

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Carisse Vooremaa

**MAJANDUSE AVATUSE SEOS KINNISVARAHINDADEGA
OECD RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2022

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

Töö pikkuseks on 6440 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Carisse Vooremaa

(kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. MAJANDUSE AVATUSE JA KINNISVARAHINDADE TEOREETILINE RAAMISTIK NING VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD	7
1.1. Majanduse avatuse olemus	7
1.2. Kinnisvarahindade olemus ja tegurid	10
1.3. Balassa-Samuelsoni efekt	11
1.4. Varasemad empiirilised uuringud majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seose kohta..	12
2. ÜLEVAADE ANDMETEST JA ANALÜÜSIMEETODITEST	14
2.1. Ülevaade kaasatavatest muutujatest	14
2.2. Kasutatavate andmete kirjeldus	16
2.3. Uurimismeetodite kirjeldus	18
3. MAJANDUSE AVATUSE JA KINNISVARAHINDADE VAHELISE SEOSE ANALÜÜS	21
3.1. Korrelatsioonanalüüs	21
3.2. Regressioonanalüüs	22
3.3. Järeldused	27
KOKKUVÕTE	29
SUMMARY	31
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	33
LISAD	37
Lisa 1. Lihtlitsents	37

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on modelleerida seost majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahel. Seda tehakse andmetega OECD riikide kohta aastatel 2000–2021, mis pärinevad OECD ja Maailmapanga andmebaasidest. Rakendades erinevaid paneelandmete analüüsimetodeid, täidetakse töö eesmärk paremaks arusaamaks kinnisvarahindade dünaamikast.

Kinnisvarahindasid iseloomustab mudelis kinnisvarahinnaindeks baasaastaga 2015=100. Sõltumatutest muutujatest olulisim on avatuse indeks, millele lisaks kaasatakse veel leibkonna kasutatavat tulu, rahvaarvu, töötuse määra ja reaalsel pikajalist intressimäära kirjeldavad tegurid. Mudelisse lisatavad muutujad valitakse, toetudes varasemale teaduskirjandusele.

Tulemusteni jõudmiseks tehakse esmalt korrelatsioonanalüüs, mis annab aimu seose suuna ja tugevuse kohta. Seejärel rakendatakse ühendatud regressioonmudelit, fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelit. Analüüsi läbiviimiseks kasutatakse programmi *Excel* ning vabavarasid *Gretl* ja *EViews*.

Ökonomeetrilise analüüsi tulemusena jõutakse järeldusele, et kinnisvarahindadel ja majanduse avatusel ei ole OECD riikides statistiliselt olulist seost. Korrelatsioonanalüüsis ilmneb küll kahe näitaja vaheline statistiliselt oluline nõrk positiivne seos, aga regressioonanalüüsis osutub avatuse indeksi koefitsient statistiliselt mitteoluliseks.

Võtmesõnad: Majanduse avatus, kinnisvarahinnad, OECD

SISSEJUHATUS

Kinnisvarahindade tõus on käesolevale bakalaureusetööle eelnenud aastatel olnud väga kiire. Kinnisvaral on väga suur roll iga inimese elus, sest see on kodumajapidamise üks suuremaid investeeringuid ja peavari kuulub põhivajaduste hulka. Seetõttu on kinnisvarahindadel otsene mõju elukvaliteedile ja viimaste aastate kiire hindade tõus tekitab muret nii üksikisikute kui ka kogu majanduse tervisliku arengu vaatepunktist. Kinnisvarahindasid mõjutavate tegurite välja selgitamine aitab mõista ja prognoosida hindade dünaamikat ning rakendada sobivaid poliitikaid.

Kinnisvarahindasid mõjutavate tegurite seas on empiirilistes uuringutes välja toodud mitmeid näitajaid, teiste hulgas sissetulekud, intressimäärad ja rahvaarv. Aina enam globaliseeruvas maailmas nähakse võimalike kinnisvarahindade mõjutegurite hulgas järjest rohkem ka rahvusvahelisi tegureid nagu kaubandussuhted ja majanduse avatus. Riigipiiriülesed investeeringud kinnisvarasse, rahvusvahelised arendusprojektid ja kinnisvaraettevõtted laienevad jõudsalt, muutes ühe enim mittekaubeldava sektori globaalseks (Bardhan *et al.*, 2004). Sellele vaatamata on senini kinnisvarahindade ja majanduse avatuse seosele teadusajakirjanduses keskendutud vähe.

Käesoleva töö kirjutamise hetkeks on majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahelise seose uuringuid üksikuid ning teemat on avatud eelkõige Hiina põhjal ja kasutatud linnadepõhiseid andmeid, kuid käesolev töö võtab aluseks Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni (*Organization for Economic Co-operation and Development* – OECD) kuuluvad riigid. Seniste analüüside tulemusena on leitud näitajate vahel peamiselt statistiliselt oluline positiivne seos, mistõttu soovib autor kontrollida, kas sama kehtib ka OECD riikide põhjal. Bakalaureusetöö autorile teadaolevalt OECD riikide näitel antud teemat varem uuritud ei ole.

Lõputöö eesmärgiks on empiiriliste andmete põhjal tuvastada ja selgitada majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahelist seost, et paremini mõista kinnisvarahindade dünaamikat läbi aegade. Analüüs viiakse läbi OECD riikide andmete põhjal ja eesmärgi saavutamiseks on autor püstitanud järgmised uurimisküsimused:

1. Kas majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahel on statistiliselt oluline seos?
2. Kas ja kuidas mõjutab majanduse avatus kinnisvarahindasid?

Töö käigus lahendatakse järgmised uurimisülesanded:

- 1) teemakohase erialase kirjanduse lugemine ning majanduse avatuse ja kinnisvarahindade olemuse selgitamine;
- 2) varasemate uurimuste tutvustamine;
- 3) kasutatavate andmete ettevalmistus ja kirjeldus;
- 4) analüüsi läbiviimine ja tulemuste kirjeldamine.

Töö empiirilises osas viiakse läbi korrelatsioon-ja regressioonanalüüs paneelandmetega aastatel 2000–2021. Modelleerimiseks kasutatakse ühendatud regressioonmudelit ning fikseeritud efektide ja juhuslike efektidega mudelit. Valitud sekundaarsed andmed pärinevad Maailmapanga (*The World Bank*) ja OECD andmebaasidest. Sõltuvaks muutujaks on kinnisvarahinnaindeks baasaastaga 2015=100 ja uurimisfookuses olevaks sõltumatuks muutujaks majanduse avatuse indeks. Mudelisse lisatakse kontrollmuutujatena veel leibkonna kasutatav tulu, rahvaarv, töötuse määr ja reaalne pikaajaline intressimäär.

Käesolev töö jaguneb kolmeks peatükiks. Esmalt tuuakse välja teoreetiline tagapõhi, kirjeldatakse majanduse avatuse ja kinnisvarahindade olemust, nende vahelise seose võimalikku kanalit, Balassa-Samuelsoni efekti ning varasemat empiirilist kirjandust seose olemasolust. Teises peatükis antakse ülevaade kasutatavatest andmetest ja tulemuseni jõudmiseks rakendatavatest analüüsimeetoditest. Viimane peatükk keskendub analüüsile, selle läbiviimisele, tulemustele ning järelduste tegemisele toetudes varasemale empiirilisele kirjandusele.

1. MAJANDUSE AVATUSE JA KINNISVARAHINDADE TEOREETILINE RAAMISTIK NING VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD

Bakalaureusetöö esimeses peatükis avatakse teema teoreetilist tausta ning varasemate empiiriliste uuringute tulemusi. Esmalt selgitatakse majanduse avatuse olemust ja selle peamiseid lähenemisviise. Teises alapeatükis tuuakse välja kinnisvarahindade olulisus ning tutvustatakse eri liiki mõjutegureid. Seejärel kirjeldatakse Balassa-Samuelsoni efekti, mida peetakse üheks majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seose võimalikuks kanaliks. Viimane alapeatükk annab ülevaate varasematest empiirilistest uuringutest majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahelise seose kohta.

1.1. Majanduse avatuse olemus

20. sajand kujunes üheks kiiremini globaliseeruvaks perioodiks senises inimajaloos. Kuigi just sellel sajandil loodi mitmeid rahvusvahelisi ühendusi nagu Euroopa Liit ja OECD, mis tõid erinevaid riike üle maailma üksteisele lähemale, on kaupade vahetamine olnud osa inimeste elust aegade algusest saati. Eluks vajalikku vahetati külades ja linnades, aga leiti võimalusi ka kaugemate piirkondadega kaubitsemiseks. Üheks tuntuimaks näiteks sellest on Siiditee, mis kulges tuhandeid kilomeetreid Hiinast Vahemere äärde ja võimaldas vahetada siidi, kalliskive, aga ka tehnoloogiat ja uusi töövõtteid. Tihedad kaubandussuhted teistega aitasid riikidel kiiremini areneda.

Majanduse avatus on üsna lai mõiste, millele ingliskeelses teaduskirjanduses võib leida mitmeid vasteid nagu „*economic openness*“, „*trade openness*“ või „*economic integration*“. Ka mõiste tähenduse osas ei ole jõutud päris ühtse definitsoonini. Whitman (1969) määratleb majanduse avatust riigi või piirkonna piire ületavate majandusvoogude suhtelise tähtsuse kaudu. Samas ei tohiks tema arvates seda võrdvääristada majandusliku integratsiooniga, mis kujutab endast lähedaste majandusrühmade ühtset turgu, kus kõik hinnad võrdsustuvad. Majanduse avatust on võrreldud ka neutraalsusega, pidades silmas võrdset motivatsiooni impordi asendamisest

välisvaluutat säästa ja ekspordist välisvaluutat teenida (Harrison, 1995). Yanikkaya (2003) sõnul mõeldakse viimasel ajal majanduse avatuse all vabakaubandust ehk kaubandussüsteemi, kust on kõrvaldatud kaubandusmoonutused.

Lisaks mõistete ja definitsioonide mitmekesisusele ei ole majanduse avatusel ka ühtset mõõtmisviisi. Majanduse avatuse näitajad väljendavad tavaliselt, kuivõrd välised osalejad võtavad osa või saavad osaleda riigi majanduses (Gräbner *et al.*, 2021). Neist kõige levinum on avatuse indeks, ingliskeelse nimetusega „*openness index*“. See kujutab endast riigi kogukaubanduse suhet, mille leidmiseks jagatakse impordi ja ekspordi summa sisemajanduse kogutoodanguga (SKT). Mida suurem on saadud protsent, seda tähtsam roll on rahvusvahelisel kaubandusel riigi majanduses. Avatuse indeksi eeliseks on selle selgelt määratletus ja hästi mõõdetatavus (Dowrick & Golley, 2004). Indeksi populaarsus tuleneb veel ka vastavate andmete kättesaadavusest ja näiliselt täpsest vastavusest majanduse avatuse teemaga (Gräbner *et al.*, 2021), mis võimaldab luua ja tõlgendada erinevaid mudeleid.

Soovides keskenduda majanduse avatuse uurimisel rohkem välja- või sissepoole avatusele, on olemas avatuse indeksi variandid, kus kasutatakse vastavalt ekspordi või impordi jagatist sisemajanduse kogutoodanguga. Samas peab avatuse indeksit ja selle variante kasutama ettevaatlikkusega. Nimelt väiksema majandusega riikide kaubavahetus paistab SKT suhtes tavaliselt suurem ning seetõttu jäävad tugeva sise- ja välismajandusega riigid nagu Saksamaa, Hiina või Jaapan avatuse indeksi edetabelis teistele alla. Samuti võib analüüsidest ilmneda endogeensuse probleem, eriti kui mudelisse on kaastud teisigi SKT-ga seotud tegureid. (*Ibid.*)

Mitmed autorid on välja pakkunud oma alternatiivsed näitajad majanduse avatuse iseloomustamiseks. Sachs *et al.* (1995) esitasid binaarse indeksi, mille abil saab liigitada riigid suletuks, kui nad vastavad vähemalt ühele kriteeriumile viiest. Tingimused olid seotud mittetariifsete kaubandustõkete, tariifimäärade, sotsialistliku kaubandussüsteemi, musta turu vahetuskursi ja riigi monopoliga peamiste ekspordiartiklite osas. Indeksit on kritiseeritud selle mitmetähenduslike kriteeriumite ja liiga kitsa väljundi pärast, mis võimaldab jaotada riike vaid avatuks või suletuks. Vaatamata mõningatele puudujääkidele, on Sachsi ja Warneri indeks laialt kasutatud riikidevahelistes kasvu-uuringutes. (Rodriguez & Rodrik, 2000)

Majanduse avatuse ja kasvu vaheline seos on teaduskirjanduses palju tähelepanu pälvinud. Arvamust, et vabakaubandus on kasulik majanduse arengule, võib leida juba Adam Smith'i ja

David Ricardo töödest (Reuveny, 2001). Ka rahvusvahelised organisatsioonid on toetanud majanduse avatuse ja majanduskasvu vahelise positiivse seose olemasolu. OECD avaldas 1998. aasta aruandes, et avatud majandusega riigid edestavad tihti piirava ja isoleeritud kaubanduspoliitikaga riike. Rahvusvaheline Valuutafond (*International Monetary Fund*, IMF) pidas üheks olulisemaks sammuks arengumaade majanduse laienemisel rahvusvahelise kaubanduse soodustamist (IMF, 1997).

Adam Smith (1776) tuli välja absoluutse eelise ideega, mis kujutab endast võimet toota tooteid ja teenuseid madalama kuluga ühiku kohta, kui seda teeks välisriik. Absoluutse eelisega riigil on võimalus kasutada tootmisel vähem sisendeid ja tõhusamat protsessi. Seetõttu oli Smith vabakaubanduse poolt ja tõestas, et rahvusvahelisest spetsialiseerumisest on kasu igale osalevale riigile. Smith'i vaadet arendas edasi David Ricardo (1821), kes pani aluse rahvusvahelise kaubanduse tuntuimale, Ricardo mudelile. See põhineb suhtelise eelise teorial ja selle kohaselt kasutatakse rahvusvahelise kaubanduse korral riigi ressursse tõhusamalt, sest imporditakse kaupu ja teenuseid, mille tootmine oleks riigisisese liiga kulukas. Läbi suhtelise eelise ära kasutamise võib majanduse avatus aidata kaasa majanduse kasvule.

Uuemad kasvuteooriad näevad võimaliku kanalina kasvu ja avatuse vahel teadus- ja arendustegevust. Kui majanduskasv on tingitud teadus- ja arendustegevusest, siis võimaldab avatud majandus ligipääsu kaubanduspartnerite tehnoloogiatele ja soodustab innovatsiooni. Samuti avab kaubandus tootjatele pääsu suurematele turgudele ja uutele toodetele. Arengumaades toob vabakaubandus kaasa nende arenguks vajalikke investeeringuid ning vahekaupasid. (Yanikkaya, 2003) Eelnevast järeldeb, et on mitmeid võimalike viise, kuidas majanduse avatus on osa majanduse ja heaolu kasvust.

Vaatamata silmapaistvatele ökonomeetrilistele uuringutele, mis on leidnud positiivse seose majanduskasvu ja avatuse vahel (Sachs *et al.*, 1995; Dollar & Kraay, 2003), leidub ka töid, mis heidavad kahtlust seose olemusele. Kim ja Lin (2009) ja Kim (2011) on tähendanud, et kaubanduse avatusest on rohkem kasu rikastele riikidele kui vaestele: vähem arenenud maadel ei pruugi olla võimalusi, kasutamaks ära kaubanduspartnerite kogutud teadmisi ja tehnoloogia ülekandumist.

1.2. Kinnisvarahindade olemus ja tegurid

Huvi kinnisvarahindade dünaamika ja mõjutegurite vastu on toonud kaasa aastakümneid arutelusid ja teadustöid sellel teemal. Põhjusena saab välja tuua, et kinnisvarasse on investeeritud suur osa keskmise kodumajapidamise varast. Majandusteooria viitab, et rikkus on üks peamiseid kogutarbimise tõukejõude igas majanduses ning seetõttu järgneb langusele eluasemeturul tõenäoliselt langus majapidamiste kogutarbimises (Nneji *et al.*, 2013). Seega läbi muutuste kodumajapidamiste käitumises võivad kinnisvarahindade kõikumised omada mõju kogu majandustegevusele.

Kinnisvarahindade käitumine mõjutab ka finantsüsteemi toimimist, sest kodumajapidamistele antavate hüpoteek- ja teiste laenude levinumaks tagatiseks on kinnisvara (Pashardes & Savva, 2009). Olles osa finantsvahendajate portfelist, avaldavad need mõju finantsasutuste kasumlikkusele ja usaldusväärsusele (Tsatsaronis & Zhu, 2004). Aasta 2008 teises pooles alanud finantskriis näitas, et kinnisvarahindade muutustel on tõsised tagajärjed finantsüsteemile, mis kandub edasi kogu majandusele laiemalt (Pashardes & Savva, 2009). Seetõttu on tähtsal kohal kinnisvaraga seonduva, sealhulgas kinnisvarahindasid mõjutavate tegurite, välja selgitamine.

Varasema erialase kirjanduse kinnisvarahindade kohta saab suures plaanis lähenemisviisi põhjal jagada kaheks: mikroökoonoomika tasemel hedooniline käsitlus ja makroökoonoomilise analüüsi koostamine. Hedooniline hinnateooria eeldab, et tarbijad ostavad kaupu, mille erinevate omaduste summa maksimeerib nende kasulikkusfunktsiooni (Rosen, 1974). Hedoonilist analüüsimeetodit rakendatakse paljude toodete ja teenuste puhul, et välja selgitada nende omaduste panus hinna kujunemisel. Kinnisvara väärtuse hindamisel selle meetodiga arvestatakse hoone suuruse, vanuse, naabruskonna, tubade arvu ja mitmete teiste kvaliteedinäitajatega. (Pashardes & Savva, 2009)

Makromajanduslik analüüs tegeleb peamiselt kinnisvarahindasid mõjutavate tegurite uurimisega kogu majandust hõlmaval tasandil ja pikema aja jooksul (*Ibid.*). Nende tegurite hulka kuuluvad näiteks eluasemelaenude intressimäär ja inflatsioon (Panagiotidis & Printzis, 2016; Zhang *et al.*, 2012) Uuringutes palju kaasatud makroökoonoomilisel näitajal SKT eeldatakse olevat positiivne seos kinnisvarahindadega, sest SKT *per capita* kasv tähendab tavaliselt inimeste sissetuleku kasvu, mis võib tõsta nende kinnisvara ostujõudu, suurendades seeläbi omakorda nõudlust ja kinnisvarahindu. (Hou, 2010; Lin *et al.*, 2014). Samuti on leitud seos sotsiaalmajanduslike näitajatega nagu sissetulek, vanus ja rass (Lin *et al.*, 2014).

Kinnisvarahindade mõjutegureid on erialases kirjanduses jaotatud üldiselt kaheks: nõudluspoolt ja pakkumispoolt mõjutavad tegurid. Nõudlust mõjutavate tegurite hulka kuuluvad rendihinnad, leibkonna kasutatav tulu, infrastruktuur ja intressimäärad. Samuti demograafilised muutujad nagu rahvaarv, vanuseline koosseis ja ränne. Kinnistu olemasolu kui suuresti fikseeritud tunnus ja ehitusaktiivsus on kinnisvarahindu pakkumise poolelt mõjutavad tegurid. (Belke & Keil, 2018) Vaatamata turuseadustele, mille kohaselt peaks nõudlus ja pakkumine olema tasakaalus, ei saa eeldada, et kinnisvarahinnad on stabiilsed. Égert ja Mihaljek (2007) on täheldanud, et paljudes riikides on kinnisvarahinnad palju volatiilsemad, kui võiks eeldada nõudluse ja pakkumise mõjutegurite kõikumise põhjal.

1.3. Balassa-Samuelsoni efekt

Varasemad autorid, kes on uurinud majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seost, näevad ühe võimaliku seletusena seose olemasolust Balassa-Samuelsoni efekti. Balassa (1964) ja Samuelson (1964) püstitasid hüpoteesi, et riikide majanduste muutumine avatumaks põhjustab mittekaubeldavate kaupade suhtelise hinna tõusu kaubeldavate suhtes. Nende sõnul ei kehti ostujõu pariteet pikas perspektiivis, sest kaubeldavate sektorite produktiivsuse kasvumäärad erinevad riikide vahel. See on tingitud asjaolust, et kõrgem tootlikkus kaubeldavate kaupade sektoris tõstaks sissetulekuid ja mittekaubeldavate toodete ning teenuste suhtelisi hindu.

Balassa-Samuelsoni efekti kohaselt peaks majanduse avatuse suurenemisel tõusma kaubeldava tegevusharu tööjõu produktiivsus, millega kaasneb positiivne šokk kaubeldava sektori palgatasemele. Kui tööturg on tasakaalus, siis mõningase ajavahega tõusevad ka mittekaubeldava sektori töötasud vastavale tasemele. Seetõttu põhjustab kasv tööjõukuludes ka mittekaubeldavate kaupade hindade tõusu. (Wang *et al.*, 2011) Taoline teoreetiline arutluskäik annab alust uurimaks, kas Balassa-Samuelsoni efekt leiab kinnitust ka empiirilisi andmeid analüüsides.

Teaduskirjanduses leidub mitmeid empiirilisi analüüse, mis testivad Balassa-Samuelsoni teooria paikapidavust (DeLoach, 2001; Drine & Rault, 2003), kuid vaid üksikud on keskendunud majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seosele. Peamiselt on uuritud majanduse avatuse seost reaalsete valuutakursside ja rahvusvahelise ostujõuga ning nii kaubeldavat kui ka mittekaubeldavat sektorit käsitletakse tavaliselt kaupade ja teenuste kogumina (Bardhan *et al.*, 2004). Kuna kinnisvara on fikseeritud asukohaga ning ehitus- ja haldusteenuseid on keeruline sisse osta,

peetakse kinnisvaratööstust mittekaubeldavaks sektoriks (Wang *et al.*, 2011, viidatud Lu, 2004). Seetõttu on võimalik, et Balassa-Samuelsoni teooriat saab rakendada ka kinnisvarasektori puhul.

1.4. Varasemad empiirilised uuringud majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seose kohta

Teaduskirjanduses leidub rohkelt uurimusi kinnisvarahindade ja nende mõjutegurite kohta (Jud & Winkler, 2002; Zhang *et al.*, 2016). Samuti on globaliseerivas maailmas tekkinud rohkem teaduslikku huvi majanduse avatuse vastu (Hye & Lau, 2015), kuid empiirilisi uuringuid, mis keskenduks majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seosele, on käesoleva töö kirjutamise ajal bakalaureusetöö autorile teadaolevalt vaid üksikuid. Eelkõige on uuritud seose olemasolu Hiinas, seda sealse ainulaadse üleminekumajanduse tausta tõttu (Wang *et al.*, 2011). Järgnevalt antakse ülevaade, millistele tulemustele on jõudnud autorid majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seose uurimisel.

Wang, Yang ja Liu (2011) leidsid statistiliselt olulise positiivse seose linnade majandusliku avatuse ja kinnisvarahindade vahel. Kasutades paneelandmeid 35 Hiina suurlinna kohta, jõudsid nad fikseeritud efektide mudeliga tulemusele, et majanduse avatuse kasv 1% võrra põhjustas kinnisvarahinna tõusu ligikaudu 0,28% võrra. Ainuüksi majandusliku avatuse kasv põhjustas uuritava perioodil, aastatel 1998–2006, ligikaudu 16% tõusu kinnisvarahindades. Selline statistiliselt oluline seos on märkimisväärne, eriti kuna mudelisse oli lisatud veel hulk teisi võimalikke kinnisvarahindu selgitavaid makronäitajaid, nende hulgas nii nõudluse kui ka pakkumise tegureid.

Positiivse seose majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahel tuvastasid ka Zhu, Li ja Gua (2018). Sarnaselt autoritele Wang *et al.* (2011) oli neilgi uuringu aluseks 35 Hiina suurlinna, kuid lisaks uuemale perioodile kasutasid nad veel detailsemat kvantiilregressiooni meetodit. Selle tulemusena selgus, et majanduse avatus ei avalda statistiliselt olulist mõju kallimas hinnaklassis kinnisvarale. Seos oli aga statistiliselt oluline ja positiivne 5. –80. kvantiilis, mis toetab Balassa-Samuelsoni efekti, et avatuse kasv toob kaasa mittekaubeldavate toodete ja teenuste hinnatõusu. Kõige tugevam oli seos 5. kvantiilis, kus 1 protsendipunktiline tõus majanduse avatuses tõi kaasa ligikaudu 0,15% kinnisvarahindade kasvu.

Hiina uuringute kõrval leidub ka töö teiste riikide põhjal, mis küll keskendus mitte kinnisvarahindade, vaid üürihindade mõjuteguritele. Bardhan, Edelstein ja Leung (2004) analüüsisid vähimruutude meetodit kasutades 46 suurlinna andmeid üle kogu maailma. Sõltuvale muutujale, milleks oli eluruumide üürihinnad, avaldas positiivset mõju linna majanduse arengutase ja kõrgemad sissetulekud, sest need suurendavad nõudlust ja seeläbi hindu. Põhifookuses olnud üürihindade ja majanduse avatuse vahel tuvastati samuti statistiliselt oluline positiivne seos, mis tähendab, et suurem rahvusvaheline majanduslik avatus tõstab kinnisvarahindu.

Bakalaureusetöö autorile teadaolevalt ei ole töö kirjutamise ajal majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seost OECD riikide põhjal uuritud. Samuti lisab tööle uudsust riigipõhiste andmete kasutamine erinevalt varasematest empiirilistest uurimustest, kus analüüse on läbi viidud suurlinnade andmetega.

2. ÜLEVAADE ANDMETEST JA ANALÜÜSIMEETODITEST

Algav peatükk annab ülevaate bakalaureusetöö eesmärgi täitmiseks kasutatavatest andmetest ja analüüsimeetoditest. Kõigepealt tutvustatakse mudelisse lisatavaid põhi- ja kontrollmuutujaid. Seejärel kirjeldatakse kaasatavaid andmeid ja esitatakse kirjeldav statistika. Peatüki viimane osa sisaldab empiirilise analüüsi teostamiseks valitud metoodika selgitust.

2.1. Ülevaade kaasatavatest muutujatest

Käesolev töö keskendub majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahelise seose uurimisele OECD riikide näitel. Lisaks majanduse avatust ja kinnisvarahindu iseloomustavatele näitajatele kaasatakse veel teisi võimalikke kinnisvarahindu seletavaid tegureid, mis on valitud lähtuvalt varasematest empiirilistest uuringutest. Valitud kontrollmuutujateks on leibkonna kasutatav tulu, rahvaarv, töötuse määr ja reaalne pikaajaline intressimäär.

Oluliseks kinnisvarahindade mõjuteguriks peetakse sissetulekut, mille kasvu korral eeldatakse kinnisvara nõudluse ja seeläbi ka hindade tõusu. Käesolevasse töösse valiti leibkondade kasutatav tulu — sissetulek, mis jääb inimestele kätte pärast makse ja teisi seadusjärgseid mahaarvestisi. Wang *et al.* (2011) ja Zhu *et al.* (2018) kaasasid oma empiirilistesse uuringutesse leibkonna kasutatava tulu ning leidsid selle statistiliselt olulise positiivse seose kinnisvarahindadega. Kasutades kvantiiluuringut, selgus Zhu *et al.* (2018) tööst, et kõrgemas hinnaklassis kinnisvarale on sissetuleku mõju suurim. Nad selgitasid seda suurema investeerimisnõudlusega kõrgete kinnisvarahindadega linnades. Sissetuleku ja kinnisvarahindade vahelist positiivset seost on kirjeldanud ka Nneji *et al.* (2013) ning Jud ja Winkler (2002).

Teiseks kontrollmuutujaks valiti rahvaarv. Rahvastiku liikumisi peetakse potentsiaalselt üheks peamiseks kinnisvaranõudluse tõukejõuks (Bian & Gete, 2015). Ka erinevad majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seost uurivad autorid oma mudelitesse lisanud rahvaarvu näitaja (Wang *et al.*, 2011; Zhu *et al.*, 2018; Bardhan *et al.*, 2004). Kuigi Wang *et al.* (2011) ei leidnud statistiliselt olulist seost, siis Zhu *et al.* (2018) ja Bardhan *et al.* (2004) analüüside tulemused näitasid

statistiliselt olulist positiivset seost rahvaarvu ja kinnisvarahindade vahel. Seega võib rahvastiku kasvuga kaasneda kinnisvarahindade tõus, mis on tingitud turunõudluse laienemisest (Zhu *et al.*, 2018).

Töötuse määra lisamisel mudelisse toetutakse Wang *et al.* (2011) tööle, kus näitaja oli samuti kaasatud ning seos kinnisvarahindadega oli statistiliselt oluline ja negatiivne. Selle tulemuse põhjal peaks töötute määra osakaalu kasvamisel kogu tööjõust kinnisvarahinnad langema. Demograafilised ja tööturgu iseloomustavad faktorid, mille hulgas oli ka töötuse määr, mängisid olulist rolli kinnisvarahindade dünaamikas ka Égert ja Mihaljeki (2007) uuringus. Kuigi nende analüüsi põhjal tundusid need tegurid rohkem mõjutavat Euroopa üleminekumajandusega riikide kinnisvarahindu, tuvastasid nad statistiliselt olulise negatiivse seose ka valitud OECD riikidega.

Nii kinnisvaraarendajad, kes vajavad projektide teostamiseks rahastust, kui ka tarbijad, kellel on soov soetada kinnisvara, kasutavad tihti pangalaene, mistõttu on kinnisvaraturg mõjutatud intressimäärade liikumisest ja seda peetakse oluliseks kinnisvarahindu selgitavaks muutujaks (Zhu *et al.*, 2018). Eeldatakse, et intressimäära kasv tõstab laenuintresse, mis suurendab hüpoteeklaenude teeninduskulusid. Seeläbi väheneb nõudlus kinnisvaraturul ja järgneb hindade langus. (Nneji *et al.*, 2013) Samas ei ole kõik empiirilised uuringud jõudnud samale tulemusele. Zhu *et al.* (2018) tões Hiina andmete põhjal, et reaalset intressimääral on statistiliselt oluline positiivne seos madalate kinnisvarahindadega linnades, kuid kõrgete hindadega linnades oli seos statistiliselt mitteoluline. Seevastu on mitmed autorid leidnud tõestust ka teooriale vastavale negatiivsele seosele (Égert & Mihaljek, 2007; Zhang *et al.*, 2016) Seose uurimiseks kaasatakse antud bakalaureusetöösse reaalne pikaajaline intressimäär, mis väljendab riigi 10-aastase võlakirja intressimäära turul.

Viimane mudelisse lisatav eksogeenne muutuja on töö fookuses olev majanduse avatus. Selle väljendamiseks kasutatakse majandusmõõdikut avatuse indeks, mis on leitav väliskaubanduse ja SKT suhtena. Mida suurem on indeksi väärtus, seda avatuma majandusega on tegemist. Avatuse indeksit on kasutanud ka teised majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seost uurivad autorid (Wang *et al.*, 2011; Zhu *et al.*, 2018; Bardhan *et al.*, 2004). Käesoleva töö endogeenset muutujat, kinnisvarahinda, kajastab reaalne kinnisvarahinnaindeks, mille baasaasta on 2015=100. Kinnisvarahinnaindeksit on kasutatud mitmetes teemakohastes empiirilistes uurigutes, teiste hulgas on seda rakendanud Wang *et al.* (2011), Zhang *et al.*(2016), Jud ja Winkler (2002). Indeks

väljendab kinnisvarahinna muutust võrreldes baasaastaga ja annab ülevaate kinnisvaraturul toimuvast.

2.2. Kasutatavate andmete kirjeldus

Käesolevas bakalaureusetöös kasutatavad sekundaarandmed pärinevad OECD ja Maailmapanga andmebaasidest (Vooremaa, 2022a). Valimisse kuuluvad andmed 44 riigi kohta ja hõlmavad endas ajaperioodi 2000–2021. Ajaperioodi valik tuleneb andmete kättesaadavusest. Uuritav ajaperiood ja OECD-sse kuuluvad riigid annavad hea ülevaate kinnisvaraturul toimuvast viimastel aastakümnetel. Paneelandmete kasutamise eeliseks on suurem varieeruvus, vähem kollineaarsust muutujate vahel, hinnangute suurem efektiivsus ning laialdasem informatsioon andmete kohta (Vörk, 2003). Andmed on balanseerimata, see tähendab, et aegread on erineva pikkusega ja esinevad lüngad, kui riigid pole kogunud või esitanud andmeid vastavate näitajate kohta.

OECD riigid, mille andmeid seose uurimisel kasutatakse, on Austraalia, Austria, Belgia, Kanada, Šveits, Tšiili, Kolumbia, Tšehhi, Saksamaa, Taani, Hispaania, Eesti, Soome, Prantsusmaa, Ühendkuningriik, Kreeka, Ungari, Iirimaa, Island, Iisrael, Itaalia, Jaapan, Lõuna-Korea, Leedu, Luksemburg, Läti, Mehhiko, Holland, Norra, Uus-Meremaa, Poola, Portugal, Rootsi, Slovakkia, Sloveenia, Türgi ja Ameerika Ühendriigid. Samuti on valimi suurendamise eesmärgil kaasatud mõningad OECD kandidaatriigid ja võtmepartnerid: Bulgaaria, Brasiilia, Hiina, Indoneesia, India, Rumeenia ja Lõuna-Aafrika Vabariik.

Töö endogeenseks muutujaks on reaalne kinnisvarahinnaindeks baasaastaga 2015=100 (OECD, tabel 10.1787/63008438-en). Eksogeensed muutujad on majanduse avatuse indeks (World Bank, tabel NE.TRD.GNFS.ZS), leibkonna kasutatav tulu *per capita* mõõdetuna hetkelistes (*current*) US dollarites ja ostujõu pariteedis (OECD, tabel 10.1787/dd50eddd-en), rahvaarv miljonites inimestes (OECD, tabel 10.1787/d434f82b-en), töötuse määr protsendina tööjõust (OECD, tabel 10.1787/52570002-en) ja reaalne pikaajaline intressimäär (OECD, tabel 10.1787/662d712c-en). Reaalne intressimäär on saadud nominaalse intressimäära korrigeerimisel inflatsioonimääraga (OECD, tabel 10.1787/eee82e6e-en).

Järgnevalt on Tabelis 1 toodud välja eelmainitud muutujate kirjeldav statistika, mis võimaldab saada ülevaate näitajate aritmeetilisest keskmistest, mediaanist, maksimum- ja

miinimumväärtusest, standardhälbest ja variatsioonikordajast. Kirjeldava statistika esitamisel ja edaspidi kasutatakse järgnevaid lühendeid: reaalne kinnisvarahinnaindeks (KVHI), majanduse avatuse indeks (MA), leibkonna kasutatav tulu (SISSET), rahvaarv (POP), töötuse määr (TM), reaalne pikaajaline intressimäär (INT).

Tabel 1. Andmete kirjeldav statistika

	Aritmeetiline keskmine	Mediaan	Maksimum	Miinimum	Standardhälve	Variatsioonikordaja
KVHI (2015=100)	101,64	100,00	169,23	43,50	22,76	0,22
MA (%)	88,31	71,44	388,85	19,56	53,79	0,61
SISSET (US \$)	24900,52	24961,08	58308,44	6208,61	8874,79	0,36
POP (mln)	100,30	13,45	1444,22	0,28	271,40	2,71
TM (%)	7,62	6,74	27,83	1,90	3,95	0,52
INT (%)	4,08	4,08	22,50	-0,52	2,83	0,69

Allikas: OECD andmebaas; Maailmapanga andmebaas; autori arvutused veebitabelis Vooremaa (2022a) toodud andmete alusel

Kinnisvarahinnaindeks varieerub valimis vahemikus 43,50 kuni 169,23. Miinimumväärtus pärineb Rootsist aastast 2000, pärast seda on kinnisvarahinnad riigis järjest kasvanud ja 2021. aastaks on indeksi väärtus 121,83. Maksimaalne kinnisvarahinnaindeksi väärtus on pärit Kreekast aastal 2007. Majanduse avatuse indeksi silmapaistvalt kõrge maksimumväärtus – 388,85 – kuulub Luksemburgile aastal 2021. Kuigi riik on väike ja aktiivse kaubandusega, näitab see ka avatuse indeksi võimalikke kõrvalekaldeid, mis tuleneb riikide suuruste ja SKT erinevusest. Kirjeldava statistika kohaselt on valimisse kuuluvate riikide hulgas majandus kõige vähem avatud Jaapanis aastal 2000, mis näitab riigi sõltumatust väliskaubandusest. Siiski on märgata Jaapani valitsuse samme eemaldada kodumaist turgu kaitsvaid regulatsioone, sest avatuse indeks on aastate jooksul mõnevõrra kasvanud.

Erinevates ühikutes mõõdetud tunnuste hajumise paremaks võrdlemiseks on välja arvatud variatsioonikordaja. Kuigi standardhälbe kohaselt on suurim hajuvus leibkonna kasutataval tulul, siis variatsioonikordaja põhjal on see hoopis rahvaarvu kirjeldaval näitajal, mis varieerub vahemikus ligikaudu 0,28 miljonit inimest Islandil ja 1444,22 miljonit inimest Hiinas. Väikseima hajuvusega on kinnisvarahinnaindeks ja kasutatav tulu *per capita*.

2.3. Uurimismeetodite kirjeldus

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgi täitmiseks viiakse läbi empiiriline analüüs kolme meetodi abil, mis võimaldavad rakendada paneelandmeid. Valitud meetoditeks on ühendatud regressioonimudel (*pooled OLS*) ning fikseeritud efektidega mudel (FE — *fixed effects*) ja juhuslike efektidega mudel (RE — *random effects*). Ühendatud ja fikseeritud efektidega mudelit kasutas ka Wang *et al.* (2011), kes uuris samuti majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seost. Juhuslike efektidega analüüs koostatakse soovist leida muutujatest võimalikult terviklikku pilti andvat mudelit. Lisaks viiakse läbi korrelatsioonanalüüs, mis võimaldab tuvastada muutujate vahelise seose olulisust ja suunda. Modelleerimiseks kasutatakse vabavara programmi *Gretl*.

Regressioonanalüüsi alustatakse ühendatud mudeli koostamisega vähimruutude meetodil. See võimaldab välja selgitada statistiliselt olulised muutujad. Ühendatud regressioonimudeli korral eeldatakse, et selle sõltumatud muutujad on rangelt eksogeensed ehk nad ei sõltu hetke, mineviku ega tuleviku vealiikme väärtustest. Selle mudeli puuduseks on andmete erisuse kaotamine kõikide andmete kokku panemisel, mis võib põhjustada vealiikme korrelatsiooni mõne eksogeense muutujaga. (Gujarati & Porter, 2009) Ühendatud regressioonimudeli kuju on järgnev:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

kus

Y – sõltuv muutuja,

β – koefitsient,

x – sõltumatu muutuja,

ε – vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Järgmisena rakendatakse fikseeritud efektidega mudeli analüüsi, mis on eelneva mudeliga võrreldes paindlikum. Fikseeritud efektidega mudelit nimetatakse ka LSDV-mudeliks ning see võimaldab muutujate vahelist heterogeensust, lubades igale objektile iselaadi koefitsienti. Kuigi koefitsendid varieeruvad objektide vahel, on need ajas muutumatud. Mõndades olukordades aga ei pruugi fikseeritud efektidega mudel suuta vahet teha ajas muutuvatel ja muutumatutel muutujatel. (*Ibid.*) Fikseeritud efektidega mudeli üldkuju on esitatud järgnevalt (Brooks, 2008):

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \quad (2)$$

kus

Y – sõltuv muutuja,

α – objektispetsiifiline vabaliige,

β – regressioonikoefitsient,

x – sõltumatu muutuja,

u – vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Viimasena modelleeritakse juhuslike efektidega mudel. Erinevalt fikseeritud efektidega mudelist koosneb juhuslike efektidega mudeli vealiige kahest osast: objektile omasest vealiikmest ning aegrea ja ristanndmete vealiikmest. Juhuslike efektidega mudeli eelduseks on, et ükski kaasatud sõltumatu muutuja ei ole korrelatsioonis vealiikmega. (Gujarati & Porter, 2009) Antud mudelit kasutatakse, kui soovitakse näiteks juhuslikult valitud riikide puhul üldistada saadud tulemusi üldkogumile. Järgnevalt on esitatud juhuslike efektidega mudeli kuju (Verbeek, 2004):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta x_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (3)$$

kus

Y – sõltuv muutuja,

β – koefitsient,

x – sõltumatu muutuja,

α – objektile omane vealiige,

u – aegrea ja ristanndmete vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Leidmaks parima mudeli, mis kirjeldab uuritavat seost majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahel, on abiks erinevad testid. Võrdlemaks omavahel fikseeritud efektidega mudelit ja ühendatud regressioonmudelit, viiakse läbi F -test. Kui F -testi väärtus on väiksem kui olulisuse nivoo 0,05, tuleb vastu võtta sisukas hüpotees ja eelistada fikseeritud efektidega mudelit. Breusch-Pagani test võimaldab kindlaks teha, kas eelistada tuleks juhuslike efektidega mudelit või ühendatud mudelit. Lisaks rakendatakse Hausmani testi, mis aitab valida fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega mudeli vahel. Kui testi tulemusel võetakse vastu sisukas hüpotees, iseloomustab muutujate seost

paremini fikseeritud efektidega mudel, sest juhuslike efektidega mudeli vealiikmed on tõenäoliselt korrelatsioonis mõne muutujaga.

Analüüsi käigus viiakse läbi veel mitmeid statistilisi teste, et veenduda andmete ja mudeli sobivuses. Multikollineaarsuse korral on mudelisse valitud sõltumatud muutujad omavahel korrelatsioonis (Paas, 1995). Kuigi paneelandmete kasutamise korral multikollineaarsus väheneb, kontrollitakse seda siiski korrelatsioonanalüüsi ja VIF-test abil. Kui VIF väärtus on alla 10, ei ole kollineaarsuse probleem aktuaalne. Heteroskedastiivsuse olemasolu kontrollitakse White'i testiga, mille nullhüpoteesi kohaselt on vealiikmed konstantsed ja heteroskedastiivsust ei esine. Grupisisest heteroskedastiivsust hinnatakse Waldi testi abil.

Veel kontrollitakse mudeli jääkliikmete normaaljaotust, mudeli kuju ja autokorrelatsiooni. Neist esimese kontrolliks kasutatakse Doornik-Hanseni testi, kus nullhüpoteesi vastu võtmisel alluvad jäägid normaaljaotusele, vastasel juhul ei ole mudeli hinnangud mõjusad. Ramsey RESET test aitab veenduda mudeli kuju õigsuses ning nullhüpoteesi korral on mudel samuti korras. Autokorrelatsioon esineb tihti aegridades järjestikuste liikmete vahel ning selle tuvastamiseks on kasutusel Woolridge'i test. Kõikide eelnevalt kirjeldatud testide tulemusi tõlgendatakse olulisuse nivool 5%.

3. MAJANDUSE AVATUSE JA KINNISVARAHINDADE VAHELISE SEOSE ANALÜÜS

Lõputöö viimane peatükk on pühendatud analüüsi läbiviimisele, et täita varem seatud eesmärk. Selleks viiakse kõigepealt läbi korrelatsioonanalüüs, et selgitada välja tegurite vaheliste seoste suund ja tugevus. Seejärel rakendatakse kolme paneelandmete analüüsimeetodit: ühendatud regressioonimudel, fikseeritud ja juhuslike efektidega mudel. Pärast statistiliste testide teostamist valitakse välja parim mudel, mille tulemusi tõlgendatakse ja mille põhjal tehakse järeldusi.

3.1. Korrelatsioonanalüüs

Esiteks viis autor läbi korrelatsioonanalüüsi mudelisse valitud teguritega, et saada teada muutujate vaheliste seoste suund ja tugevus. Samuti on korrelatsioonanalüüs abiks multikollineaarsuse tuvastamisel, sest näitajate vaheline tugev seos, mille piiriks tihti võetakse 0,8, võib viidata multikollineaarsuse olemasolule. Korrelatsioonmaatriksi koostamiseks kasutati vabavaraprogrammi *Gretl* ja tulemused on esitatud Tabelis 2.

Tabel 2. Korrelatsioonimaatriks

	KVHI	MA	SISSET	POP	TM	INT
KVHI	1,000	0,116	0,128	0,010	0,040	-0,228
MA		1,000	0,119	-0,435	-0,017	-0,190
SISSET			1,000	0,288	-0,259	-0,028
POP				1,000	-0,130	-0,028
TM					1,000	0,305
INT						1,000

Allikas: OECD andmebaas; Maailmapanga andmebaas; autori arvutused veebitabelis Vooremaa (2022a) toodud andmete alusel

Korrelatsioonanalüüsi põhjal on seos kahe näitaja vahel seda tugevam, mida rohkem on koefitsiendi absoluutväärtus lähemal ühele. Sealjuures näitab koefitsiendi positiivne märk seose samasuunalisust ning negatiivse väärtuse korral on tegurite seos vastandsuunaline. Üleval esitatud korrelatsioonimaatriksist ilmneb, et kinnisvarahindade ja majanduse avatuse vahel on nõrk

positiivne seos, mida näitab korrelatsioonikoefitsient väärtusega 0,116. Muutujate ühtiv suund tähendab, et majanduse avatuse kasvu korral tõusevad ka kinnisvarahinnad. Sarnasele tulemusele on jõudnud ka varasemad autorid nagu Zhu *et al.* (2018) ja Wang *et al.* (2011), kes samuti empiirilise analüüsi kaudu positiivse seoseni jõudsid.

Veendumaks korrelatsioonikoefitsientide statistilises olulisuses, vaadatakse aruandes ilmnenu korrelatsioonikoefitsiendi kriitilist väärtust. Tabelis 2 välja toodud korrelatsioonikordajaid võrreldakse kriitilise väärtusega ning kui nende absoluutväärtused on suuremad kriitilisest väärtusest, on tõestatud statistiline olulisus. Korrelatsioonanalüüsi aruanne andis kriitiliseks väärtuseks nivool 5% 0,079. Majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahelise seose korrelatsioonikoefitsiendi absoluutväärtus osutus suuremaks kriitilisest väärtusest, seega on tuvastatud statistiliselt oluline positiivne seos kahe näitaja vahel.

Uurides teiste näitajate vahelisi seoseid, jääb silma, et kinnisvarahinnaindeksil on tugevaim seos reaalse pikaajalise intressimääraga ning nende liikumine on vastandsuunaline. Negatiivne seos on kooskõlas teooriaga ning mõningate varasemate empiiriliste uurimuste tulemustega (Égert & Mihaljek, 2007; Zhang *et al.*, 2016). Varasema kirjandusega ei lähe kokku kinnisvarahinnaindeksi ja töötuse määra korrelatsioonikoefitsient, mis on positiivne, kuid võrreldes koefitsienti 0,040 kriitilise väärtusega selgub selle seose statistiline mitteolulisus. Korrelatsioonanalüüsi põhjal ei ilmne multikollineaarsust, sest ühegi eksogeense muutuja vahel pole väga tugevat seost.

3.2. Regressioonanalüüs

Esimesena koostas bakalaureusetöö autor lineaarse ühendatud regressioonmudeli, mis eeldab sõltumatute muutujate eksogeensust. Selles mudelis ei arvestata ajaperioodide ega vaadeldavate objektide erinevustega. Alguses lisati kõik muutujad korruga ning vajadusel eemaldati statistiliselt mitteolulised muutujad. Mudeli korrektsust kontrolliti heteroskedastiivsuse, multikollineaaruse, autokorrelatsiooni, jääkliikmete normaaljaotuse ja mudeli matemaatilise kuju testidega. Mudelite ja testide *Gretl* väljavõtted on kättesaadavad veebiallikas Vooremaa (2022b).

Esimese ühendatud regressioonmudeli, mis sisaldas kõiki valitud muutujaid, korrigeeritud determinatsioonikordaja oli 0,066. Selles mudelis osutusid statistiliselt mitteoluliseks sissetulekut ja rahvaarvu kirjeldavad tegurid, mis edasistel katsetustel mudelist ükshaaval eemaldati. Parim

model saavutati vaid sissetuleku eemaldamisel, kui korrigeeritud determinatsioonikordaja väärtus oli 0,067. Edasi katsetati mudeli korrektsust erinevate statistiliste testidega. Mudel läbis VIF-testi, mis näitas, et multikollineaarsust ei esine. Kõigi muutujate väärtused jäid alla 1,5, mis on väiksem kriitilisest väärtusest 10. Teiste testide puhul pidi aga vastu võtma sisukad hüpoteesid ehk mudelis esines autokorrelatsioon, heteroskedastiivsus, jäägid ei allunud normaaljaotusele ja mudeli kuju oli vale.

Eelneva mudeli põhjal prooviti rakendada ka fikseeritud ja juhuslike efektidega mudeleid, kuid kuna samad probleemid säilisid, jätkati erinevate mudeli kujudega katsetamist. Parima tulemuse andis ühendatud regressioonmudel kujul log-lin. Mudelist eemaldati statistiliselt mitteoluline kasutatav tulu, sest see parandas korrigeeritud determinatsioonikordajat, mille väärtuseks jäi 0,096. Viies läbi statistilised testid, selgus, et mudelis esineb heteroskedastiivsus, sest White'i testi p-väärtus oli alla 0,05. Sellega arvestamiseks kasutati kohandatud standardvigu. Ramsey RESET testi tulemuseks saadi $p=0,055$, mis ületab veidi kriitilisuse nivood ehk viitab mudeli õigele kujule. Lisaks testiti autokorrelatsiooni olemasolu ($p=5,21 \times 10^{-38}$) ja jääkliikmete allumist normaaljaotusele ($p=1,33 \times 10^{-4}$), mida mudel edukalt ei läbinud.

Ühendatud regressioonmudelis olnud muutujatega, milleks olid majanduse avatus, rahvaarv, töötuse määr ja reaalsed pikaajalised intressimäärad, koostati ka fikseeritud efektidega mudel. Kuna ka FE mudelis säilis heteroskedastiivsuse probleem (Waldi test $p=4,72 \times 10^{-134}$), kasutati selle puhul samuti kohandatud standardvigu. Saadud mudel on esitatud Tabelis 3 ja mudeli aruanne on nähtav veebimaterjalis (Vooremaa, 2022b, aruanne 1).

Tabel 3. Algne fikseeritud efektidega mudel

Sõltuv muutuja: l_KVHI			
	Koefitsient	Standardviga	P-väärtus
konstant	4,9594	0,3144	0,0000
MA	-0,0032	0,0018	0,0859
POP	0,0054	0,0062	0,3875
TM	-0,0165	0,0037	0,0000
INT	-0,0438	0,0142	0,0040

Allikas: OECD andmebaas; Maailmapanga andmebaas; autori arvutused veebitabelis Vooremaa (2022a) toodud andmete alusel

Fikseeritud efektidega mudel oli parem ühendatud regressioonmudelist, seda näitas statistiliselt oluline tõenäosus $p=2,67 \times 10^{-26}$. Mudeli koguhajuvusest oli ära seletatud 0,3184 ehk 31,84%.

Jääkliikmete normaaljaotuse testi tulemusena tuli vastu võtta sisukas hüpotees, et jäägid ei allu normaaljaotusele, sest statistilise olulisuse tõenäosuse väärtus oli väiksem kui 0,05 ($p=1,39 \times 10^{-7}$). Samas ei tohiks see olla suur probleem, kuna mudeli valimi suuruseks oli 700 vaatlust ja suurte valimite korral ei mängi jääkliikmete mitte-allumine normaaljaotusele suurt rolli (Brooks, 2008). Woolridge'i test näitas mudelis esinevat autokorrelatsiooni, mille korral on mudeli standardvead ebakorrektsed. Ka autokorrelatsiooni korral on abiks varem heteroskedastiivsuse tõttu rakendatud kohandatud standardvead, mis arvestavad võimalike suuremate standardvigadega. Autokorrelatsioon võib viidata mõne olulise teguri puudumisele mudelist.

Koostati ka juhuslike efektidega mudel, milles kasutati kohandatud standardvigu. Breusch-Pagani test näitas, et spetsiifilised juhuslikud efektid esinesid. Testi olulisuse tõenäosus oli väiksem kui olulisuse nivoo 5% ehk RE mudel oli parem ühendatud regressioonmudelist. Hausmani testi p-väärtus oli samuti olulisuse nivoo 5% väiksem ($p=9,02 \times 10^{-27}$). See tähendab, et üldistatud vähimruutude hinnangud GLS (*General Least Squares*) ei olnud mõjusad ja kasutada tuleb fikseeritud efektidega mudelit.

Järgnevalt katsetati ajaefekti, viitaegade ja ajatrendi lisamisega. Samuti testiti aegridade statsionaarsust. Kuigi paneelandmete korral, kus aegridades olevate ajaperioodide arv on väiksem vaadeldavate objektide arvust, ei ole statsionaarsuse kontrollimine kohustuslik, tehti seda siiski mudeli parendamise eesmärgil. Selleks kasutati *EViews* programmi ja Levin-Lin-Chu ühikjuure testi. Kui Levin-Lin-Chu testil saadakse p-väärtuseks olulisuse nivoo 0,05 väiksem arv, võetakse vastu nullhüpotees. Nullhüpoteesi sai vastu võtta kolme aegrea kohta, mis osutusid mittestatsionaarseks. Tabelis 4 on esitatud saadud tulemused, kust on näha, et ühikjuur esines kinnisvarahinnaindeksil, leibkonna kasutataval tulul ja reaalsel pikajalisel intressimääral. Nendest näitajatest võeti esimest järku diferents, mille järel testi korrati ning veenduti, et aegread muutusid statsionaarseks.

Tabel 4. Levin-Lin-Chu ühikjuure testi tulemused

	P-väärtus	Järeldus	1. järku diferents	Järeldus
KVHI	0,372	mittestatsionaarne	0,000	statsionaarne
MA	0,004	statsionaarne	–	–
SISSET	1,000	mittestatsionaarne	0,000	statsionaarne
POP	0,000	statsionaarne	–	–
TM	0,000	statsionaarne	–	–
INT	0,079	mittestatsionaarne	0,000	statsionaarne

Allikas: OECD andmebaas; Maailmapanga andmebaas; autori arvutused veebitabelis Vooremaa (2022a) toodud andmete alusel

Uus parim mudel saadi, kui koostati ühendatud regressioonmudel kujul log-lin. Mudelisse kaasati leibkonna kasutatava tulu esimest järku viitaeg ning arvestati ajaefektiga. Kuna mudelis esines siiski autokorrelatsioon, kasutati kohandatud standardvigu. Selle tulemusena saadi mudel, mis oli statistiliselt oluline ($p=6,84 \times 10^{-13}$), korrigeeritud determinatsioonikordajaga 0,199 ja koguhajuvusest oli ära seletatud 24,56%. Mudel läbis Ramsey RESET testi ($p=0,879$), mis näitas sobivat mudeli kuju ja White'i testi tulemuseks oli p-väärtus 0,617 ehk heteroskedastiivsust ei esinenud. Autokorrelatsioon oli endiselt, sellega arvestati, kasutades kohandatud standardvigu ja jäägid ei allunud normaaljaotusele. Mudeli aruande ja testide tulemustega on võimalik tutvuda veebimaterjalis (Vooremaa, 2022b, aruanne 2).

Seejärel rakendati fikseeritud efektidega mudelit, kus samuti sõltuv muutuja, kinnisvarahinnaindeks, oli logaritmitud ja statsionaarseks muutmise eesmärgil võetud esimest järku diferents. Mudelisse oli lisatud ka ajaefekti kirjeldavad fiktiivsed muutujad ning leibkonna kasutatava tulu esimest järku viitaeg. FE mudel oli parem ühendatud mudelist, selle statistiliselt oluline tõenäosus oli väiksem olulisuse nivoost 0,05 ($p=2,09 \times 10^{-5}$), mistõttu oli põhjendatud fikseeritud efektidega mudeli kasutamine. Mudelis esines autokorrelatsioon ja heteroskedastiivsus, mille tõttu rakendati kohandatud standardvigu. Jääkliiked ei allunud normaaljaotusele, kuid see ei tohiks 412 vaatluse korral suuri probleeme tekitada. Mudeli aruanne ja statistiliste testide tulemused on esitatud veebimaterjalis (Vooremaa, 2022b, aruanne 3) ning samuti on ülevaade Tabelis 5.

Lõpliku FE mudeli determinatsioonikordaja oli 0,3057 ehk koguhajuvusest oli seletatud 30,57%. Statistiliselt olulisteks osutus ainult töötuse määra kirjeldavad näitajad. Teised sõltumatud tegurid ja konstant ei olnud statistiliselt olulised, aga need jäeti mudelisse, sest nende eemaldamine ei

parandanud mudelit. Lisaks selgub Tabelis 5 nähtavast mudelist, et nivool 0,01 olid statistiliselt olulised tunnused, mis vastasid aastatele 2008, 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2017, 2018, 2019. Nivool 0,05 oli statistiliselt oluline 2016. Tugeva kollineaarsuse tõttu eemaldas *Gretl* aastat 2021 kirjeldava tunnuse.

Tabel 5. Lõplik fikseeritud efektidega mudel

Sõltuv muutuja: l_d_KVHI			
	Koefitsient	Standardviga	P-väärtus
Konstant	1,5841	1,0974	0,1589
MA	0,0055	0,0078	0,4923
d_SISSET_1	0,0000	0,0001	0,5676
POP	0,0100	0,0097	0,3103
TM	-0,1095	0,0479	0,0291
d_INT	0,0556	0,0961	0,5671
dt_3	-0,1752	0,3613	0,6311
dt_4	0,0522	0,3654	0,8873
dt_5	0,2611	0,3558	0,4685
dt_6	-0,0207	0,3959	0,9586
dt_7	0,0293	0,3231	0,9283
dt_8	-0,0786	0,3047	0,7982
dt_9	-1,8167	0,4780	0,0006
dt_10	-1,3454	0,3325	0,0003
dt_11	-0,5171	0,3434	0,1423
dt_12	-0,9878	0,2133	0,0000
dt_13	-1,0520	0,2971	0,0013
dt_14	-1,1634	0,2801	0,0002
dt_15	-0,9876	0,2343	0,0002
dt_16	-0,2931	0,2403	0,2317
dt_17	-0,4843	0,1798	0,0113
dt_18	-0,6186	0,1660	0,0008
dt_19	-0,7411	0,2159	0,0017
dt_20	-0,7681	0,2685	0,0075
dt_21	-0,2548	0,1991	0,2102

Allikas: OECD andmebaas; Maailmapanga andmebaas; autori arvutused veebitabelis Vooremaa (2022a) toodud andmete alusel

Tabelis 5 nähtavas lõplikus mudelis on eksogeensete muutujate koefitsientide märgid enamjaolt vastavuses varasemas teaduskirjanduses väljatooduga. Leibkonna kasutataval tulul ja rahvaarvul eeldatakse olevat nõudlust ja seeläbi kinnisvarahindu suurendav mõju, millele on ka leitud empiirilist toetust (Nneji *et al.*, 2013; Zhu *et al.*, 2018). Küsitavust tekitab reaalsete pikaajaliste intressimäärade muutuja märk, mis teooria kohaselt peaks olema negatiivne. Samas ei ole ükski eelnevalt mainitud seletav tunnus statistiliselt oluline ning seetõttu ei saa ka koefitsientide põhjal

põhjendatud järeldusi teha. Ainus mudelis statistiliselt oluliseks osutunud muutuja on töötuse määr, mille ühe protsendipunktilise kasvu korral kinnisvarahinnaindeksi kasvumäär langeb ligikaudu 10,95 protsendipunkti võrra. Töö olulisima muutuja, majanduse avatuse, koefitsient oli küll positiivne, aga see ei osutunud statistiliselt oluliseks.

Prooviti mudeldad ka sarnaselt FE mudelile diferentseeritud, viitaja ja ajaefektiga juhuslike efektidega mudelit. See aga jäeti kõrvale, sest kuigi Breusch-Pagani testi järgi ($p=8,12 \times 10^{-9}$) oli RE mudel parem ühendatud mudelist, saadi Hausmani testi olulisuse tõenäosuseks $p=7,51 \times 10^{-90}$. Selle põhjal sai otsustada, et juhuslike efektidega mudelit ei saa kasutada ja naaseti eelneva FE mudeli juurde. Juhuslike efektidega mudeli aruandega on võimalik tutvuda veebimaterjalis (Vooremaa, 2022b, aruanne 4).

3.3. Järeldused

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli selgitada välja, kas majanduse avatus ja kinnisvarahinnad on omavahel seotud ning seose olemasolu korral uurida, milline mõju on majanduse avatusel kinnisvarahindadele. Eesmärgi täitmiseks valiti andmed OECD riikide kohta aastatel 2000-2021. Kõigepealt viidi läbi korrelatsioonanalüüs, millele järgnes modelleerimine, kasutades ühendatud regressioonmudelit ning fikseeritud ja juhuslike efektidega mudeleid.

Korrelatsioonanalüüsi käigus saadud tulemused sarnanesid varasemalt kirjanduses loetuga. Riikidepõhiselt on kõige võrreldavam Bardhan *et al.* (2004) töö, mis kasutas andmeid suurlinnadest üle maailma, kuid kinnisvarahindade asemel kasutasid nad hoopis rendihindu. Seetõttu on kahe töö kõrvutamise raskendatud, aga siiski annab mõningasi suuniseid Bardhan *et al.* (2004) tulemus, et majanduse avatuse ja rendihindade vahel esines statistiliselt oluline positiivne seos. Lisaks on empiirilist tõestust leitud kinnisvarahindade tõusule majanduse avatuse kasvul Hiina linnade põhjal (Zhu *et al.*, 2018; Wang *et al.*, 2011). Käesolevas töös ilmnes korrelatsioonanalüüsi põhjal kinnisvarahindade ja majanduse avatuse vahel nõrk positiivne seos, mis oli ka statistiliselt oluline.

Viies läbi regressioonanalüüsi kolme erineva mudeliga, osutus parimaks fikseeritud efektidega mudel, kus sõltuv muutuja oli logaritmitud ja võetud esimest järku diferents. Töö fookuses oleva majanduse avatuse koefitsient oli positiivne, mis näitab, et majanduse avatuse kasvu korral

tõusevad kinnisvarahinnad. Sellise suuna tuvastasid ka varasemalt empiirilisel seost uurinud autorid (Zhu *et al.*, 2018; Wang *et al.*, 2011; Bardhan *et al.*, 2004), kuid erinevalt nendest ei õnnestunud käesolevas bakalaureusetöös välja selgitada kahe näitaja vahelist statistiliselt olulist seost. Seetõttu ei ole võimalik teha ka järeldusi, et majanduse avatus mõjutaks kinnisvarahindu OECD riikides.

Statistiliselt oluliseks osutus mudelis vaid töötuse määr, mille ühe protsendipunktiline kasv toob kaasa kinnisvarahinnaindeksi kasvumäär alanemise ligikaudu 10,95 protsendipunkti võrra. Selle miinuspärgiga koefitsient vastas empiirilistes uuringutes välja tooduga. Negatiivset seost on kirjeldanud ka Wang *et al.* (2011) Hiina põhjal ning Égert ja Mihaljek (2007), kes sarnaselt käesolevale tööle selgitasid kinnisvarahindade langust töötuse määra kasvu korral OECD riikides. Teiste seletavate tunnuste koefitsientide märgid olid kirjandusele toetudes enamjaolt loogilised, aga need ei olnud statistiliselt olulised. Vaatamata sellele jäeti need mudelisse, sest nende eemaldamine ei parandanud mudelit oluliselt.

Lõplik fikseeritud efektidega mudel oli küll sobiv, sest heteroskedastiivsuse ja autokorrelatsiooni esinemisega tegeleti, kasutades kohandatud standardvigu, kuid siiski vihjab see mudeli parendamise võimalustele. Autokorrelatsioon ja üsna madal determinatsioonikordaja väärtus 0,3057 võivad viidata mõne olulise tunnuse puudumisele mudelist. Seetõttu võiks mudelit edasi arendada, kaasates teisi teaduslikus kirjanduses välja toodavaid kinnisvarahindu seletavaid tegureid. Kuna majanduse avatuse ja kinnisvarahindade seose kohta on käesoleva töö kirjutamise ajal ilmunud vähe empiirilist kirjandust, võiks seost edasi uurida. Üheks võimaluseks on võrrelda Euroopa arenenud ja üleminekumajandusega riike. Seda seetõttu, et siiani on positiivse seose olemasolu selgitatud peamiselt Hiina üleminekumajanduse andmeid kasutades.

KOKKUVÕTE

Kinnisvarahinnad ja nende dünaamika on olnud aktuaalne teema läbi aegade, sest mõjutab nii üksikisikuid, ettevõtteid, kui ka kogu majandust. Kinnisvarahindade mõjutegurite välja selgitamine on kompleksne ülesanne, millele saab lähende mikro- ja makroökonomilise analüüsi kaudu. Makroökonomilises käsitluses on laiaulatuslikult käsitletud kinnisvarahindade seost majanduse ja sissetulekute kasvuga või intressimääradega, kuid vaatamata aina enam globaliseeruvamale maailmale on teaduskirjanduses vähem kõlapinda leidnud seos majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahel.

Majanduse avatust võrdsustatakse tihti vabakaubandusega ning seda peetakse üheks majanduse kasvu tõukejõuks. Balassa-Samuelsoni efekt kirjeldab, kuidas majanduse avatus on seotud mittekaubeldavate kaupade turuga ja seda peetakse üheks võimalikus kanaliks ka majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahel. Ehkki seost kahe näitaja vahel on uuritud vähe, on seda teinud leidnud kinnitust majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahelise positiivse seose kohta.

Bakalareusetöö eesmärgiks seati kinnisvarahindade parema mõistmise nimel majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahelise seose välja selgitamine OECD riikides. Eesmärgi täitmiseks pandi töö alguses paika uurimisküsimused ja -ülesanded. Uurimisküsimused olid järgmised:

1. Kas majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahel on statistiliselt oluline seos?
2. Kas ja kuidas mõjutab majanduse avatus kinnisvarahindasid?

Uurimisülesanded, mis aitasid protsessi läbi viia olid:

- 1) teemakohase erialase kirjanduse lugemine ning majanduse avatuse ja kinnisvarahindade olemuse selgitamine;
- 2) varasemate uurimuste tutvustamine;
- 3) kasutatavate andmete ettevalmistus ja kirjeldus;
- 4) analüüsi läbiviimine ja tulemuste kirjeldamine.

Analüüsimisel kasutati andmeid OECD-sse kuulujate ning nende võtmepartnerite ja kandidaatriikide kohta aastatel 2000–2021, mis saadi OECD ja Maailmapanga andmebaasidest. Paneelandmetele rakendati korrelatsioon- ning regressioonanalüüsi, mille käigus koostatati kolm erinevat mudelit: ühendatud regressioonmudel, fikseeritud efektidega mudel ja juhuslike efektidega mudel. Peamised seost kirjeldavad tegurid olid sõltuv muutuja kinnisvarahinnaindeks baasaastaga 2015=100 ja sõltumatu muutuja avatuse indeks, kuid kaasati veel teisigi varasemas kirjanduses kajastatud tegureid: leibkonna kasutatav tulu *per capita*, rahvaarv, töötuse määr ja reaalne pikaajaline intressimäär.

Korrelatsioonanalüüs andis vastuse esimesele uurimisküsimusele. Selle tulemusena saadi kinnisvarahinnaindeksi ja avatuse indeksi vaheliseks korrelatsioonikoefitsiendi väärtuseks 0,116, mis oli ka statistiliselt oluline. Tulemus kirjeldas kinnisvarahindade ja majanduse avatuse vahelist nõrka positiivset seost ja kinnitas seose kohta varem loetut.

Regressioonanalüüs korrelatsioonanalüüsi ja varasemas kirjanduses kajastatut ei kinnitanud. Analüüsi käigus koostatud erinevatest mudelitest osutus parimaks fikseeritud efektidega mudel, kus sõltuv muutuja oli logaritmitud ja kaasatud olid ajaefekti kirjeldavad fiktiivsed muutujad. Mudel oli statistiliselt oluline, aga OECD riikides ei tuvastatud majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahel seost. Kuigi majanduse avatuse koefitsient oli ootuspäraselt positiivne, ei osutunud see statistiliselt oluliseks. Ainus statistiliselt oluline muutuja koostatud mudelis oli töötuse määr, mille kasvu korral on oodata kinnisvarahindade langust.

Vaatamata saadud tulemusele, et majanduse avatus ja kinnisvarahinnad ei ole statistiliselt oluliselt seotud OECD riikides, leiab bakalaureusetöö autor, et teemat võiks edasi arendada. Mudelisse tasuks lisada ja katsetada erinevate kinnisvarahindade mõjuteguritega, et parandada mudeli seletusvõimet. Samuti on teemat käesoleva töö kirjutamise ajal üsna vähe uuritud, mis annab võimaluse üritada seost selgitada mõne muu riigi või riigigrupi põhjal. Kuna varasem teaduskirjandus on majanduse avatuse ja kinnisvarahindade vahelist positiivset seost tuvastatud eelkõige Hiina põhjal, võiks seost uurida ka Euroopa üleminekumajandusega riiki kaasates.

SUMMARY

THE IMPACT OF ECONOMIC OPENNESS ON HOUSING PRICES IN OECD COUNTRIES

Carisse Vooremaa

Housing prices and the dynamics of it have been a widely discussed subject throughout times, as individuals, companies, and the entire economy are impacted by it. Finding out the determinants of housing prices is a complex task that can be approached through microeconomic and macroeconomic analysis. In the macroeconomic approach, the relationship between housing prices and economic growth or interest rates have been studied extensively, but in an increasingly globalized world, the relationship between economic openness and housing prices has received less attention in the scientific literature.

Economic openness is often equated with free trade and is considered one of the driving factors of economic growth. The Balassa-Samuelson effect describes the ways in which economic openness is related to the market of non-tradeable goods, and has also been considered as a possible channel through which economic openness has impact on the housing prices. Although little research has focused on the relationship between the two indicators, the ones that have, have confirmed the positive relationship between economic openness and housing prices.

The contribution of this paper is to model how openness is linked to housing prices in OECD countries for better understanding of housing prices. To achieve the objective, two research questions were posed:

1. Is there a statistically significant relationship between economic openness and housing prices?
2. How does economic openness affect housing prices?

In order to carry out the analysis, annual data on OECD members and its key partners and candidate countries for the period 2000–2021 were used. The data was obtained from the OECD and the World Bank databases. Correlation and regression analysis were applied to the panel data, during which three different models were created: a combined regression model, fixed effects model and random effects model. The main factors in focus were the dependent variable housing price index and the independent variable openness index. Other determinants of housing prices based on previous literature were included: household disposable income per capita, population, unemployment rate and long term interest rates.

Correlation analysis provided an answer to the first research question. The relationship between openness and housing prices was found to be statistically significant. The correlation coefficient 0,166 described a weak positive relationship between housing prices and economic openness, which aligned with the results from previous empirical literature.

The regression analysis did not confirm the results of the correlation analysis and of the previous literature. The best model of the various models carried out, was determined to be the one with fixed effects, logarithmic dependent variable and included time effects. The model was significant but showed no relationship between economic openness and housing prices. Although the coefficient of economic openness was positive, it was not statistically significant. The only statistically significant variable was unemployment rate, the increase of which is expected to decrease housing prices.

Despite the results of no significant relationship between openness and housing prices, the topic is still worth further development. In order to improve the explanatory power of the model, different determinants of housing prices should be added. In addition, at the time of writing this paper, the topic in hand has been relatively little researched, which gives an opportunity to study the relationship based on another country or group of countries. Since previous scientific literature has identified a positive relationship between economic openness and housing prices primarily using data from China, the relationship could also be studied based on European transition economies.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of political economy*, 72(6), 584–596. <https://doi.org/10.1086/258965>
- Bardhan, A. D., Edelstein, R. H., & Leung, C. (2004). A note on globalization and urban residential rents. *Journal of urban economics*, 56(3), 505–513. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2004.06.003>
- Belke, A., & Keil, J. (2018). Fundamental determinants of real estate prices: a panel study of German regions. *International advances in economic research*, 24(1), 24–25. <https://doi.org/10.1007/s11294-018-9671-2>
- Bian, T. Y., & Gete, P. (2015). What Drives housing Dynamics in China? A sign restriction VAR approach. *Journal of macroeconomics*, 46, 96–112. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2015.08.004>
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2nd ed.). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511841644>
- DeLoach, S. B. (2001). More evidence in favour of the Balassa-Samuelson hypothesis. *Review of international economics*, 9(2), 336–342. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00283>
- Dollar, D., & Kraay, A. (2003). Institutions, trade and growth. *Journal of monetary economics*, 50(1), 133–162. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00206-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00206-4)
- Dowrick, S., & Golley, J. (2004). Trade openness and growth: who benefits? *Oxford review of economic policy*, 20(1), 38–56. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grh003>
- Drine, I., & Rault, C. (2003). Do panel data permit the rescue of the Balassa-Samuelson hypothesis for Latin American countries? *Applied economics*, 35(3), 351–359. <https://doi.org/10.1080/0003684022000015838>
- Égert, B., & Mihaljek, D. (2007). Determinants of house prices in Central and Eastern Europe. *Comparative economic studies*, 49(3), 367–388. <https://doi.org/10.1057/palgrave.ces.8100221>
- Gräbner, C., Heimberger, P., Kapeller, J., & Springholz, F. (2021). Understanding economic openness: a review of existing measures. *Review of world economics*, 157, 87–120. <https://doi.org/10.1007/s10290-020-00391-1>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill Irwin.

- Harrison, A. (1996). Openness and growth: a time-series, cross-country for developing countries. *Journal of development economics*, 48(2), 419–447. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(95\)00042-9](https://doi.org/10.1016/0304-3878(95)00042-9)
- Hou, Y. (2010). Housing price bubbles in Beijing and Shanghai? A multi-indicator analysis. *International journal of housing markets and analysis*, 3(1), 17–37. <https://doi.org/10.1108/17538271011027050>
- Hye, Q. M. A., & Lau, W. Y. (2015). Trade openness and economic growth: empirical evidence from India. *Journal of business and management*, 16(1), 188–205. <https://doi.org/10.3846/16111699.2012.720587>
- IMF. (1997). *World economic Outlook: A survey by the staff of international monetary fund*. Kasutatud 18. oktoober 2022 <https://www.imf.org/external/pubs/weomay/weocon.htm>
- Jud, G. D., & Winkler, D. T. (2002). The Dynamics of metropolita housing prices. *The journal of real estate research*, 23(1/2), 29–46.
- Kim, D. (2011). Trade, growth and income. *The journal of international trade & economic development*, 20(5), 677–709. <https://doi.org/10.1080/09638199.2011.538966>
- Kim, D., & Lin, S. (2009). Trade and growth at different stages of economic development. *The journal of development studies*, 45(8), 1211–1224. <https://doi.org/10.1080/00220380902862937>
- Lin, W. S., Tou, J. C, Lin, S. Y., & Yeh, M. Y. (2014). Effects of socioeconomic factors on regional housing prices in the USA. *International journal of housing markets and analysis*, 7(1), 30–41. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-11-2012-0056>
- Lu, F. (2004). Intra-product specialization. *China economic quarterly*, 4(1), 55–82.
- Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. W. R. (2013). House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes. *Economic modelling*, 32, 172–178. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.007>
- OECD. (1998). *Open markets matter: The benefits of trade and investment liberalisation*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264162938-en>
- OECD. (2022). Inflation (CPI) (indicator). OECD Data. Kasutatud 5. november <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>
- OECD. (2022). Household disposable income (indicator). OECD Data. Kasutatud 5. november 2022. <https://data.oecd.org/hha/household-disposable-income.htm>
- OECD. (2022). Housing prices (indicator). OECD Data. Kasutatud 5. november 2022. <https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm>
- OECD. (2022). Long-term interest rates (indicator). OECD Data. Kasutatud 5. november <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm#indicator-chart>

- OECD. (2022). Long-term unemployment rate (indicator). OECD Data. Kasutatud 5. november
<https://data.oecd.org/unemp/long-term-unemployment-rate.htm>
- OECD. (2022). Population (indicator). OECD Data. Kasutatud 5. november 2022.
<https://data.oecd.org/pop/population.htm>
- Panagiotidis, T., & Printzis, P. (2016). On the macroeconomic determinants of the housing market in Greece: a VECM approach. *International economics and economic policy*, 13, 387–409. <https://doi.org/10.1007/s10368-016-0345-3>
- Pashardes, P., & Savva, C. S. (2009). Factors affecting house prices in Cyprus: 1988-2008. *Cyprus economic policy review*, 3(1), 3–25.
- Reuveny, R. (2001). Economic openness as a goal? The bigger picture for the global system. *Peace economics, peace science and public policy*, 7(1), 1–28.
<https://doi.org/10.2202/1554-8597.1040>
- Ricardo, D. (1821). *On the principles of political economy and taxation*. (3rd ed). Batoche Books.
- Rodriguez, F., & Rodrik, D. (2000). Trade policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence. In M. Eichenbaum, E. Hurst & J. A. Parker (Eds.), *NBER macroeconomics annual* (pp. 261-338). The MIT Press. <https://doi.org/10.1086/654419>
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.
<https://doi.org/10.1086/260169>
- Sachs, J., Warner, A., Aslund, A., & Fischer, S. (1995). Economic reform and the process of global integration. *Brookings papers on economic activity*, 1995(1), 1–118.
<https://doi.org/10.2307/2534573>
- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *The review of economics and statistics*, 46(2), 145–154. <https://doi.org/10.2307/1928178>
- Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*. (4th ed). Metalibri Digital Library.
- Zhang, Y., Hua, X., & Zhao, L. (2012). Exploring determinants of housing prices: a case study of Chinese experience in 1999–2010. *Economic modelling*, 29(6), 2349–2361.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.06.025>
- Zhang, H., Li, L., Hui, E. C. M., & Li, V. (2016). Comparisons of the relations between housing prices and the macroeconomy in China's first-, second-, and third-tier cities. *Habitat International*, 57, 24–42. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2016.06.008>
- Zhu, H., Li, Z., & Guo, P. (2018). The impact of income, economic openness and interest rates on housing prices in China: evidence from dynamic panel quantile regression. *Applied economics*, 50(38), 4086–4098. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1441512>

- Tsatsaronis, K., & Zhu, H. (2004). What drives housing price dynamics: cross-country evidence. *BIS quarterly review*, March 2004.
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics* (2nd ed.). Wiley.
- Vooremaa, C. (2022a). *Bakalaureusetöö andmed*. Kättesaadav: <https://docs.google.com/spreadsheets/d/1x6oC7keW9Z7kJ7Jw3n9BCnC2i1qkfVVu2onIOvDo3sQ/edit?usp=sharing>
- Vooremaa, C. (2022b). *Bakalaureusetöö analüüsiaruanded*. Kättesaadav: <https://1drv.ms/w/s!AsoxTo9B3v1Jn1pATbIBVZBFfMPE?e=ePYUg5>
- Wang, S., Yang, Z., & Liu, H. (2011). Impact of urban economics openness on real estate prices: Evidence from thirty-five cities in China. *China economic review*, 22(1), 42–54. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2010.08.007>
- Whitman, M. V. N. (1969). Economic openness and international financial flows. *Journal of money, credit and Banking*, 1(4), 727–749. <https://doi.org/10.2307/1991448>
- Worldbank. (2022). Trade (% of GDP). Kasutatud 5. november 2022. <https://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS>
- Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: a cross-country empirical investigation. *Journal of development economics*, 72(1), 57–89. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(03\)00068-3](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(03)00068-3)

LISAD

Lisa 1. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Carisse Vooremaa

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Majanduse avatuse seos kinnisvarahindadega OECD riikide näitel“,

mille juhendaja on Signe Rosenberg,

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

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

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

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

12.12.2022

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