisi seoseid tasub mitmemõõtmeliste mudelitega täpsemalt edasi uurida (Davis & Zhu, 2004).

Mõlema VAR mudeli usaldusväarsuse hindamisel järeldati, et mudel on küll stabiilne, kuid täidetud pole mudeli jääkliikmete normaaljaotuse eeldus. Samuti esines mõlemas mudelis esimese viitaja puhul autokorrelatsiooni probleem. Tulenevalt eelkirjeldatud ökonomeetrilistele probleemidele tuleb arvestada, et mudeli tulemused ärikinnisvara hinnaindeksi ning pangalaenu mahu dünaamika kirjeldamiseks ei pruugi täpsed olla.

Ärikinnisvaralaenude ning ärikinnisvara hindade vastastikkuse mõju olulisust, suunda ning dünaamikat ajas uuriti ortogonaalsete impulss-reaktsiooni funktsioonide ning dispersiooni dekompositsiooni abil. Tulemustest järeldus, et pangalaenu mahu šokil on statistiliselt oluline positiivne mõju ärikinnisvara hindadele vahemikus null kuni neli kuud peale šokki, peale mida ei ole šoki mõju enam statistiliselt oluline. Tulemused on kooskõlas varasema empiirika ning teooriaga, mille kohaselt on lühikese ajaperioodi jooksul pangalaenu mahul ärikinnisvara hinnaindeksile positiivne mõju. Liigse laenamise poolt põhjustatavat äripindade ülepakkumisest tulenevat hindade langust pikema aja jooksul antud töös kasutatud OIRF analüüsi puhul välja ei tulnud.

Impulss reaktsiooni funktsioonide analüüsist tuli huvitaval kombel välja ka ärikinnisvara hinnaindeksi lühiajaline negatiivne mõju pangalaenu mahule. See leid ei ole kooskõlas Davis ja Zhu (2010) tööga ning töös kirjeldatud teoreetilise mudeliga, mille kohaselt on pangad tõusvate ärikinnisvara hindade korral ärikinnisvaralaene motiveeritud väljastama suuremas mahus. Sellegipoolest on autori arvates oluline antud tulemus välja tuua, kuna Davis ja Zhu (2010) kasutasid oma uuringus andmeid kuni aastani 2003, samas kui käesolevas töös on kasutatud andmeid kuni aastani 2023. Ärikinnisvara hindade negatiivne mõju laenude mahule võib olla tingitud pankade poolt kasutusele võetud efektiivsematest riskijuhtumismeetoditest, mille kohaselt jälgivad pangad kinnisvara hindasid tähelepanelikumalt ning korrigeerivad nendele vastavalt laenude väljastamist. Siiski on oluline toonitada, et hinnaindeksi negatiivne mõju laenude mahule antud mudelis on lühiajaline ning täpsemate järelduste saamiseks vajab see põhjalikumalt uurimist.

Dispersiooni dekompositsiooni tulemuste põhjal selgitavad minevikus toimunud ärikinnisvaralaenude muutustest tingitud šokid ligikaudu 20% kuni 70% ärikinnisvara hinnaideksi tuleviku muutustest. Sellele järgnevad SKT šokk, selgitades ~15% kuni 45%, ning ärikinnisvara hinnaindeksi enda muutustest tingitud šokk, selgitades ~15% kuni 37% ärikinnisvara indeksi muutustest. Seega käesoleva töö empiirilise analüüsi kohaselt on minevikus toimunud pangalaenu mahu muutustel mudelis kasutatud muutujatest kõige suurem osatähtsus ärikinnisvara hinnaindeksi tulevikus toimivatest muutustest. See tulemus erineb mõnevõrra Davis ja Zhu (2010) dispersiooni dekompositsiooni tulemustele, mille kohaselt oli ärikinnisvara hinnaindeksi muutustes kõige suuremaks teguriks muutuja enda minevikus toimunud šokid. Minevikus toimunud muutused ärikinnisvara hindades moodustavad käesoleva töö dispersiooni lahutuse kohaselt 0 kuni 11% ärikinnisvaralaenude mahu tuleviku muutustest.

Kokkuvõtvalt viitasid töös kasutatud VAR (1) ning VAR (2) mudelid ning nende põhjal läbi viidud testid ning analüüsid, et ärikinnisvaralaenu on lühiajaline positiivne mõju ärikinnisvara hindadele. Seega sai käesoleva töö hüpotees number üks osaliselt kinnitatud, kuna impulssreaktsiooni funktsioonide analüüsi tulemustest ilmnas, et pangalaenu mahu šokil on statistiliselt oluline positiivne mõju ärikinnisvara hindadele, kestvusega null kuni neli kuud pärast šokki. Siiski ei tuvastatud statistiliselt olulist negatiivset mõju pikema aja jooksul. Seega pikaajalise struktuurse ülepakkumise mõju ärikinnisvara hindadele kinnitust ei saanud. Pikaajalise seose uurimiseks võiks autori hinnangul tulevikus kasutada kvartaalseid andmeid ning VECM mudelit.

Teine püstitatud hüpotees ärikinnisvara hindade positiivsest mõjust ärikinnisvaralaenu mahule kinnitust ei saanud ning käesoleva töö empiirilise osa tulemused viitasid pigem vastupidisele. OIRF analüüsi kohaselt võivad ärikinnisvara hinnad ärikinnisvaralaenu mahule lühiajaliselt negatiivselt mõjuda.

Kolmanda hüpoteesi osas saab järeldada, et majandusaktiivsus, mõõdetuna SKT muutujaga, avaldab ärikinnisvara hindadele positiivset mõju, ja see leid kinnitati erinevate ökonomeetriliste mudelite (VAR, IRF, VDA, Grangeri- ja Johanseni testi) abil.

Käesoleva töö ökonomeetriliste mudelite tõlgendamisel on oluline arvesse võtta, et nii VAR (1) kui ka VAR (2) mudeli puhul ei olnud täidetud mudelite normaaljaotuse eeldus. Lisaks sellele esines mõlema mudeli puhul esimest järku autokorrelatsioon, mis võib mõjutada mudeli usaldusväärsust ja täpsust.

## KOKKUVÕTE

Eelmise majanduskriisi keskpunktis olnud elukondliku kinnisvara ning pangalaenukanali vahelisi seoseid on käsitletud rohkem, mistõttu on ärikinnisvara varasemates empiirilistes uuringutes vähem tähelepanu saanud. Viimaste aastate jooksul on aga ärikinnisvara osakaalu finantsstabiilsuse seisukohast nii USAs kui ka euroalal rohkem tähtsustama ning rõhutama hakatud. Kuna sektor on kapitalimahukas, siis kasutatakse ärikinnisvara finantseerimiseks enamasti kõrget laenuvõimendust ning sageli keerukaid finantsinstrumente. Viimase kümnendi ekspansiivsest rahapoliitikast tingitud odav laenuraha tegi ärikinnisvara nii arendajatele, ostjatele kui ka üürnikele kättesaadavamaks. Sellega kaasnes varaklassi hindade suurenemine ning tootlikkuse vähenemine. Seoses intressimäärade tõusuga on aga olukord tänaseks ärikinnisvara sektoris muutunud – hinnad on langenud ning vara tootlikkused mõnevõrra kasvanud.

Käesoleva töö eesmärgiks oli analüüsida eelkõige ärikinnisvaralaenude, kuid samuti ka majandusaktiivsuse rolli ärikinnisvarafondide hindade kujunemisel. Teoreetilise mudeli ning varasemate uuringute kohaselt on ärikinnisvara hinnad ning pangakrediit omavahel mitmeti seotud. Ühelt poolt mõjutab pangalaenude maht lühiajaliselt ärikinnisvara hindu positiivses suunas, kuna suurendab lühiajaliselt nõudlust, kuid kuna kinnisvaraarendus on pikem protsess, siis ei jõua pakkumine sama kiirelt järele ning nõutava vara hind tõuseb. Pikema aja vältel jõuab aga ka pakkumine nõudlusele järele ning kui projektide finantseerimistingimused on liiga leebed, tekib turul ülepakkumine, mis avaldab survet hindadele. Järsemad muutused ärikinnisvara hindades võivad aga endaga kaasa tuua mitmeseid mõjusid nii ärikinnisvara- kui ka teistes sektorites ning seega olla süsteemseks riskiks finantsstabiilsusele.

Ärikinnisvara hindade langemisel võib olla erinevaid põhjuseid. Üheks põhjuseks võib olla eelpool kirjeldatud odavast laenurahast tingitud ülepakkumisest tekkinud hinnamulli lõhkemine ning teisteks põhjusteks võivad olla näiteks reaalmajandusest tingitud šokid, mis mõjutavad ärikinnisvara rahavoogusid ning seega ka vara hindasid. Hinnamulli lõhkemine võib käivitada sündmuste ahela, mille tulemusena süveneb hinnalangus veelgi. Näiteks kui ärikinnisvarafond on kasutanud enda varade omandamisel kõrget laenuvõimendust on suurem oht kohustuste täitmisega

hätta jääda juhul kui varadest saadavad tulud vähenema peaksid või laenuteenindamisega seonduvad intressikulud kasvama. Samamoodi on pankadel enamasti õigus nõuda vara väärtuse languse korral laenule lisatagatist. Nendel või teistel põhjustel võib tekkida olukord, kus vara omanik on sunnitud müüma vara langevate hindade korral, võimendades hinnalanguse spiraali veelgi. Kuna ärikinnisvara sektor on enda mahult suur, võivad sealsed probleemid lihtsasti teistesse sektoritesse ning majandusse laiemalt edasi kanduda.

Ärikinnisvara hinnad avaldavad tagatisvara mehhanismi kaudu omakorda mõju ka pangalaenu mahule. Autori poolt kasutatud kirjanduse ning empiiriliste uuringute kohaselt mõjutavad ärikinnisvara hinnad ärikinnisvaralaenude väljastamist positiivselt. Kõrgema tagatisvara väärtuse korral on pangad nõus vara omandamist suuremas mahus finantseerima. Pankade suurendatud rahastamise korral suureneb nõudlus vara järele enam, mistõttu võib lühiajaliselt vara hind tõusta. Kuigi pangadus on peale viimast finantskriisi rangelt reguleeritud ning tunduvalt paremini kapitaliseeritud, ei saa erinevate varaklasside mullistumisest tekkivat süsteemset riski lõpuni siiski täielikult maandada.

Töö empiirilises osas testiti eelpool kirjeldatud teooria paikapidamist USA börsil kaubeldavate ärikinnisvarafondide indeksi ning pangalaenu mahu vaheliste seoste modelleerimisel. Seoste uurimiseks kasutati kahte erinevat VAR mudelit. Mõlemas mudelis kasutati nelja makromajanduslikku näitajat: ärikinnisvara hinnaindeks, ärikinnisvaralaenude maht, lühiajaline intressimäär ja SKT. Ärikinnisvaralaenude mahu jaoks kasutati kahes alternatiivses mudelis kahte erinevat muutujat. Esimeses mudelis kasutati kõikide USA kommertsbankade ärikinnisvaralaenude mahtu ning teises mudelis suuremate USA kommertsbankade ärikinnisvaralaenude mahtu.

Seose põhjuslikkuse uurimiseks kasutatud Grangeri kausaalsuse- ning Johanseni kointegratsiooni testi tulemuste kohaselt on pangalaenu mahud ning ärikinnisvara hinnad omavahel seotud ning nende vahel esineb pikaajaline tasakaal. Vektor autoregressiooni põhjal kasutatud impulssreaktsiooni funktsioonide tulemustest selgus, et pangalaenu mahu suurenemine avaldub positiivselt ärikinnisvara hindadele kuni neli kuud peale pangalaenu mahu muutust. Ülepakkumisest tekkiv pangalaenu pikaajaline negatiivne mõju ärikinnisvara hindadele antud töö mudeli põhjal kinnitust ei saanud. VAR mudeli dispersiooni dekompositsiooni analüüsi tulemustest selgus, et mudelis kasutatud muutujatest kõige enam, vahemikus 20% kuni 70%, ärikinnisvara hinnaindeksi muutusest on selgitatavad minevikus toimunud ärikinnisvaralaenude

mahu muutustest. SKT šokk selgitab ligikaudu 15% kuni 45%, ning ärikinnisvara hinnaindeksi enda muutustest tingitud šokk umbes 15% kuni 37% ärikinnisvara indeksi muutustest. Impulssreaktsiooni funktsioonide analüüsist tuli huvitaval kombel välja ka ärikinnisvara hinnaindeksi lühiajaline negatiivne mõju pangalaenu mahule. Dispersiooni dekompositsiooni tulemuste põhjal selgitavad ärikinnisvara hindades toimunud muutused 0 kuni 11% ärikinnisvaralaenude mahu tulevaste muutuste ulatusest.

Kokkuvõtlikult sai käesoleva töö esimene hüpotees osaliselt kinnitatud, kuna mõlemad mudelid viitasid pangalaenu mahu lühiajalisele positiivsele mõjule ärikinnisvara hindadele, kuid pangalaenu mahu pikaajalist negatiivset mõju ei ilmnenu. Ärikinnisvara hindade positiivsest mõjust ärikinnisvaralaenude mahule püstitatud teise hüpoteesi kohta osutasid käesoleva uurimuse tulemused, et ärikinnisvara hinnad võivad vastupidiselt püstitatud hüpoteesile ärikinnisvaralaenu mahtu lühiajaliselt hoopis negatiivselt mõjutada. Kolmas hüpotees, mis käsitles majandusaktiivsuse mõju ärikinnisvara hindadele, leidis kinnitust erinevate ökonomeetriliste mudelite abil. Mudelite tõlgendamisel tuleb arvestada, et mõningad mudelite hindamiseks vajalikud eeldused polnud täidetud, mis võib mudeli usaldusväärsust ja täpsust mõjutada.

Arvestades, et ärikinnisvara sektor on võrreldes elukondliku kinnisvaraga varasemalt vähem tähelepanu saanud, võivad käesoleva töö tulemused pakkuda sisendit turuosalistele ja poliitikakujundajatele, aidates neil paremini mõista ärikinnisvara hindade ja pangalaenu mahu vahelisi seoseid. Autori hinnangul võiksid tulevased uuringud antud teema kohta kaaluda paneelandmete kasutamist ning modelleerimisel kaasata kvartaalseid andmeid koos VECM meetodi rakendamisega. Nende meetodite kombinatsioon võimaldaks saavutada mitmekülgsema perspektiivi ja täpsema arusaama pikaajalistest dünaamikatest ning nende mõjuteguritest arvestades erinevate riikide turutingimusi.

# **SUMMARY**

## **EFFECT OF COMMERCIAL REAL ESTATE LOANS ON COMMERCIAL REAL ESTATE FUND PRICES: EMPIRICAL EVIDENCE FROM U.S MARKET**

Oliver Olev

The commercial real estate sector is crucial from a financial stability perspective, as it is capital-intensive and closely linked to both the financial sector and the real economy. Commercial real estate constitutes a significant portion of the GDP and the balance sheets of banks and other financial institutions (European Systemic Risk Board, 2023). Previous studies have focused on the relationships between residential real estate and loan cycles, but the connections between commercial real estate and loan cycles have been studied less. Business and residential properties differ in several factors, including the longer construction cycle, longer lease agreements, and different financing methods for commercial properties (Davis & Zhu, 2011). While the cycles of commercial and residential real estate are of similar length, the volatility of the commercial real estate cycle is higher (Gyourko, 2009).

Previous research has shown that peaks and troughs in the commercial real estate cycle may precede banking crises (European Central Bank, 2000). Due to the expansive monetary policies of the past decade, the commercial real estate sector has earned significant profits, but changes in the monetary policies of the European Central Bank and the Federal Reserve over the past year, along with the impacts of the COVID-19 crisis, have reduced transaction volumes and prices in the commercial real estate market.

The aim of this master's thesis was to examine the role of commercial real estate loans in shaping commercial real estate fund prices, considering other macroeconomic factors influencing commercial real estate prices. The author sought answers to questions such as the relationships between commercial real estate loans and prices and the impact of commercial real estate loans and other macroeconomic shocks on property prices. To answer these questions, Granger causality and Johansen cointegration tests were used in the empirical part of the thesis, along with VAR, IRF, and VDA analysis.

According to the theoretical model and previous studies, commercial real estate prices and bank credit are interconnected in various ways. On one hand, the volume of bank loans temporarily



affects commercial real estate prices positively by increasing short-term demand. However, since real estate development is a longer process, supply does not catch up as quickly, and the price of the required property rises. Over the longer term, supply catches up with demand, and if project financing conditions are too lenient, there may be oversupply in the market, putting pressure on prices to decline. Sharp changes in commercial real estate prices can have multiple effects on both the commercial real estate and other sectors, posing a systemic risk to financial stability.

There can be various reasons for a decline in commercial real estate prices. One reason may be the bursting of a price bubble caused by cheap loan funds, leading to oversupply. Other reasons could include shocks from the real economy affecting commercial real estate cash flows and, consequently, property prices. The bursting of a price bubble can trigger a chain of events, deepening the price decline further. For example, if a commercial real estate fund has used high leverage in acquiring assets, there is a greater risk of facing difficulties in meeting obligations if income from assets decreases or interest costs related to loan servicing increase. Similarly, banks usually have the right to demand additional collateral if the value of the property decreases. For these or other reasons, a situation may arise where the property owner is forced to sell at declining prices, exacerbating the downward spiral. As the commercial real estate sector is large in size, its problems can easily spill over into other sectors and the broader economy.

Commercial real estate prices, through the collateral mechanism, also influence the volume of bank loans. According to the literature and empirical studies used by the author, commercial real estate prices positively affect the issuance of commercial real estate loans. Banks are willing to finance the acquisition of assets in larger volumes when the value of collateral is higher. With increased bank financing, demand for property may increase in the short term, leading to a temporary rise in property prices.

The empirical part of the thesis tested the validity of the theory described above in modeling the relationship between the U.S. traded commercial real estate fund index and the volume of bank loans. The data used in the study came from the U.S. Federal Reserve database and had a monthly frequency. Two different VAR models were used to examine the relationships. Both models included four macroeconomic indicators: commercial real estate price index, volume of commercial real estate loans, short-term interest rate, and GDP. Two different variables were used for the volume of commercial real estate loans in the two alternative models. The first model used

the volume of all commercial real estate loans from all U.S. commercial banks, while the second model used the volume of commercial real estate loans from larger U.S. commercial banks. According to the results of the Granger causality and Johansen cointegration tests used to investigate causality, the volumes of bank loans and commercial real estate prices are linked, and there is a long-term equilibrium between them. The results of the IRF-s used in the VAR showed that an increase in the volume of bank loans has a positive impact on commercial real estate prices to four months after the change in the volume of bank loans. The long-term negative impact of oversupply on commercial real estate prices, as suggested by the theory, was not confirmed in this study's model. The results of the variance decomposition analysis of the VAR model showed that, among the variables used in the model, changes in the volume of commercial real estate loans explained the most, ranging from 20% to 70%, of the changes in the commercial real estate price index. An economic shock measured by GDP explained approximately 15% to 45%, and a shock resulting from changes in the commercial real estate price index itself explained about 15% to 37% of the changes in the commercial real estate index. Interestingly, the impulse-response function analysis also revealed a short-term negative impact of the commercial real estate price index on the volume of bank loans. According to the results of the variance decomposition, changes in commercial real estate prices explained 0% to 11% of the future changes in the volume of commercial real estate loans.

In summary, both models used in thi study show a short-term positive impact of bank loan volumes on commercial real estate prices, with no long-term negative effect. Contrary to theory and previous short-term empirical findings, this study suggests commercial real estate prices may adversely affect loan volumes. Additionally, it concludes that GDP positively influences commercial real estate prices. However, model interpretation should consider unmet assumptions like normal distribution and absence of autocorrelation, potentially affecting reliability and accuracy.

Given the comparatively lower emphasis on the commercial real estate sector compared to residential real estate, this study's findings can offer insights for market participants and policymakers, enhancing their understanding of the connections between commercial real estate prices and loan volumes. The author suggests future studies explore this topic using panel data, incorporating quarterly data and employing the VECM method for a more comprehensive and accurate grasp of long-term dynamics across diverse market conditions.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Allen, F., & Gale, D. (2000). Bubbles and Crises. *The Economic Journal*, 110, 236–255.  
<https://doi.org/10.1111/1468-0297.00499>
- Allen, M., Madura, J., & Wiant, K. (1995). Commercial Bank Exposure and Sensitivity to the Real Estate Market. *Journal of Real Estate Research*, 10, 129–140.  
<https://doi.org/10.1080/10835547.1995.12090780>
- Alter, A., Mahoney, E. M., & Badarinza, C. (2023). Commercial Real Estate in Crisis: Evidence from Transaction-Level Data. *IMF Working Papers*, 2023(015).  
<https://doi.org/10.5089/9798400231070.001.A001>
- Aramonte, S., & Avalos, F. (2019). *Structured finance then and now: A comparison of CDOs and CLOs*. [https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r\\_qt1909w.htm](https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1909w.htm)
- Black, L., Krainer, J., & Nichols, J. (2017). From Origination to Renegotiation: A Comparison of Portfolio and Securitized Commercial Real Estate Loans. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 55. <https://doi.org/10.1007/s11146-016-9548-1>
- Brunnermeier, M. K., & Oehmke, M. (2012). *Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk* (SSRN Scholarly Paper 2161381). <https://papers.ssrn.com/abstract=2161381>
- Cannon, S., & Cole, R. (2011). How Accurate are Commercial Real Estate Appraisals? Evidence from 25 Years of NCREIF Sales Data. *The Journal of Portfolio Management*, 35, 68–88.  
<https://doi.org/10.2139/ssrn.1824807>
- Cunningham, C. R. (2006). House price uncertainty, timing of development, and vacant land prices: Evidence for real options in Seattle. *Journal of Urban Economics*, 59(1), 1–31.  
<https://doi.org/10.1016/j.jue.2005.08.003>

- Davis, E. P., & Zhu, H. (2011). Bank lending and commercial property cycles: Some cross-country evidence. *Journal of International Money and Finance*, 30(1), 1–21. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.06.005>
- Demirguc-Kunt, A., Detragiache, E., & Merrouche, O. (2010). *Bank Capital: Lessons from the Financial Crisis*.
- Deppner, J., von Ahlefeldt-Dehn, B., Beracha, E., & Schaeffers, W. (2023). Boosting the Accuracy of Commercial Real Estate Appraisals: An Interpretable Machine Learning Approach. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. <https://doi.org/10.1007/s11146-023-09944-1>
- Dokko, Y., Edelstein, R. H., Lacayo, A. J., & Lee, D. C. (1999). Real Estate Income and Value Cycles: A Model of Market Dynamics. *The Journal of Real Estate Research*, 18(1), 69–96.
- European Central Bank. (2000). *Asset prices and banking stability*.
- European Systemic Risk Board. (2023). *Vulnerabilities in the EEA commercial real estate sector: January 2023*. Publications Office. <https://data.europa.eu/doi/10.2849/92721>
- Federal Deposit Insurance Corporation. (1997). *History of the Eighties: An examination of the banking crises of the 1980s and early 1990s*. Federal Deposit Insurance Corporation.
- Federal Deposit Insurance Corporation. (2017). *Crisis and Response: An FDIC History, 2008 - 2013*. <https://www.fdic.gov/resources/publications/crisis-response/index.html>
- Ghent, A. C., Torous, W., & Valkanov, R. I. (2019). *Commercial Real Estate as an Asset Class* (SSRN Scholarly Paper 3462599). <https://papers.ssrn.com/abstract=3462599>
- Gholipour, H. F., Tajaddini, R., Farzanegan, M. R., & Yam, S. (2021). Responses of REITs index and commercial property prices to economic uncertainties: A VAR analysis. *Research in International Business and Finance*, 58, 101457. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101457>

- Giaccotto, C., Giambona, E., & Zhao, Y. (2019). Short-Term and Long-Term Discount Rates for Commercial Real Estate. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3315679>
- Gyourko, J. (2009). Understanding Commercial Real Estate: Just How Different from Housing Is It? *The Journal of Portfolio Management*, 35. <https://doi.org/10.3905/JPM.2009.35.5.023>
- Hendershott, P., & Kane, E. (1992). Causes and consequences of the 1980s commercial construction boom. *Journal of Applied Corporate Finance*, 5, 61–70. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.1992.tb00482.x>
- Herring, R., & Wachter, S. (1999). *Real Estate Booms and Banking Busts: An International Perspective*.
- Hilbers, P., Lei, Q., & Zacho, L. (2001). Real Estate Market Developments and Financial Sector Soundness. *International Monetary Fund, IMF Working Papers*, 01. <https://doi.org/10.5089/9781451855111.001>
- Hu, X. (2022). Exploring How Macroeconomic Factors Affect REITs and Evaluating Its Downside Risk – Empirical Evidence From China and the US. *Junior Management Science*, 874-898 Seiten. <https://doi.org/10.5282/JUMS/V7I4PP874-898>
- Investment Advisory | Wilshire*. (2023). <https://www.wilshire.com/>
- Jarociński, M., & Maćkowiak, B. (2013). Granger-causal-priority and choice of variables in vector autoregressions. *European Central Bank*.
- Jorda, O. (2009). Simultaneous Confidence Regions for Impulse Responses. *The Review of Economics and Statistics*, 91(3), 629–647.
- Luciani, M., & Trezzi, R. (2019). *Comparing Two Measures of Core Inflation: PCE Excluding Food & Energy vs. the Trimmed Mean PCE Index*. <https://www.federalreserve.gov/econres/notes/feds-notes/comparing-two-measures-of-core-inflation-20190802.html>

- Luetkepohl, H. (2005). *The New Introduction to Multiple Time Series Analysis. New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>
- NAREIT. (2021). *Global Real Estate Investment | Nareit*. <https://www.reit.com/investing/global-real-estate-investment>
- Riddiough, T. J., & Steiner, E. (2017). *Financial Flexibility and Manager-Shareholder Conflict* (SSRN Scholarly Paper 2975543). <https://doi.org/10.2139/ssrn.2975543>
- Ryan, E., Horan, A., & Jarmulska, B. (2022). Commercial real estate and financial stability – new insights from the euro area credit register. *Macprudential Bulletin*, 19. [https://econpapers.repec.org/article/ecbecbmbu/2022\\_3a0019\\_3a4.htm](https://econpapers.repec.org/article/ecbecbmbu/2022_3a0019_3a4.htm)
- Sauga, A. (2022). *Statsionaarsed aegread II*.
- SEC. (2011). *Investor Bulletin: Real Estate Investment Trusts (REITs)*. SEC.
- Sharpe, W. F. (1964). CAPITAL ASSET PRICES: A THEORY OF MARKET EQUILIBRIUM UNDER CONDITIONS OF RISK. *The Journal of Finance*. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Simon, H. A. (1978). Rationality as Process and as Product of Thought. *The American Economic Review*, 68(2), 1–16.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Sirio, A., Todorov, K., & Detering, K. (2022, september 19). *BIS Quarterly Review*. [https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r\\_qt2209a.htm](https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt2209a.htm)
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2001). Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101–115. <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.101>
- Thornton, D. L. (1988). The Effect of Monetary Policy on Short-Term Interest Rates. *Review*, 70. <https://doi.org/10.20955/r.70.53-72.bok>

Tversky, A., & Kahneman, D. (1975). Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. D. Wendt & C. Vlek (Toim), *Utility, Probability, and Human Decision Making: Selected Proceedings of an Interdisciplinary Research Conference, Rome, 3–6 September, 1973* (lk 141–162). Springer Netherlands. [https://doi.org/10.1007/978-94-010-1834-0\\_8](https://doi.org/10.1007/978-94-010-1834-0_8)

# LISAD

## Lisa 1. Statsionaarsuse testi tulemused

Muutuja	Mudel	Phillips-Perron $p$ väärtus	Dickey-Fuller $p$ väärtus	Järeldus
Ärikinnisvara indeks	I	0,174	0,345	Mitte statsionaarne
Pangalaenu maht	I	0,174	0,485	Mitte statsionaarne
SKT	I	0,376	0,782	Mitte statsionaarne
Lühiajaline intressimäär	I	0,663	0,895	Mitte statsionaarne
d_Ärikinnisvara indeks	I	0,000	0,000	Statsionaarne
d_Pangalaenu maht	I	0,000	0,000	Statsionaarne
d_SKT	I	0,000	0,000	Statsionaarne
d_Lühiajaline intressimäär	I	0,000	0,000	Statsionaarne
Ärikinnisvara indeks	II	0,274	0,461	Mitte statsionaarne
Pangalaenu maht	II	0,176	0,521	Mitte statsionaarne
SKT	II	0,243	0,655	Mitte statsionaarne
Lühiajaline intressimäär	II	0,472	0,666	Mitte statsionaarne
d_Ärikinnisvara indeks	II	0,000	0,000	Statsionaarne
d_Pangalaenu maht	II	0,000	0,000	Statsionaarne
d_SKT	II	0,000	0,000	Statsionaarne
d_Lühiajaline intressimäär	II	0,000	0,000	Statsionaarne

Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud



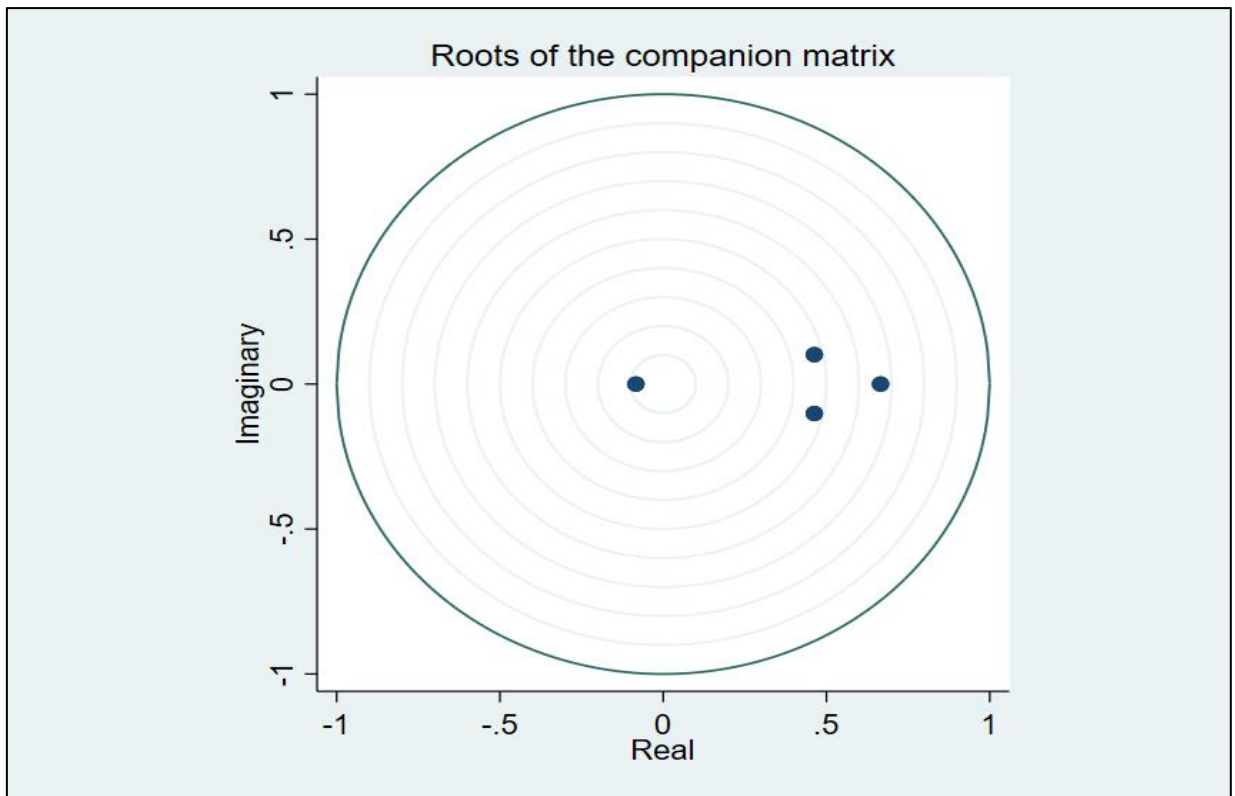
## Lisa 2. Viitaegade testi tulemused

Sample: 2005m7 thru 2023m11					Number of obs = 221			
Lag	LL	LR	df	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	761,90			0,0	0,00	-6,86	-6,83	-6,80
1	870,86	217,92	16,00	0,0	5.3e-1*	-7,70*	-7,57*	-7,39*
2	883,87	26,01	16,00	0,0	5.5e-1	-7,67	-7,45	-7,12
3	899,47	31,22	16,00	0,0	5.5e-1	-7,67	-7,35	-6,87
4	912,77	26,59	16,00	0,0	5.6e-1	-7,64	-7,22	-6,60
5	918,92	12,31	16,00	0,7	6.2e-1	-7,56	-7,03	-6,26
6	926,86	15,87	16,00	0,4	6.6e-1	-7,48	-6,86	-5,95
7	938,15	22,58	16,00	0,1	6.9e-1	-7,44	-6,72	-5,66
8	946,90	17,50	16,00	0,3	7.4e-1	-7,37	-6,56	-5,34
9	970,64	47,49	16,00	0,0	7.0e-1	-7,44	-6,53	-5,17
10	984,71	28,14	16,00	0,0	7.1e-1	-7,43	-6,41	-4,91
11	994,12	18,81	16,00	0,2	7.6e-1	-7,37	-6,25	-4,60
12	1016,23	44.225*	16,00	0,0	7.2e-1	-7,42	-6,21	-4,41

Sample: 1997m11 thru 2023m11					Number of obs = 313			
Lag	LL	LR	df	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	653,34				0,00	-4,15	-4,13	-4,10
1	796,59	286,50	16,00	0,00	0,00	-4,96	-4,87	-4,72*
2	825,13	57,08	16,00	0,00	7,6e-1*	-5,04*	-4,87*	-4,61
3	840,81	31,36	16,00	0,01	0,00	-5,04	-4,79	-4,42
4	854,10	26,57	16,00	0,05	0,00	-5,02	-4,70	-4,21
5	863,40	18,60	16,00	0,29	0,00	-4,98	-4,58	-3,97
6	872,50	18,20	16,00	0,31	0,00	-4,94	-4,46	-3,74
7	882,48	19,95	16,00	0,22	0,00	-4,90	-4,34	-3,51
8	886,39	7,82	16,00	0,95	0,00	-4,82	-4,19	-3,24
9	907,40	42,04	16,00	0,00	0,00	-4,85	-4,14	-3,08
10	926,04	37,27	16,00	0,00	0,00	-4,87	-4,08	-2,91
11	934,33	16,58	16,00	0,41	0,00	-4,82	-3,96	-2,67
12	962,70	56.747*	16,00	0,00	0,00	-4,90	-3,96	-2,55

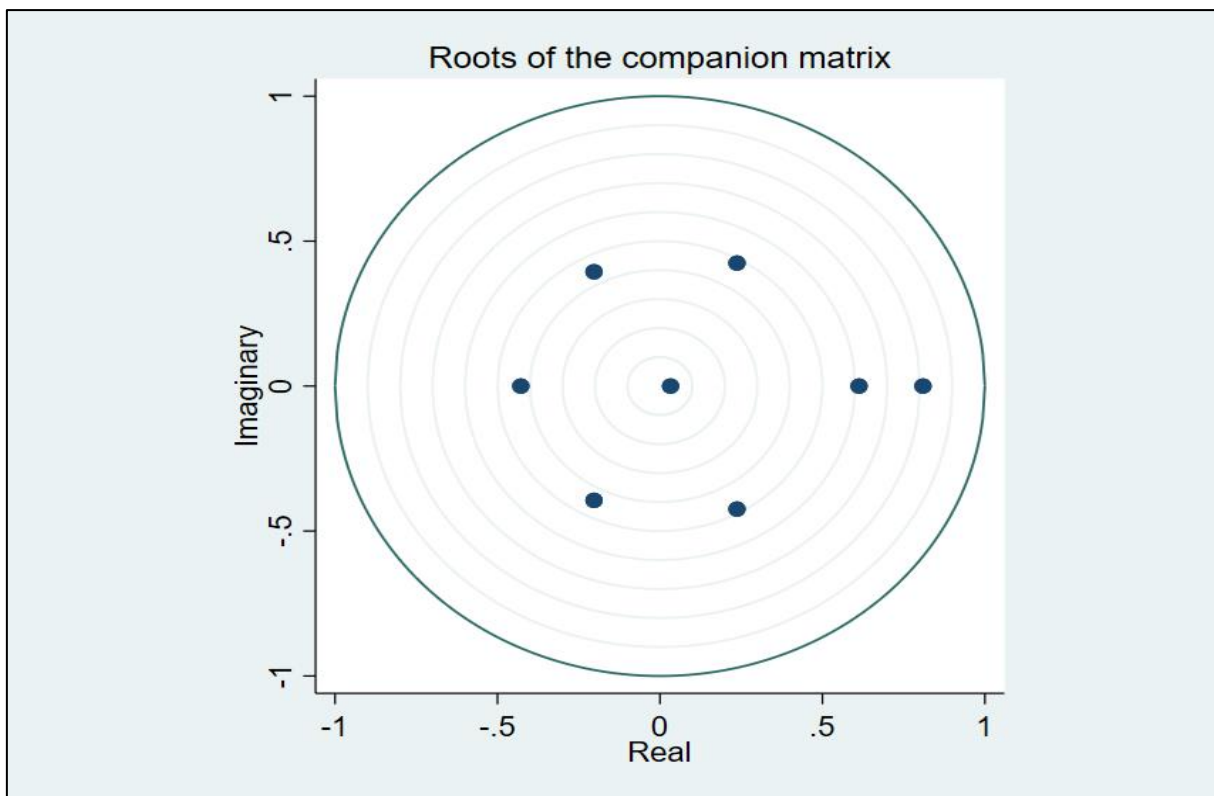
Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

### Lisa 3. VAR (1) mudeli stabiilsuse test



Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

#### Lisa 4. VAR (2) mudeli stabiilsuse test



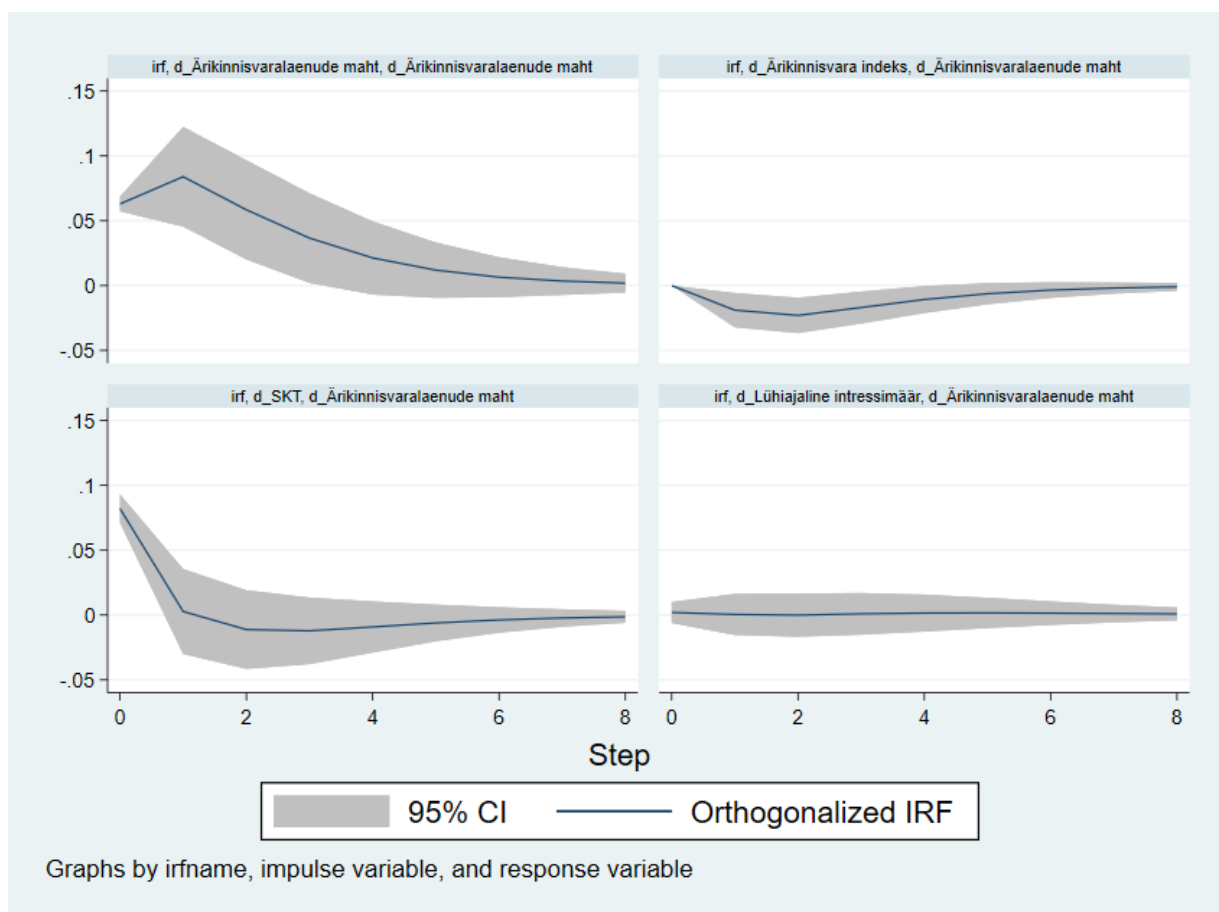
Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

## Lisa 5. Normaaljaotuse testi tulemused

Võrrand	Mudel I	Kokku Prob > chi2	Asümmeetria test Prob > chi2	Püstakuse test Prob > chi2
d_SKT		0,00	0,00	0,00
d_Pangalaenu maht		0,00	0,00	0,00
d_Ärikinnisvara indeks		0,00	0,00	0,00
ALL		0,00	0,00	0,00
	Mudel II			
d_SKT		0,00	0,00	0,00
d_Pangalaenu maht		0,00	0,00	0,00
d_Ärikinnisvara indeks		0,00	0,00	0,00
ALL		0,00	0,00	0,00

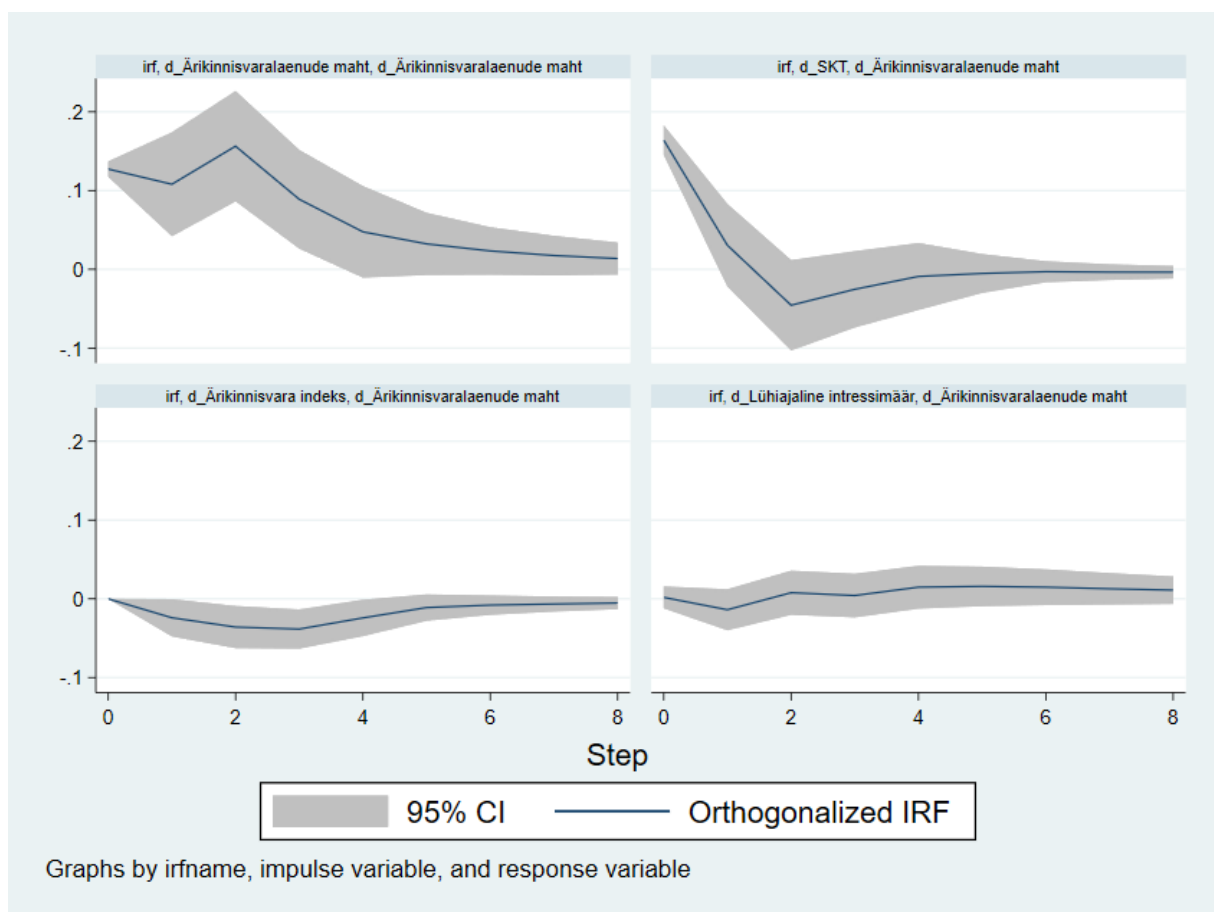
Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

## Lisa 6. VAR (1) mudeli pangalaenu mahu impulss-reaktsiooni funktsioonid



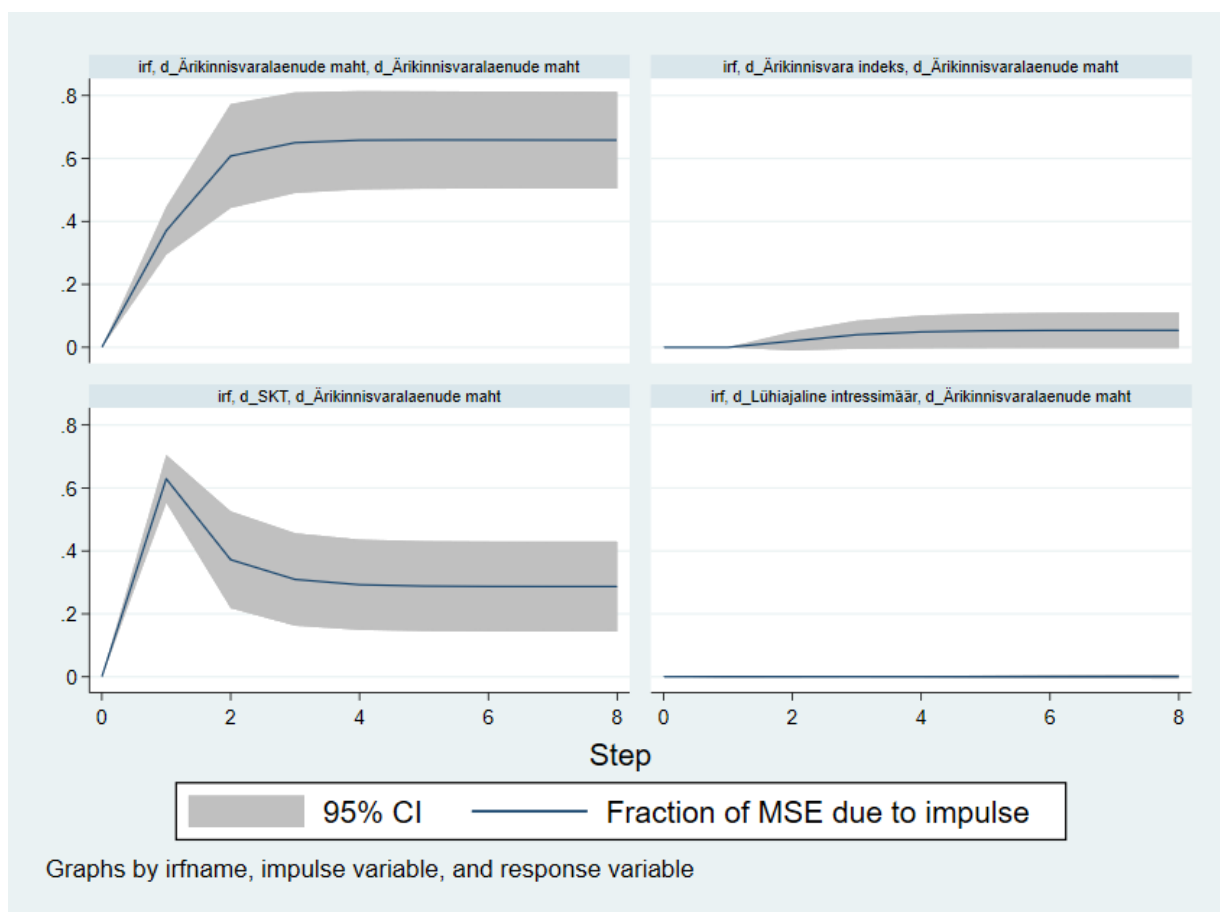
Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

## Lisa 7. VAR (2) mudeli pangalaenu mahu impulss-reaktsiooni funktsioonid



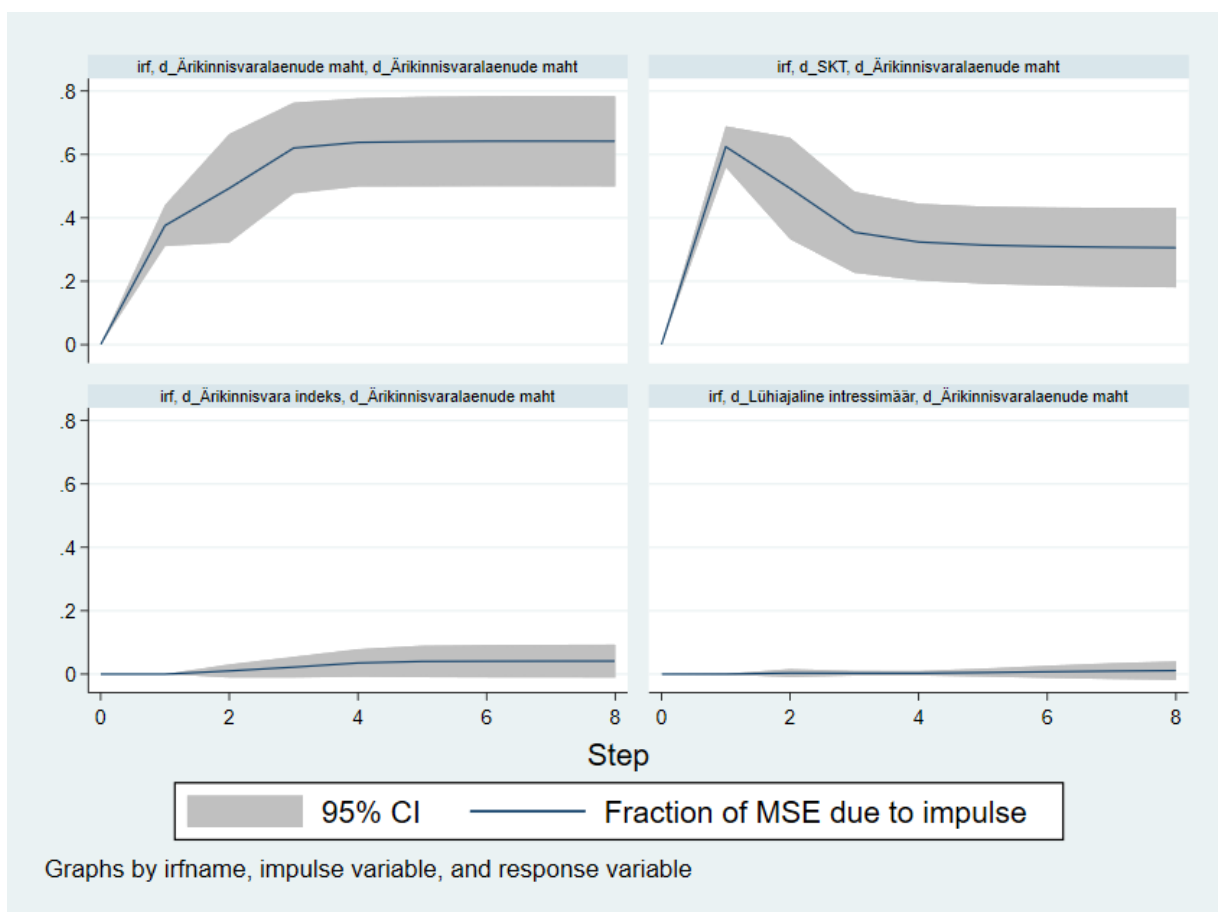
Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

## Lisa 8. VAR (1) mudeli pangalaenu mahu dispersiooni dekompositsioon



Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud

## Lisa 9. VAR (2) mudeli pangalaenu mahu dispersiooni dekompositsioon



Allikas: USA Föderaalreserv (2023), autori koostatud



## Lisa 10. Lihtlitsents

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

Mina Oliver Olev

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose Ärikinnisvaralaenude mõju ärikinnisvarafondide hindadele USA turu näitel,

mille juhendaja on Natalia Levenko,

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.

---

03.01.2024

---

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