

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Anna-Ly Sofie Ruusmaa

**COVID-19 MÕJU ELUKONDLIKU KINNISVARA HINDADELE
EESTI JA ROOTSI NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud bakalaureusetöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 8989 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Anna-Ly Sofie Ruusmaa.....

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 185530TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: a.ruusmaa@hotmail.com

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	6
1. ELUKONDLIKU KINNISVARA HINNAD JA COVID-19	9
1.1. Elukondliku kinnisvara hinnad	9
1.2. Kinnisvarahindu mõjutavad tegurid	10
1.2.1. Reaalne SKP	11
1.2.2. Reaalne intressimäär	11
1.2.3. Töötuse määr	12
1.2.4. Reaalne kasutatav tulu	13
1.3. COVID-19	14
1.4. Varasemad empiirilised uuringud kriiside ja kinnisvarahindade vahelise seose kohta	15
2. ANDMED JA MEETODID	18
2.1. Kasutatavad andmed	18
2.2. Meetodid	24
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS	26
3.1. Korrelatsioonanalüüs	26
3.2. Regressioonanalüüs	29
3.2.1. Eesti mudel	29
3.2.2. Rootsi mudel	32
3.3. Tulemused ja järeldused	35
KOKKUVÕTE	38
SUMMARY	40
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	43
LISAD	47
Lisa 1. Statsionaarsete ning logaritmitud andmete graafikud	47
Lisa 2. Eesti kinnisvara hinnaindeksi ADF test	48
Lisa 3. Rootsi kinnisvara hinnaindeksi ADF test	49
Lisa 4. Eesti reaalse SKP kasvumäära ADF test	50
Lisa 5. Rootsi reaalse SKP kasvumäära ADF test	51
Lisa 6. Eesti töötuse määra ADF test	52
Lisa 7. Rootsi töötuse määra ADF test	53

Lisa 8. Eesti eluasemelaenude reaalse intressimäära ADF test	54
Lisa 9. Rootsi eluasemelaenude reaalse intressimäära ADF test.....	55
Lisa 10. Eesti logaritmitu reaalse kasutatava tulu ADF test.....	56
Lisa 11. Rootsi logaritmitud reaalse kasutatava tulu ADF test	57
Lisa 12. Eesti andmete korrelatsioonimaatriks.....	58
Lisa 13. Rootsi andmete korrelatsioonimaatriks	59
Lisa 14. Esialgne regressioonimudel Eesti näitajate kohta.....	60
Lisa 15. Lõplik regressioonimudel Eesti näitajate kohta.....	61
Lisa 16. Esialgne regressioonimudel Rootsi näitajate kohta	62
Lisa 17. Rootsi logaritmitud reaalse ehituskulutuste indeksi ADF test.....	63
Lisa 18. Rootsi logaritmitud tööhõive ADF test	64
Lisa 19. Lõplik regressioonimudel Rootsi näitajate kohta	65
Lisa 20. Lihtlitsents	66

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureustöö eesmärgiks on hinnata COVID-19 mõju elukondliku kinnisvara hindadele 2005. aasta esimesest kuni 2020. aasta kolmanda kvartali Eesti ja Rootsi andmetel. Kinnisvarahindasid on oluline uurida, sest need peegeldava majanduse hetkeseisu ning annavad aimu, kas läheneda võiks järgmine majanduskriis. Lisaks moodustavad nii Eestis kui Rootsis elukondliku kinnisvaraga seotud tehingud üle poole kõigist kinnisvaratehingutest.

COVID-19 kriis on majandusele mõjunud laastavalt ning varasemalt on sarnaseid kriise uuritud vähe või üksikute riikide kohta. Viiruse laialdase leviku tõttu on mitmed riigid pidanud kasutusele võtma piiravaid meetmeid, püüdes samal ajal majandust aktiivsena hoida.

Uuringu läbiviimiseks lisas autor varasema empiirilise kirjanduse põhjal elukondliku kinnisvara hindu mõjutavate teguritena SKP kasvumäära, eluasemelaenude reaalse intressimäära, töötuse määra ning reaalse kasutatava tulu. Rootsi mudelis asendati töötuse määr tööhõivega ning lisati reaalsed ehituskulutused. COVID-19 mõju arvestamiseks loodi fiktiivne tunnus (*dummy variable*).

Uuringu käigus leidis töö autor, et COVID-19 kriisil on statistiliselt oluline positiivne mõju Eesti elukondliku kinnisvara hindadele ning Rootsi puhul tuli seos statistiliselt mitteoluline. Eestis kasvasid kriisiperioodil elukondliku kinnisvara hinnad 3,37% võrra rohekm kui tavapäraselt, mis ei olnud ootuspärane, kuid autor järeldas, et sellega püüti vähendada kriisist tekkinud ebakindlust.

Võtmesõnad: COVID-19 kriis, elukondliku kinnisvara hinnad, elukondliku kinnisvara mõjutegurid, Eesti, Rootsi

SISSEJUHATUS

Kinnisvara on teema, millest räägitakse pidevalt, peamiselt seetõttu, et kinnisvarahinnad on üheks majanduse hetkeseisu indikaatoriks. Üldiselt viitavad kõrgemad kinnisvarahinnad majanduse õitsemisele ning peagi võib olla oodata ülekuumenemist, millele järgneb majanduslangus. Kinnisvara jaguneb kaheks suuremaks osaks: ärikinnisvaraks ning elukondlikuks kinnisvaraks. Ärikinnisvaraga on seotud tihedalt ettevõtted, kes vajavad pinda, et müüa tarbijatele teenuseid või kaupu. Ärikinnisvara hulka kuuluvad näiteks laohooned, tehased, poed ning kõik kinnisvara, mille abil on ettevõttel võimalik kasumit teenida. Elukondlik kinnisvara puudutab ühiskonda laialdasemalt, sest iga leibkond vaja kohta, kus elada. Statistika kohaselt moodustavad elukondliku kinnisvara tehingud Eestis ja Rootsis üle poolte kõigist kinnisvaratehingutest, seetõttu on töö autor otsustanud uurida bakalaureusetöös ainult elukondliku kinnisvara hindasid.

Majanduse hetkeseisu on raske kindlaks määrata ja seetõttu on pea võimatu ette ennustada majanduse ülekuumenemise haripunkti. 2019. aasta detsembris alguse saanud COVID-19 kriis on majandusele mõjunud laastavalt, kuna paljud riigid pidid viiruse leviku takistamiseks võtma kasutusele äärmuslikud meetmed. Näiteks kuulutati Eestis 12. märtsil 2020. aastal välja eriolukord, mis hõlmas endast mitmeid majandust jahendavaid meetmeid. Seevastu Rootsis eriolukorda ei kehtestatud ning valitsus üritas võimalikult tavapäraselt elu jätkata. Piirangute tagajärjel kasvas töötuse määr enamikes riikides, mis viitab sellele, et paljud ettevõtted pidid oma tegevuse lõpetama. Kriis on palju kõneainet pakkunud, sest mitmete teadlaste arvates võib just see olla järgmise majanduskriisi alguseks.

COVID-19 on majandusele suurt mõju avaldanud ning sellepärast on oluline uurida, kuidas on kriis mõjunud erinevatele majandusnäitajatele. Kinnisvarahinnad peegeldavad majanduse hetkeseisu, mistõttu võivad uuringu tulemused anda aimu, kas lähenemas on järjekordne majanduslangus.

Antud teema on oluline, kuna varasemalt on uuritud kinnisvarahindasid mõjutavaid tegureid viiruse pandeemia olukorras vähe ning vaid üksikute riikide kohta. Lisaks saab Eestit ja Rootsit

võrreldes leida, kas kriisi mõju kinnisvarahindadele on riigiti erinenud, arvestades Eesti ja Rootsi piirangute erinevusi.

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on leida, kas ja millist mõju on COVID-19 avaldanud elukondliku kinnisvara hindadele Eesti ja Rootsi näitel, et majandusteadlastel oleks võimalik paremini prognoosida majanduse hetkeseisu ning tulevikku.

Lähtuvalt töö eesmärgist on autor püstitanud järgnevad uurimisküsimused:

1. Kas kinnisvarahindade mõjutegurite ja elukondliku kinnisvara hindade vahel esineb statistiliselt oluline seos? Mis suunaline see on?
2. Kas ja kui palju COVID-19 on avaldanud mõju elukondliku kinnisvara hindadele Eestis?
3. Kas ja kui palju COVID-19 on avaldanud mõju elukondliku kinnisvara hindadele Rootsis?
4. Kas COVID-19 mõju elukondliku kinnisvara hindadele on erinev Eestis ja Rootsis?

Uurimisküsimustele vastu leidmiseks on autor seadnud järgnevad uurimisülesanded:

- 1) töötada läbi varasemad empiirilised uuringud elukondlikku kinnisvara mõjutavate tegurite kohta;
- 2) töötada läbi varasemad empiirilised uuringud pandeemiade kohta;
- 3) leida nii varasemad kui kriisiperioodi andmed Eesti ja Rootsi kohta;
- 4) viia läbi korrelatsioonanalüüs, et leida seose suund ning tugevus elukondliku kinnisvara hindade ja seda mõjutavate tegurite vahel;
- 5) viia läbi regressioonanalüüs, et näha, kuidas tegurid elukondliku kinnisvara hindasid mõjutavad;
- 6) võrrelda COVID-19 mõju erinevusi elukondliku kinnisvara hindadele Eesti ja Rootsi näitel.

Antud bakalaureusetöös kasutatakse kvartaalseid sekundaarandmeid, mis pärinevad Eesti Panga, Eesti Statistikaameti, OECD, Rootsi Statistikaameti ja Eurostat andmebaasidest. Valimisse on võetud Eesti ja Rootsi andmed alates 2005. aasta esimesest kvartalist kuni 2020. aasta kolmanda kvartalini. Uuringu periood kujunes välja andmete kättesaadavuse järgi. Eesti ja Rootsi osutusid valituks, kuna Eestis määrati valitsuse poolt kindlad piirangud, kuid Rootsis esines piiranguid vähem ning need olid pigem soovituslikud.

Andmetega viiakse läbi korrelatsioonanalüüs, mille tulemusena saadakse teada, kas elukondliku kinnisvara hindade ja seda mõjutavate tegurite vahel esineb statistiliselt oluline seos, kui tugev ja

mis suunaline see on. Lisaks koostatakse kaks regressioonmudelit vähimruutude meetodil, kus vaadeldakse, kuidas tegurid mõjutavad elukondliku kinnisvara hindasid nii Eestis kui Rootsis. Viiakse läbi erinevad testid: multikollineaarsust kontrollitakse VIF testiga, autokorrelatsiooni Breusch-Godfrey testiga, heteroskedastiivsust White'i testiga, jääkliikmete normaaljaotust Doornik-Hanseni testiga, mudeli kuju õigsust Reset testiga.

Bakalaureusetöö jaguneb kolmeks peatükiks. Esimeses peatükis tuuakse välja elukondliku kinnisvara hindade olemus ja seda mõjutavad tegurid. Lisaks antakse ülevaade COVID-19 kriisist ning tuuakse välja varasemad empiirilised uuringud kriiside ja kinnisvarahindade vahelise seose kohta. Teises peatükis antakse ülevaade uuringus kasutatavate andmete ja meetodite kohta. Kolmandas peatükis viiakse andmetega läbi empiiriline analüüs ning tuuakse välja uuringu tulemused ja järeldused.

1. ELUKONDLIKU KINNISVARA HINNAD JA COVID-19

Käesolevas peatükis tuuakse välja elukondliku kinnisvara hindade olemus ning seda mõjutavad tegurid. Lisaks antakse ülevaade COVID-19 pandeemiast ning selle mõjust majandusele. Viimaseks tutvustatakse varasemaid empiirilisi uuringuid, kus on püütud leida varasemate kriiside seoseid kinnivarahinadega.

1.1. Elukondliku kinnisvara hinnad

Elukondlik kinnisvara on teema, mis on palju kõneainet pakkunud, sest kõigil on vaja kohta, kus elada. Seda kinnitab asjaolu, et elukondliku kinnisvaraga tehtud tehingute arv moodustab arvestatava osa kõigist kinnisvaratehingutest. Näiteks toimus Eestis 2020. aastal 8 348 eluhoonetega hoonestatud maa tehingut ning 29 094 korteriomandiga seotud tehingut, kokku moodustasid elukondliku kinnisvara tehingud 62,2% kõigist kinnisvaratehingutest (Maa-ameti tehingute andmebaas, tabel *Kinnisvara hinnastatistika...*). Rootsis toimus 2019. aastal 56 298 eluhoonetega seotud tehingut, moodustades kõigist kinnisvaratehingutest 77,3% (Statistics Sweden, tabel *Sold real estate...*).

Elukondliku kinnisvara hulka arvestatakse nii kortereid, eramuid, ridaelamuid kui paarismaju. Sageli omab eluaseme valiku tegemisel olulist rolli soetatava kinnisvara hind, sest igal leibkonnal on erinev eelarvepiirang. Käesolevas bakalaureusetöös kasutatakse elukondliku kinnisvara hindade mõõtmiseks reaalselt kinnisvara hinnaindeksit. Hinnaindeksisse arvestatakse kõik kodumajapidamiste poolt nii uute kui olemasolevate elamukinnisvaraga tehtud tehingute muutused, võttes arvesse turuhinda ning maakomponenti (Eurostat, tabel *House price index, ...*).

Elukondliku kinnisvara hindade mõjutegureid, peamiselt makronäitajate mõju, on uuritud palju. Veel leidub üksikuid uuringuid kriisiolukordade kohta, näiteks kuritegevuse ja terrorismi mõju kinnisvarahindadele (Hazam, Felsenstein 2007; Cerrato, Wilhelmsson 2011), SARS pandeemia mõju (Wong 2008). Lisaks leidub uuringuid praeguse COVID-19 mõju leidmiseks kinnisvaraturule, kuid üksikute riikide ja piirkondade kohta. Kuna COVID-19 pandeemia kestab

veel ka töö kirjutamise ajal, on antud teema endiselt aktuaalne ning vajab rohkem uurimist. Seetõttu on töö autor otsustanud uurida pandeemia mõju elukondliku kinnisvara hindadele Eesti ja Rootsi näitel, et anda omapoolne panus kriisi mõju väljaselgitamiseks kinnisvarahindadele.

1.2. Kinnisvarahindu mõjutavad tegurid

Kinnisvarahindade mõjutegureid on uuritud nii erinevate riikide kui aastate kohta. Näiteks uurisid Abelson *et al.* (2005) Austraalia kinnisvaraturgu aastatel 1970–2003, hinnates pikaajalist tasakaalumudelit, leiti kinnisvara hindasid mõjutavad majandustegurid. Lisaks koostasid nad asümmeetrilise veaparandusmudeli (*asymmetric error correction model*), et kirjeldada lühiperioodil elukondliku kinnisvara hinnamuutusi. Nad tõid välja, et uuringuperioodil ajal kasvasid Austraalia kinnisvarahinnad umbes 2,3% aastas ning ajaperioodi sisse jäid neli kinnivarabuumi.

Egert ja Mihaljek (2007) analüüsisid kinnisvarahindasid valitud 19 OECD riigis ning 8 areneva majandusega riigis Kesk- ja Ida-Euroopas. Nad uurisid teatud üleminekupõhiste (*transition-specific*) faktorite ning traditsiooniliste mõjutegurite, näiteks reaalse sissetuleku, reaalse intressimäära ja demograafiliste faktorite, mõju elukondliku kinnisvara hindadele. Lisaks on elukondliku kinnisvara hindade dünaamikat OECD riikides võrrelnud Englund ja Ioannides (1997), kes leidsid, et erinevate riikide kinnisvarahindade vahel esineb sarnasusi. Nad tõid välja, et kinnisvara hindade muutusi on mingil määral võimalik ennustada rahvusvahelise kinnisvara hinnatsükli põhjal, kuid siiski tuleks riikide vahelisi seoseid rohkem ning pikema perioodi vältel edasi uurida.

Goodhart ja Hofmann (2008) uurisid, kuidas on seotud omavahel kinnisvarahinnad, ringluses olev raha, erasektori laenud ning makroökonomilised näitajad. Nad uurisid VAR mudeli abil 17 tööstusriigi, sealhulgas Rootsi, kvartaalseid andmeid aastatel 1970–2006. Autorid leidsid, et ringluses olev raha, laenud, SKP, tarbijahinnaindeks (THI) ja intressimäär on omavahel mitmesuunaliselt seotud. Lisaks tõid nad välja, et šokkide mõju ringluses olevale rahale ja laenude (*money and credit*) on tugevam, kui kinnisvarahinnad on kõrgemad.

1.2.1. Reaalne SKP

Reaalne sisemajanduse koguprodukt (SKP) näitab kindlal ajaperioodi toodetud lõpphüviste kogusummat püsivhindades. Eestis oli 2020. aastal reaalse SKP *per capita* muutus $-3,2\%$ ning Rootsis $-3,5\%$, võrreldes 2019. aastaga. (Eurostat andmebaas, tabel *Real GDP per...*). Reaalse SKP muutuste põhjal on võimalik hinnata majanduskasvu või langust ning seetõttu on näitaja seotud kinnisvarahinna muutustega.

Reaalse SKP ja kinnisvarahindade vahelist seost näitab varasemalt mainitud Egert ja Mihaljek (2007) uuring, kus leiti, et näitajate vahel on tugev statistiliselt oluline positiivne seos. Sarnase seose leidis Xu (2017), kes tõi välja, et kinnisvarahindade kasvades suureneb kinnisvara väärtus, mis omakorda muudab inimeste krediidiinõudlust. Nõudluse suurenemise tulemusena hakkavad kinnisvaraarendajad rohkem investeerima ning seetõttu võetakse pangast rohkem laenu. Pangalaenude suurenedes, suurenevad tarbimiskulutused, mis omakorda annavad panuse SKP kasvu.

Varasemalt mainitud Goodhart ja Hofmann (2008) töid välja, et rahalistel muutujatel on oluline mõju tuleviku kinnisvarahindadele, mis omakorda mõjutab tulevikus raha ning laenude nõudlust. Lisaks mõjutavad nimetatud tegurid tulevikus SKP kasvu. Autorid mainisid, et kogunõudlust mõjutavate SKP šokkide tulemusena suurenevad nominaalne intressimäär, THI ja reaalne SKP ning lisaks nii reaalsed kui nominaalsed kinnisvarahinnad ja monetaarsed muutujad (*monetary variables*).

1.2.2. Reaalne intressimäär

Kinnisvarahindadega on tihedalt seotud intressimäärad, sest tihti peavad kodumajapidamised võtma pangast laenu, et kinnisvara soetada ning laenu kasutamise eest tuleb pangale tasuda intresse. Reaalne intressimäär leitakse, lahutades nominaalsest intressimäärast inflatsioonimäära. Pankadelt on võimalik saada mitmeid tüüpi laene, erinevate intressimääradega. Eestis anti 2020. aastal välja kokku 775 158 laenu, jääkväärtusega 9 813,3 miljonit eurot (Eesti Pank, tabel 3. *Kodumajapidamistele antud laenude jääk...*).

Elukondliku kinnisvara soetamist finantseeritakse tavapäraselt eluasemelaenudest, mistõttu on autor otsustanud kasutada antud töös reaalseid eluasemelaenude intressimäärasid. Eestis oli keskmine nominaalne eluasemelaenude intressimäär 2020. aastal $2,48\%$, langedes 2019. aasta intressimääraga võrreldes $0,05$ protsendipunkti (Eesti Pank, tabel 3. *Kodumajapidamistele antud*

intressimäärad...). Seevastu Rootsis oli 2020. aasta keskmine eluasemelaenude intressimäär 1,64%, mis on 0,02 protsendipunkti võrra väiksem kui aasta varem (Statistics Sweden, tabel *Lending rates to...*).

Eestis on eluasemelaenude intressimäärad üldiselt muutuvad, mis tähendab, et intressimäär sõltub kindlast baasintressimäärast ning EURIBOR-ist. Viimastel aastatel on EURIBOR olnud negatiivne, mistõttu on see laenuvõtjatele kasulikum ning seetõttu on vähenenud fikseeritud intressiga laenude osakaal. Eesti oli 2017.–2018. aastal fikseeritud intressimääraga uute eluasemelaenude osakaal umbes 10% laenude koguarvust (Branten *et al.* 2018). Sarnaselt on ka Rootsis alates 1990. aastate lõpust muutuva intressimääraga laenude osakaal kasvanud ning 2015. aastal oli umbes 6% uutest eluasemelaenude intressimääradest fikseeritud rohkemaks kui viieks aastaks (Holmber *et al.* 2015). Campbell ja Cocco (2003) on leidnud, et muutuva intressimääraga eluasemelaen on atraktiivsem leibkondadele, kellel on stabiilsem sissetulek, suurem riskitaluvus ning suurem tõenäosus kolimiseks.

Egert ja Mihaljek (2007), kes uurisid kinnisvarahindasid mõjutavaid tegureid nii OECD kui Kesk- ja Ida-Euroopa riikides, leidsid, et realsel intressimääral on negatiivne statistiliselt oluline mõju kinnisvarahindadele, seega reaalse intressimäära langedes peaksid kinnisvarahinnad kasvama. Lisaks tõid nad välja, et intressimäära langedes kasvavad Kesk- ja Ida-Euroopa kinnisvarahinnad 2,5 korda kiiremini kui uuritud OECD riikides. Nende uuring näitab, et kuigi mõlemal juhul mõjutas intressimäär kinnisvarahindasid negatiivselt, võib erinevate arengutasemetega riikides intressimäära mõju kinnisvarahindadele olla erinev.

Sarnasele tulemusele jõudsid varasemalt mainitud Abelson *et al.* (2005), kes uurisid Austraalia kinnisvarahindu. Nad leidsid, et hüpoteeklaenude reaalse intressimäära ja kinnisvarahindade vahel esineb negatiivne seos, tuues välja, et intressimäärade 1% langus toob endaga kaasa keskmiselt 5,4% kinnisvarahindade kasvu.

1.2.3. Töötuse määr

Lisaks varasemalt mainitud teguritele avaldab kinnisvarahindadele mõju töötuse määr, mis näitab, kui suur osa töøjõuturul osalevast rahvastikust on töötud. Nagu varasemalt mainitud, finantseeritakse elukondliku kinnisvara soetamist tihtipeale pangast saadud laenuga, kuid siis peab kodumajapidamine olema võimeline võetud laenu teenindama, mistõttu on oluline, et kodumajapidamisel oleks regulaarne sissetulek. Lisaks sellele on töötuse määr oluline

majandusnäitaja, sest majanduse kasvufaasis töötuse määr üldiselt langeb ning langusfaasis tõuseb, seega on töötuse määr kontratsüklikuline.

Sellisele tulemusele jõudsid ka Abelson *et al.* (2005), leides, et Austraalia kinnisvarahindasid mõjutab negatiivselt töötuse määr. Egert ja Mihaljek (2007) leidsid, et töötuse määral on statistiliselt oluline negatiivne seos kõigi uuritud OECD riikide kinnisvarahindadega. Siiski mainisid nad, et Kesk- ja Ida-Euroopa aeglase üleminekuga (*transition*) riikides, kuhu kuulusid Horvaatia, Tšehhi, Ungari, Poola ja Sloveenia, esines seos ainult rahvaarvu ning kinnisvarahindade vahel. See eest Bulgaarias, Eestis ja Leedus, kus majanduse areng on kiirem, esines seos kinnisvarahindadega nii tööjõu kui töötuse määra vahel.

Vastupidisele tulemusele on jõudnud Xu ja Tang (2014), uurides Suurbritannia kinnisvarahindasid aastatel 1971–2012. Xu ja Tang (2014) leidsid, et töötuse määr on kinnisvarahindadega positiivselt seotud. Autorid toovad välja, et riigi üheks tõhusaimaks makrokontrollimeetmeks on kinnisvaraturu reguleerimine, mistõttu on eluaseme hinnad mõjutatud väliste tegurite poolt.

1.2.4. Reaalne kasutatav tulu

Reaalne kasutatav tulu on tulu püsivhindades, mis jääb kodumajapidamisele kasutamiseks peale sissetulekutest maksude maha arvestamist. Kasutatavat tulu võib pidada jõukuse indikaatoriks, sest kodumajapidamised, kelle kasutatav tulu on suurem, saavad selle eest rohkem hüviseid. Seetõttu mõjutab näitaja kinnisvaraturgu, kuna suurema tulu korral on kodumajapidamisel võimalus soetada kallimat kinnisvara, mis omakorda mõjutab kinnisvara hinnaindeksit. Eestis oli 2019. aastal kasutatav tulu inimese kohta 17 786 ja Rootsisis 25 089 ostujõu standardit (PPS), mis on tehisvaluuta ühik (Eurostat, tabel *Adjusted gross disposable...*).

Kasutatava tulu mõju kinnisvarahindade Austraalias on uurinud Abelson *et al.* (2005), leides, et reaalse kasutatava tulu ning kinnisvarahindade vahel on positiivne statistiliselt oluline seos. Veel märkisid nad, et 1% muutus kasutatavas tulus, toob endaga kaasa umbes 1.71% muutuse kinnisvarahindades. Sarnase tulemuseni on jõudnud Saksamaa kinnisvarahindade mõjutegureid uurinud Belke ja Keil (2018), kes leidsid, et kasutatav tulu on positiivselt seotud kinnisvarahindadega, sest see suurendab nõudlust. Siiski said nad, et kasutatav tulu on osades mudelites statistiliselt mitteoluline.

Negatiivse seose kasutava tulu ja kinnisvarahindade vahel on leidnud varem mainitud Xu ja Tang (2014). Nad leidsid, et Suurbritannias on kasutatav tulu pikal perioodil negatiivses seoses kinnisvarahindadega. Tuues põhjuseks, et Suurbritannias on kaheldav, kas inimesed soetavad endale kinnisvara, kui nende jõukus kasvab. Lisaks märgivad nad, et inimesed eelistavad rohkem eluasemeid üürida ning raha kulutada reisimise ja õppimise peale.

1.3. COVID-19

Ülemaailmne COVID-19 sai alguse 2019. aasta detsembris Hiinast. Mainitud kriis on avaldanud laialdast mõju tervele maailmale. Pandeemiast tulenevalt on mitmed riigid pidanud kasutusele võtma erinevaid meetmeid, et takistada viiruse levikut, samal aja püüdes hoida ühiskonda ja majandust aktiivsena. COVID-19 mõju maailmale on võrreldud Berliini müüri langemise, Brexiti ja 11. septembril 2001. aastal toimunud terrorirünnakuga, tuues välja, et kriis võib potentsiaalselt mõjutada poliitikat ja võimu terve maailmas (Açikgöz, Günay 2020). Siiski on sarnaseid pandeemiaid toimunud varemgi, näiteks levis 1918.–1920. aastal Hispaania gripp, mida peetakse üheks suurimaks ülemaailmseks pandeemiaks.

Correia *et al.* (2020) uurisid, kuidas mõjutasid USA majandust Hispaania gripi ajal kasutusele võetud mitte-meditiinilised abinõud, tuues välja, et USA-s levis pandeemia kolme erineva lainena, tappes 0,66% USA elanikkonnast. Veel märkisid nad, et piirangud Hispaania gripi ajal, ei olnud nii ulatuslikud, kui COVID-19 pandeemia ajal. Näiteks ettevõtete täieliku sulgemise asemel kehtestati astmeline tööaeg, et vältida ülerahvastatust ühistranspordis. Uuringu tulemus näitas, et kasutatud piirangud tasandasid haiguse leviku kõverat. Nad lisasid, et majanduse halba seisu ei mõjutanud mitte rakendatud piiravad meetmeid, vaid pandeemia ise. Siiski tõid nad välja, et nende uuringu tulemusi võis mõjutada andmete kättesaadavus ning väike valim, mis koosnes ainult 43 USA linnast.

Peale varasemate pandeemiate on praeguseks jõutud uurida siiani aktiivse COVID-19 mõju mitmetele majandusnäitajatele. Andersen *et al.* (2020) uurisid, kuidas sotsiaalse distantseerumise reeglid on mõjutanud tarbimiskulutusi COVID-19 pandeemia ajal Taanis ja Rootsis. Autorid toovad välja, et Taanis võeti kasutusele mitmeid viiruse levikut takistavaid meetmeid, näiteks suleti koolid, piirid, inimestel soovitati püsida kodus ning vältida kontakte teiste inimestega. Seevastu Rootsis lubati ettevõtetel edasi tegutseda ning inimestel vaid soovitati halva enesetunde

korra koju jääda ning võimalusel vältida inimkontakte. Uuringus kasutati Taani suurima panga Danske Bank pangakontode andmeid. Autorid leidsid, et tarbimiskulutused vähenesid mõlemas riigis drastiliselt 11. märtsil 2020. aastal. Samal ajal kehtestati Taanis eriolukord (*shutdown*). Tarbimiskulutused vähenesid umbes 25% ning Taanis oli eriolukorra tõttu langus vähema kui 4 protsendipunkti võrra suurem kui Rootsis. Antud uuringust võib eeldada, et tarbimiskulutuste langus ei ole otseselt seotud riikide poolt kehtestatud piirangutega vaid pandeemia endaga. Siiski on oluline leida, kuidas pandeemia on mõjutanud erinevate piirangutega riikide teisi majandusnäitajaid ning seeläbi hinnata piirangute tõhusust.

Pandeemia kiire leviku tõttu kuulutati Eestis 12. märtsil 2020. aastal välja eriolukord, mistõttu kehtestati mitmed majandust jahendavad meetmed. Näiteks läksid kõik koolid üle distantsõppele, avatuks jäid ainult esmatarbekauplused, keelati ürituste korraldamine ja suleti meelelahutusasutused. Piirangud põhjustasid paljudele ettevõtetele raskusi, mida illustreerib suurenenud töötuse määra kasv. Eestis oli 2019. aastal töötuse määr 15 kuni 74 aastaste seas 4.4%, aasta hiljem 2020. aastal oli töötuse määr 6.8% (Statistikaameti andmebaas, tabel TT330).

Seevastu varem mainitud Rootsis eriolukorda ei kehtestatud ning piirangud olid pigem vabatahtlikud kui kohustuslikud. Hoolimata piirangute leebusest laastas kriis Rootsi majandust. Rootsis oli töötuse määr 15 kuni 74 aastaste seas 2019. aastal 6,8%, kuid 2020. aastal oli töötuse määr 1,5 protsendipunkti võrra kasvanud (Statistics Sweden, tabel *Population aged 15-74...*). Statistika põhjal on näha pandeemia mõju mitmetele majandusteguritele.

Kinnisvarahindasid peetakse oluliseks näitajaks majanduse hetkeseisu hindamisel, seetõttu on oluline leida, millist mõju COVID-19 pandeemia on avaldanud kinnisvarahindadele, et aidata majandusteadlastel paremini hinnata majanduse hetkeseisu ning prognoosida tulevikku. Lisaks annab Eesti ja Rootsi võrdlus ülevaate, kuidas on COVID-19 mõjuga seotud riikide poolt kehtestatud erinevad piirangud.

1.4. Varasemad empiirilised uuringud kriiside ja kinnisvarahindade vahelise seose kohta

Käesolevas bakalaureusetöös mõeldakse kriisi all olukorda, mis erineb mingil viisil tavaolukorrast, mõjutades seeläbi majandust ja ühiskonda. Varasemalt on uuritud väheste kriiside

mõju üksikute riikide kinnisvarahindadele, mistõttu on oluline antud seoseid rohkem uurida. Hazam ja Felsenstein (2007) on uurinud terrorismi mõju Jeruusalemma kinnisvaraturule, leides, et aastatel 2000–2004 mõjutas terrorism kinnisvarahindasid negatiivselt. Sarnast teemat on käsitletud Cerrato ja Wilhelmsson (2011), uurides korteri hindade ja kuritegevuse seost Stockholmis. Nad leidsid, et elamutesse sissetungimiste 1% kasv toob kaasa korteri hindade languse 0.21% võrra. Veel tõid nad välja, et vandalismi mõju ei ole nii tugev, et hindasid Stockholmis mõjutada, mis võib olla põhjustatud sellest, et vandalismist antakse politseile vähem teada kui tõsisematest kuritegudest.

Lisaks kuritegevusele on uuritud kinnisvarahindade vahelist seost haiguspuhangutest tulenevate pandeemiatega. Wong (2008) keskendus 2003. aastal levinud SARS (*Severe Acute Respiratory Syndrome*) viiruse levikule Hong Kongis. Ta tõi välja, et peale viiruse puhkemist langes keskmine hind 1-3%, kui kinnisvara oli otseselt mõjutatud pandeemiast ja kogu kinnisvara puhul 1.6%, mistõttu ei olnud kinnisvarahinnad pandeemiast liigselt mõjutatud. Seda näitas asjaolu, et inimesed suhtusid pandeemiasse pigem ettevaatlikult kui üle reageerides.

Peale varasemate pandeemiate leidub uuringuid käesoleva bakalaureusetöö kirjutamise hetkel aktuaalse COVID-19 pandeemia kohta. Del Giudice *et al* (2020) uurisid COVID-19 mõju kinnisvarahindadele Campania regioonis Itaalias, koostades lühi- ja keskmise pikkusega perioodi (*short and mid-run*) prognoosi kinnisvarahindade kohta. Mudelis oli sõltuvaks muutujaks keskmine kinnisvarahind ning sõltumatuteks muutujateks aasta, keskmine kodumajapidamise sissetulek, töötute arv, sissetulek *per capita*, kinnisvara hinnaindeks ja kohustusliku sundvõõrandamiste arv. Nad leidsid, et kõige rohkem mõjutavad kinnisvarahindasid sissetulek *per capita* ja kõige vähem avaldab mõju keskmine kodumajapidamise sissetulek. Lühikese perioodi stsenaarium järgi, mille perioodiks oli märts 2020–mai 2020, pidid kinnisvarahinnad langema 4,16%. Keskmise pikkusega stsenaariumi järgi, mille perioodiks oli 2020. aasta lõpp kuni varajane 2021, prognoosisid nad kinnisvarahindade langust 6,49%.

Lisaks uurisid Allen-Coghlan ja McQuinn (2020) COVID-19 kriisist tingitud majanduse aeglustumise mõju Iiri eluasemeturule mais 2020, koostades kolm stsenaariumi: baas-, „v-kujulise“, ja aeglase stsenaariumi. Baasstsenaariumi kohaselt ei oleks COVID-19 kriisi olnud ning kinnisvarahinnad oleksid pidanud kasvama üle 1% 2020. aastal ja üle 3% 2021. aastal. „V-kujulise“ prognoosi järgi, kus autorid eeldasid, et majandus taastub kiiresti, oleksid hinnad olnud 2020. aastal 4% ja 2021. aastal 6.4% madalamad kui baasstsenaariumis. Aeglase stsenaariumi

kohaselt taastuks majandus aeglaselt, mistõttu eluasemehinnad pidid langema 2020. aastal 7% ja 2021. aastal peaaegu 17% võrreldes baasiga. Autorid toovad hinnalanguse põhjuseks kodumajapidamiste kasutatava tulu languse ning eluasemelaenude turu aktiivsuse vähenemise. Siiski märgivad nad, et tänu valitsuse poolt pakutavatele abimeetmetele on langus väiksem ja eluaseme nõudluse taastumine on sõltuv abimeetmete pikkusest.

Sarnase uuringu viis läbi Wang (2021), uurides COVID-19 mõju viiele USA piirkonnale, mis erinesid üksteisest teenindussektori osakaalude ja eluasemeturu põhitõdede poolest. Lisaks kehtestati kõigis nendes piirkondade kodus püsimise nõue erineval ajal. Uuringus selgus, et ainukesena langesid elukondliku kinnisvara hinnad Honolulu, kus langus oli 6,69%. Seevastu Santa Claras kasvasid kinnisvarahinnad 9,97% ja Irvines 5,8% ning lisaks toimus kasv Houstonis ja Des Moines. Seega leidis autor, et puuduvad tõendid, mis viitaks, et COVID-19 mõju elukondliku kinnisvara hindadele oleks seotud koju jäämise piirangu algus- ja lõppajaga või muude varem mainitud erinevustega. Ta lisas, et pandeemia olukorras on eluasemeturg haavatavam piirkondades, mille majanduse oluliselt osaks on turismi- ja teenindussektorid. Autor märgib ka, et kuna uuring on läbi viidud perioodil, kui pandeemia endiselt kestab ja tulevik on ebaselge, võib see tuua kaasa erineva mõju avaldumise kinnisvaraturgudele.

COVID-19 kriisi mõju elukondliku kinnisvara hindadele Hiinas on uurinud Qian *et al.* (2021), märkides, et kui kogukonnas on kinnitatud COVID-19 juhtumeid, langevad elukondliku kinnisvara hinnad 2,47% võrra. Veel toovad nad välja, et negatiivne mõju võib püsida kuni kolm kuud, mistõttu muutub aja jooksul mõju ulatus suuremaks. Siiski märgivad autorid, et COVID-19 kriisi negatiivne mõju avaldub ainult regioonides, mille nakatumisnäitaja on kõrge ning kus meditsiinilised tingimused on halvemad.

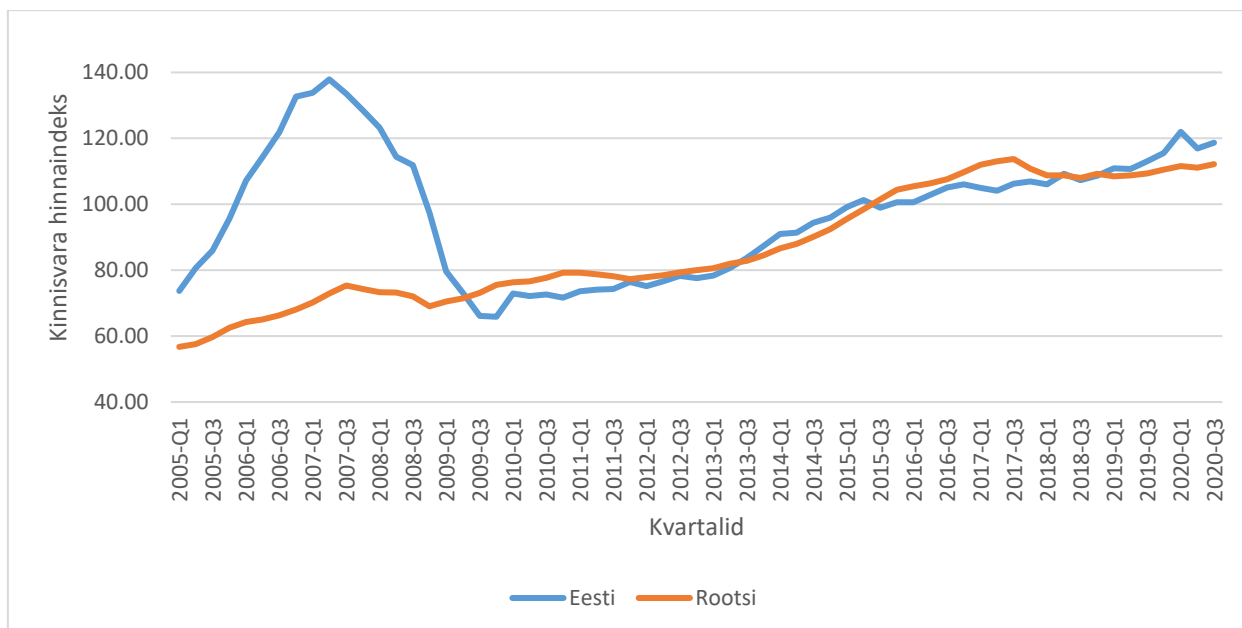
2. ANDMED JA MEETODID

Käesolevas peatükis tutvustatakse töös kasutatavaid andmeid Eesti ja Rootsi kohta. Selgitatakse andmete mõõtühikuid ning esitatakse nende kirjeldavad statistikad. Lisaks tuuakse välja bakalaureusetöös kasutatavad meetodid.

2.1. Kasutatavad andmed

Antud bakalaureusetöös uuritakse COVID-19 mõju Eesti ja Rootsi kinnisvarahindadele 2005. aasta esimesest kvartalist kuni 2020. aasta kolmanda kvartalini. Ajaperiood kujunes välja kinnisvarahindade andmete kättesaadavuse tõttu. Eesti ja Rootsi osutusid valituks kriisi ajal kasutatud piirangute erinevuse tõttu. Uuringus kasutatakse sekundaarandmeid, mis pärinevad Eesti Panga, Eesti Statistikaameti, OECD, Rootsi Statistikaameti ja Eurostat andmebaasidest. Andmete põhja koostatakse kaks mudelit, kus sõltuvaks muutujaks on kinnisvarahind ning sõltumatuteks muutujateks on varasema empiirilise kirjanduse põhjal valitud reaalne SKP, reaalne intressimäär, töötusemäär ja reaalne kasutatav tulu. COVID-19 mõju arvestamiseks lisatakse mudelise fiktiivne tunnus (*dummy variable*). Kvartaalsete andmete kasutamise tõttu võib esineda andmetes sesoonsust, seega korrigeeritakse autori poolt andmed, mis ei ole andmebaasis esitatud sesoonselt korrigeeritult, kasutades X-12-ARIMA meetodit.

Kinnisvarahindade mõõtmiseks kasutatakse reaalsel kinnisvara hinnaindeksit Eurostat andmebaasist. Indeks kajastab kõigi kogumajapidamiste soetatud nii uute kui olemasolevate elukondliku kinnisvara hinnamuutusi. Arvesse on võetud ainult turuhinda, mistõttu ei kajastu indeksis isehitatud hooned. Indeksi baasaastaks on 2015 ning seda on korrigeeritud rahvamajanduse arvepidamise deflaatoriga. (Eurostat, table *House price index*). Joonisel 1 on näha, et Eesti kinnisvara hinnaindeks langes 2007. aasta teisest poolest drastiliselt, mis võib olla tingitud sel ajal aset leidnud majanduskriisist. Seevastu Rootsi kinnisvarahinnad on üldiselt tõusva trendiga olnud, näidates majanduskriisi ajal Eestiga võrreldes väikest langust.



Joonis 1. Eesti ja Rootsi reaalse kinnisvara hinnaindeks
Allikas: Autori koostatud tabeli (Ruusmaa 2021) põhjal

Tabelis 1 on välja toodud, et keskmine reaalse kinnisvara hinnaindeks Eestis on 97,64 ja Rootsis 87,03. Standardhälve näitab, kui palju tulemused erinevad keskmisest, seega võib järeldada, et Eesti ja Rootsi andmete hajuvus on sarnane. Eesti maksimaalne kinnisvara hinnaindeks esines 2007. aasta teises kvartalis, mis kattub viimase kinnivarabuumi perioodiga ning miinimum jääb 2009. aasta neljandasse kvartalis, mida saab seostada eelmise majanduskriisiga. Rootsi indeksi maksimaalne väärtus esineb 2017. aasta kolmandas kvartalis ning minimaalne väärtus 2005. aasta esimesest kvartalis, mis võib viidata sellele, et Rootsis on kinnisvarahinnad olnud stabiilsemad ning vähem mõjutatud majandustsükli erinevatest faasidest.

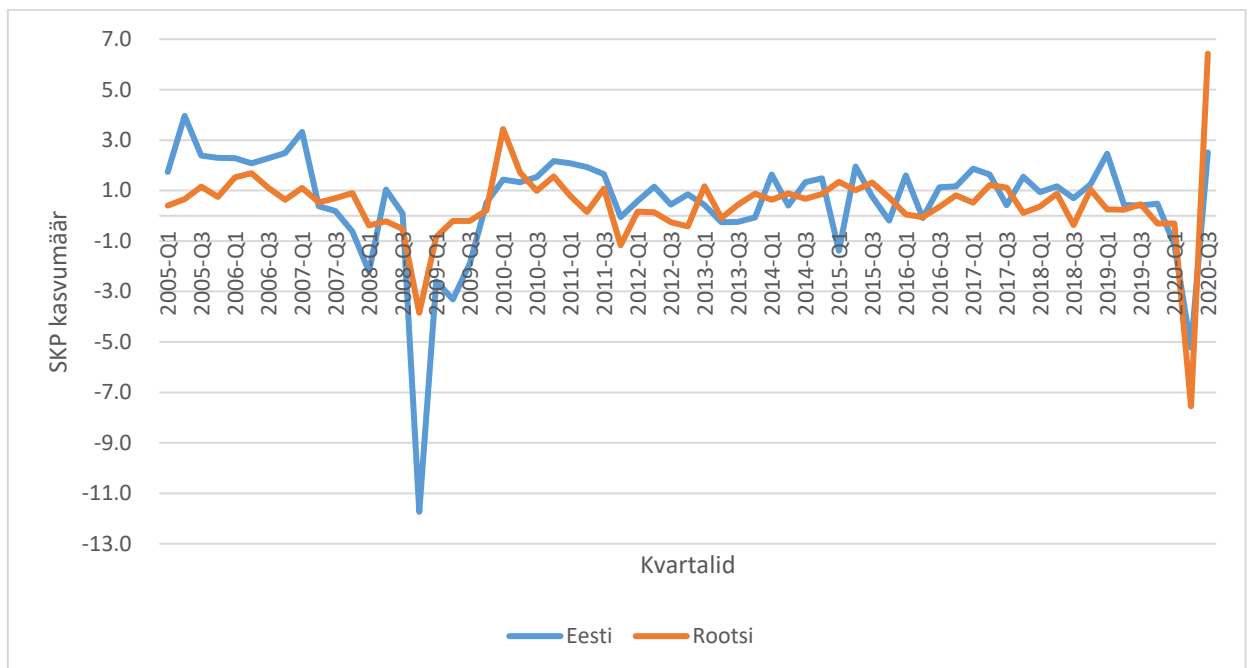
Tabel 1. Reaalse kinnisvarahinna indeksi kirjeldav statistika

	Aritmeetiline keskmine	Mediaan	Standardhälve	Miinimum	Maksimum	Vaatluste arv
Eesti	97,64	100,56	19,28	65,87	137,89	63
Rootsi	87,03	79,99	17,58	56,74	113,73	63

Allikas: Autori koostatud tabeli (Ruusmaa 2021) põhjal

Reaalse SKP mõõtmiseks kasutab töö autor reaalselt SKP kasvumäära, võrreldes eelmise kvartaliga ning andmed pärinevad OECD andmebaasist. SKP on leitud kulumeetodil ehk eratarbimiskulutustele on liidetud investeeringud, valitsuse kulutused ja netoeksport. Näitaja oli andmebaasis juba sesoonselt korrigeeritud ning esitatud protsentides. Jooniselt 2 on näha, et Eestis

ja Rootsis oli eelmise majanduskriisi ajal SKP kasvumäär väike või negatiivne. Eestis oli langus suurem kui Rootsis, mis võib viidata sellele, et Eesti on majandustsükli muutumiste suhtes tundlikum. Siiski on näha, et majanduslanguse järgselt on kasvumäär mõlemas riigis püsinud paari protsendi juures, kuid uuesti negatiivseks muutunud 2020. aasta alguses, mil COVID-19 laialdasemalt levima hakkas. Joonisel on näha, et pandeemia ajal toimunud SKP kasvumäära langus on suurem olnud Rootsis, mida võis põhjustada Eestis ja Rootsis viiruse leviku takistamiseks kasutusel olnud erinevad meetmed.



Joonis 2. Eesti ja Rootsi reaalse SKP kasvumäär protsentides
Allikas: Autori koostatud tabeli (Ruusmaa 2021) põhjal

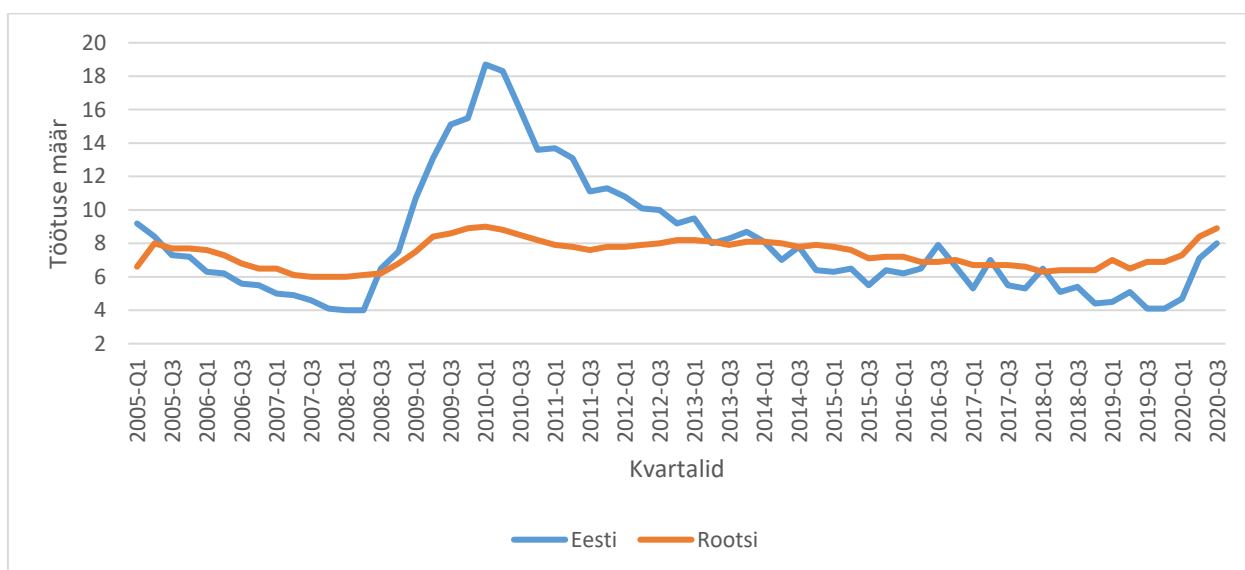
Tabelis 2 on välja toodud, et Eesti keskmine reaalse SKP kasvumäär on 0,59%, seevastu Rootsis on keskmine 0,45%, mis näitab, et Eestis on keskmine majanduskasv olnud suurem. Siiski on Eesti SKP standardhälve oluliselt suurem kui Rootsil, mistõttu varieerub Eesti SKP kasvumäär rohkem. 2007. aasta lõpus alguse saanud majanduskriisi mõju peegeldab Eesti minimaalne SKP kasvumäär, mis esines 2008. aasta neljandas kvartalis. Rootsi minimaalne kasvumäär, mis jääb 2020. aasta teise kvartalis, võib olla põhjustatud COVID-19 kriisist.

Tabel 2. Reaalse SKP kasvumäära kirjeldav statistika (protsentides)

	Aritmeetiline keskmine	Mediaan	Standardhälve	Miinum	Maksimum	Vaatluste arv
Eesti	0,59	1,05	2,21	-11,74	3,96	63
Rootsi	0,45	0,64	1,56	-7,55	6,43	63

Allikas: Autori koostatud tabeli (Ruusmaa 2021) põhjal

Töötuse määra sesoonselt korrigeeritud andmed pärinevad Eurostat andmebaasist. Töötuse määr on leitud osakaaluna 15–74. aasta vanusest tööjõulisest rahvastikust. Joonisel 3 on näha, et eelmise majanduskriisi ajal kasvas Eestis töötuse määr hüppeliselt ning hakkas uuesti langema 2010. aasta teises kvartalis. Töötuse määra kasv toimus ka Rootsis, kuid see oli Eestiga võrreldes väiksem ning üldiselt on Rootsi töötuse määr püsinud samal tasemel. Siiski on näha, et mõlemas riigis on peale 2019. aasta lõpus alguse saanud COVID-19 kriisi töötuse määr jälle kasvama hakanud, mis võib viidada lähenevale majanduskriisile. Lisaks on jooniselt näha, et töötuse määra kasv oli väiksem Rootsis, kus ei kehtestatud nii karme piiranguid kui Eestis, mistõttu jäi majandus rohkem avatuks.



Joonis 3. Eesti ja Rootsi töötuse määrad

Allikas: Autori koostatud tabeli (Ruusmaa 2021) põhjal

Tabelis 3 on välja toodud, et Eestis on keskmine töötuse määr 8,01% ning Rootsis 7,38%, kuid mediaanväärtus on Eestis väiksem kui Rootsis. Seda seletab Eestis 2007. aasta lõpust alguse saanud majanduskriisi ajal hüppeliselt kasvanud töötuse määr. Lisaks on Rootsi töötuse määr

ühtlasem, seevastu Eesti näitaja varieerub rohkem. Mõlema riigi maksimaalne näitaja esines 2010. aasta esimeses kvartalis. Rootsi saavutas minimaalse töötuse määra 2007. aasta kolmandas kvartalis, mis püsis kuni 2008. aasta esimese kvartalini. Sarnaselt Rootsile oli Eestis minimaalne töötuse määr 2008. aasta esimeses ja teises kvartalis.

Tabel 3. Töötuse määra kirjeldav statistika (protsentides)

	Aritmeetiline keskmine	Mediaan	Standardhälve	Miinumum	Maksimum	Vaatluste arv
Eesti	8,01	7,00	3,58	4,00	18,70	63
Rootsi	7,38	7,50	0,83	6,00	9,00	63

Allikas: Autori koostatud tabeli (Ruusmaa 2021) põhjal

Seoses töö eesmärgiga uurida elukondliku kinnisvara hindu, kasutatakse mudelis reaalseid eluasemelaenude intressimäärasid. Eesti eluasemelaenude intressimäärad pärinevad Eesti Panga andmebaasist ning Rootsi intressimäärad Rootsi Statistikaameti andmebaasist. Eesti kohta olid andmed esitatud kuude kaupa, mistõttu leidis autor kvartali keskmise intressimäära ning lisaks korrigeeris intressimäärasid inflatsiooniga. Andmete kättesaadavuse tõttu on Rootsi puhul 2005. aasta esimese ja teise kvartali kohta kasutatud vastvalt märtsi ja juuni kodumajapidamiste laenude olemasolevate lepingute keskmisi intressimäärasid. Edaspidi on autor kasutanud kodumajapidamiste eluasemelaenude uute ja muudetud lepingute intressimäärasid, kuna need peegeldavad paremini laenuturu hetkeseisu. Andmete vähesuse tõttu on 2005. aasta kolmanda kvartali intressimäärana kasutatud septembri intressimäära ning edaspidi on leitud kuiste näitajate põhjal kvartali keskmine intressimäär.

Tabelis 4 on antud ülevaade reaalsete intressimäärade kirjeldavast statistikast Eestis ja Rootsis. Eesti keskmine reaalne intressimäär on 0% lähedal, kuid Rootsis on keskmine 1,79%. Rootsi näitajaid mõjutavad asjaolu, et andmete kättesaadavuse tõttu tuli kasutada nii kodumajapidamistele antud laenude kui eluasemelaenude intressimäärasid. Andmetest on näha, et Eestis on intressimäära varieerumine suurem kui Rootsis. Eesti minimaalne väärtus pärineb 2008. aasta teisest kvartalist ning maksimaalne intressimäär 2009. aasta neljandast kvartalist. Rootis maksimaalne reaalne intressimäär 4,04% esines 2005. aasta esimeses kvartalis ning miinumum – 0,59% esines 2018. aasta 4. kvartalis.

Tabel 4. Reaalsete intressimäärade kirjeldav statistika (protsentides)

	Aritmeetiline keskmine	Mediaan	Standardhälve	Miinumum	Maksimum	Vaatluste arv
Eesti	0,17	-0,45	2,27	-5,75	5,29	63
Rootsi	1,53	1,79	1,18	-0,59	4,04	63

Allikas: Autori koostatud tabeli (Ruusmaa 2021) põhjal

Reaalse kasutava tulu andmed pärinevad Eesti ja Rootsi Statistikaameti andmebaasidest ning mõlemad näitajad on esitatud miljonites eurodes. Eesti kohta on kasutatud kogumajanduse kasutatava netotulu kvartaalseid näitajaid jooksvehindades, mida on korrigeeritud tarbijahinnaindeksiga. Rootsi kohta leidis autor kvartaalsed reaalse kasutatava tulu andmed rootsi kroonides, mistõttu on andmed ümber arvutatud eurodeks, kasutades kvartali keskmist vahetuskurssi. Tabelis 5 on välja toodud Eesti ja Rootsi reaalse kasutava tulu kirjeldav statistika miljonites eurodes. Tabelis on näha, et Rootsis on kasutava tulu näitajad tunduvuvalt suuremad kui Eestis, mis võib viidata sellele, et Rootsis on elanikkonna sissetulekud suuremad kui Eestis. Eesti maksimaalne kasutatav tulu pärineb 2019. aasta neljandast kvartalist ning minimaalne väärtus 2005. aasta esimesest kvartalist. Rootsi maksimaalne ja minimaalne kasutatav tulu esinesid vastavalt 2017. aasta teises kvartalis ja 2005. aasta teises kvartalis.

Tabel 5. Reaalse kasutatava tulu kirjeldav statsitika (miljonit eurot)

	Aritmeetiline keskmine	Mediaan	Standardhälve	Miinumum	Maksimum	Vaatluste arv
Eesti	4076,73	3974,57	649,96	3103,52	5379,95	63
Rootsi	53951,94	57555,78	6647,66	41399,59	61892,40	63

Allikas: Autori koostatud tabeli (Ruusmaa 2021) põhjal

Lisaks sesoonsusele võib kvartaalsetes andmetes esineda trendi, mis tuleb eemaldada, et aegread oleks statsionaarsed. Statsionaarsust kontrollitakse ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) testiga, kus selgitatakse välja, kas aegreas esineb ühikjuurt. Ühikjuure olemasolul on aegrida mittestatsionaarne ning aegread tuleb muuta statsionaarseks, eemaldades trend. Ühikjuure testi tulemusi kirjeldatakse lähemalt kolmandas peatükis. Andmete hajuvuse vähendamiseks kasutatakse mudelite koostamisel logaritmitud näitajaid (v.a. reaalne SKP kasvumäär, intressimäär ja töötusemäär). Lisas 1 on välja toodud korrigeeritud ning logaritmitud andmete graafikud, mis on koostatud ökonomeetriapaketis *Gretl*.

2.2. Meetodid

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kuidas COVID-19 kriis on avaldanud mõju Eesti ja Rootsi elukondliku kinnisvara hindadele. Autori uurimisküsimustele vastuse leidmiseks viiakse läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüs. Analüüs viiakse läbi ökonomeetriapaketis *Gretl*.

Korrelatsioonanalüüsi käigus viiakse andmetega läbi kvantitatiivne analüüs, millest selgub, kas elukondliku kinnisvara hindade ja näitaja mõjutegurite vahel esineb seos. Lisaks tuuakse välja seoste tugevused ja suunad. Seose tugevust mõõdetakse korrelatsioonikordajaga, mille väärtus jääb 0 ja 1 vahele ning mida suurem on kordaja, seda tugevam on seos näitajate vahel. Märk korrelatsioonikordaja ees näitab, mis suunaline antud seos on. Seega kui korrelatsioonikordaja ees on miinusmärk, näitab see, et ühe näitaja suurenemisel teine näitaja väheneb ja vastupidi. Veel kontrollitakse, kas korrelatsioonikordajad on statistiliselt olulised, kasutades kriitilist korrelatsioonikordajat.

Regressioonanalüüsi käigus koostatakse Eesti ja Rootsi kohta mudelid vähimruutude meetodil (OLS), et uurida kas ja kuidas mõjutavad varem mainitud tegurid elukondliku kinnisvara hindu. COVID-19 mõju arvestamiseks lisatakse mudelitesse fiktiivne tunnus (*dummy variable*). 2020. aasta kvartalitele antakse väärtuseks 1, sest siis avaldus COVID-19 mõju ning 2005. aasta kuni 2019. aasta kvartalite määratakse fiktiivse tunnuse väärtuseks 0. Mudelid koostatakse eraldi Eesti ja Rootsi kohta valem 1 järgi ning analüüsitakse, kasutades olulisuse nivood 5%.

$$\ln(KHI)_t = a + b_1SKP_t + b_2I_t + b_3TM_t + b_4 \ln(Tulu)_t + COVID_t + u_t \quad (1)$$

kus

KHI_t – elukondliku kinnisvara reaalne hinnaindeks,

SKP_t – reaalse SKP kasvumäär protsentides,

I_t – reaalne eluasemelaenu intressimäär,

TM_t – töötuse määr,

$Tulu_t$ – reaalne kasutatav tulu,

a –vabaliige,

$b_{1,2,3,4}$ – koefitsient,

$COVID_t$ – fiktiivne tunnus, et arvestada COVID-19 mõju,

u_t – juhuslik komponent.

Lisaks korrelatsioon- ja regressioonanalüüsile viiakse läbi erinevad testid. Regressioonmudelis esinevat multikollineaarsut kontrollitakse VIF (*Variance inflation factor*) testiga. Kui näitajate VIF on suurem kui 10, tähendab see, et multikollineaarsus esineb. Multikollineaarsuse esinemisele võib

viidata, kui sõltumatute muutujate vaheline korrelatsioon on tugevam kui sõltuva muutujaga või on mudel hea kirjeldusvõimega, aga mõni näitaja on statistiliselt mitteoluline (Paas 1995, 204).

Veel kontrollitakse Breush-Godfrey testiga autokorrelatsiooni esinemist mudelites. Autokorrelatsiooni korral regressioonmudeli jääkliikmed korreleeruvad omavahel, mistõttu on mudeli kirjeldusvõime suur. Siiski võivad autokorrelatsiooni esinemise korral olla seosed tegurite vahel valed või ebatäpsed, mis omakorda võivad põhjustada vääraid tõlgendusi. Autokorrelatsiooni eemaldamiseks tuleb eemaldada aegriididest tsükliline ja sesoone komponent ning eemaldada trend. (Paas 1995, 208–215)

Lisaks viiakse läbi heteroskedastiivsuse kontrollimiseks White-i test. Heteroskedastiivsuse esinemisel ei ole mudeli juhusliku liikme dispersioonid konstantsed (Paas 1995, 216). White-i testi nullhüpoteesiks on, et heteroskedastiivsust ei esine ning sisuka hüpoteesi korral esineb. Heteroskedastiivsuse esinemisel on võimalik seda vähendada, kasutades logaritmitud mudelit (Paas 1995, 223).

Jääkliikmete allumist normaaljaotusele kontrollitakse Doornik-Hanseni testiga, mille nullhüpoteesi korral jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Lisaks viiakse läbi RESET (*regression specification error test*) test, mille eesmärgiks on kontrollida mudeli kuju õigsust. Testi sisukaks hüpoteesiks on, et mudeli kuju ei ole õige ning selle vastuvõtmisel tuleb mudeli kuju korrigeerida.

Korrelatsiooni ja regressioonanalüüsi ning varem mainitud testide tulemused tuuakse välja järgmises peatükis. Veel tuuakse välja analüüside tulemused ning nende põhjal tehtud järeldused.

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Käesolevas peatükis kontrollitakse aegridade statsionaarsust. Tuuakse välja näitajate vahelised seosed, esitades korrelatsioonimaatriksid. Lisaks koostatakse Eesti ja Rootsi kohta regressioonimudelid, selgitamaks tegurite mõju elukondliku kinnisvara hindadele. Viimaseks tuuakse välja bakalaureustöö tulemused ja järeldused.

3.1. Korrelatsioonanalüüs

Analüüsi esimese etapina kontrolliti sesoonselt korrigeeritud aegridade statsionaarsust ADF testiga, kus nullhüpoteesi korral on aegrida mittestatsionaarne ning ühikjuur esineb. Kõiki tulemusi hinnati olulisuse nivool 5% ning reaalse elukondlik kinnisvara hinnaindeks ja reaalse kasutatav tulu on logaritmitud. Mittestatsionaarsuse korral määrati kindlaks, kas aegreas esineb deterministlik või stohhastiline trend.

Esmalt hinnati mõlema riigi logaritmitud reaalse elukondliku kinnisvara hinnaindeksi statsionaarsust. Eesti hinnaindeksi aegrea analüüsil vaadeldi konstandita mudelit ning Dickey-Fulleri testi p-väärtuseks saadi $0,6863 > 0,05$, seega võeti vastu nullhüpotees, et aegrida ei ole statsionaarne (Lisa 2). Trendi kindlaksmääramiseks tuli vaadelda mudelit, mis sisaldab konstanti ja trendi. Sellest lähtuvalt võeti vastu nullhüpotees, mille korral trendiga mudeli kasutamisel esineb ühikjuur ning tegemist on stohhastilise trendiga. Rootsi hinnaindeksi puhul hinnati konstandi ja trendiga mudelit, saades p-väärtuseks $0,2398 > 0,05$, seega oli aegrida mittestatsionaarne ning esines stohhastiline trend (Lisa 3). Stohhastilise trendi eemaldamiseks võeti mõlema riigi aegridadest esimest järku diferents, mis eemaldas ühikjuure.

Järgmiseks hinnati reaalse SKP kasvumäära aegridade statsionaarsust. Eesti SKP aegrea hindamiseks kasutati ilma konstandita mudelit, p-väärtuseks saadi $1,18 \times 10^{-6} < 0,05$, seega oli aegrida statsionaarne (Lisa 4). Sama tulemuseni jõuti Rootsi aegrea testimisel, kus hinnati konstandiga mudelit, saades p-väärtuseks $0,0057 < 0,05$ (Lisa 5).

Töötuse määra statsionaarsuse kontrollimisel kasutati mõlema riigi näitajate hindamisel konstandiga mudelit, sest konstant oli oluline nivool 5%. Eesti näitaja p-väärtuseks saadi $0,0506 > 0,05$ ning Rootsi p-väärtuseks $0,1051 > 0,05$ (Lisa 6, 7). Mõlemal juhul võeti vastu nullhüpotees, et esineb ühikjuur ning stohhastiline trend, mille eemaldamiseks võeti näitajatest esimest järku diferentsid.

Eluaseme laenude intressimäärade statsionaarsuse kontrollimiseks kasutati Eesti intressimäära aegrea hindamiseks konstandi ja trendiga mudelit ning Rootsi puhul ilma konstandita mudelit. P-väärtusteks saadi vastavalt $0,0231 < 0,05$ ja $0,0376 < 0,05$ (Lisa 8, 9). P-väärtuste põhjal võeti vastu sisukas hüpotees ehk aegread on statsionaarsed.

Viimasena kontrolliti reaalse kasutatava tulu aegridade statsionaarsust. Mõlema riigi aegridade hindamiseks kasutati ilma konstandita mudelit. Eesti kasutatava tulu p-väärtuseks saadi $0,9799 > 0,05$ ning Rootsi aegrea p-väärtuseks $0,9509 > 0,05$ (Lisa 10, 11). P-väärtuste põhjal otsustati, et aegridades esineb ühikjuur. Lisaks kontrolliti, et trendi lisamine mudelisse ei eemalda ühikjuurt, mistõttu oli tegemist stohhastilise trendiga. Trendi eemaldamiseks võeti mõlemast aegreast esimest järku diferentsid, mille tulemusena eemaldati ühikjuur.

Järgmiseks viidi läbi korrelatsioonanalüüs, et leida tegurite vahelise seose suund ning selle tugevus. Selleks koostati Eesti ja Rootsi andmete kohta korrelatsioonimaatriksid. Tabelis 6 on välja toodud Eesti elukondliku kinnisvara mõjutegurite korrelatsioonanalüüsi tulemused. Analüüsist selgus, et kõige tugevam seos esineb elukondliku kinnisvara hinnaindeksi ja SKP kasvumäära vahel. Nende vaheline seos on positiivne ning korrelatsioonikordaja on 0,6341. Positiivne seose suund näitab, et SKP kasvumäära suurenedes, suureneb ka hinnaindeks. Antud seose suund on ootuspärane, positiivse seose on leidnud näiteks Egert ja Mihaljek (2007) ja Xu (2017). Samuti on ootuspärane positiivne seos hinnaindeksi ja kasutatava tulu vahel (nt Abelson *et al.* 2005). Eesti kinnisvarahindade ja töötuse määra vahel esineb analüüsi järgi negatiivne seos. Selline seose suund on ootuspärane ja leitud näiteks Egert ja Mihaljek (2007) ning Abelson *et al.* (2005) poolt.

Seoste statistilise olulisuse hindamiseks kasutati kriitilist korrelatsioonikordajajat. Kasutades programmi *Gretl* leiti, et kriitiline korrelatsioonikordaja on 0,2500 (Lisa 12). Kõik näitajad, mille vaheline korrelatsioonikordaja absoluutväärtus on suurem 0,2500, on statistiliselt olulised. Seega

Eesti andmete põhjal on kinnisvara hinnaindeksiga statistiliselt oluline seos kõigil näitajatel peale eluasemelaenu intressimäära, mille seose suund ei olnud autori jaoks ootuspärane.

Tabel 6. Eesti näitajate korrelatsioonimaatriks

	d_1n (KHI)	SKP	I	d_TM	d_1n (TULU)
d_1n (KHI)	1,0000	0,6341	0,0622	-0,3378	0,4085
SKP	-	1,0000	-0,0354	-0,4132	0,6474
I	-	-	1,0000	0,2990	-0,0009
d_TM	-	-	-	1,0000	-0,4864
d_1n (TULU)	-	-	-	-	1,0000

Allikas: Autori koostatud lisa 12 põhjal

Tabelis 7 on välja toodud Rootsi näitajate korreleerumine. Kõige tugevam seos esineb elukondliku kinnisvara hinnaindeksi ja intressimäära vahel, näitajate korrelatsioonikordaja on 0,3896 ning seos on samasuunaline. Tuginedes varasematele uuringutele on seos ebaloogiline. Sarnaselt Eestiga, on Rootsi elukondliku kinnisvara hindadel ootuspäraselt positiivne seos nii SKP kasvumäära kui kasutatava tuluga. Taaskord kasutati seoste olulisuse hindamiseks kriitilist korrelatsioonikordajat, mis oli sama Eestiga (0,2500) (Lisa 13). Selle põhjal tehti järeldus, et Rootsi kinnisvara hinnaindeksil on statistiliselt oluline seos kõigi näitajatega peale töötuse määra.

Tabel 7. Rootsi näitajate korrelatsioonimaatriks

	d_1n (KHI)	SKP	I	d_TM	d_1n (TULU)
d_1n (KHI)	1,0000	0,3479	0,3896	-0,2005	0,2618
SKP	-	1,0000	-0,0625	-0,3705	0,5998
I	-	-	1,0000	0,1541	0,0273
d_TM	-	-	-	1,0000	-0,3045
d_1n (TULU)	-	-	-	-	1,0000

Allikas: Autori koostatus lisa 13 põhjal

Järgnevalt viidi näitajatega läbi regressioonanalüüs, et hinnata korrelatsioonanalüüsis kasutatud tegurite ja COVID-19 mõju elukondliku kinnisvara hindadele. COVID-19 mõju selgitamiseks, lõi autor fiktiivse tunnuse (*dummy variable*), määrates 2020. aasta esimesele kuni kolmandale kvartalile väärtuseks 1 ning ülejäänud kvartalitele väärtuseks 0.

3.2. Regressioonanalüüs

Regressioonanalüüsi käigus selgitatakse välja, millist mõju avaldavad varasemalt mainitud tegurid ja COVID-19 elukondliku kinnisvara hindadele. Selleks koostati esialgsed OLS mudelid Eesti ja Rootsi kohta, kasutades statsionaarseid aegridu. Mudelis oli sõltuvaks muutujaks logaritmitud reaalne kinnisvara hinnaindeks ning sõltumatute muutujatena kasutati reaalse SKP kasvumäära, reaalsed eluasemelaenu intressimäära, töötuse määra ja logaritmitud reaalsed kasutatavat tulu.

3.2.1. Eesti mudel

Eesti kohta koostatud esimeses mudelis leiti, et statistiliselt oluline näitaja on ainult SKP muutus, kuid mudel tervikuna tuli statistiliselt oluline. Seetõttu kontrolliti Breusch-Godfrey ja White-i testiga vastavalt autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsuse esinemist. Autor leidis, et mudelis autokorrelatsiooni ei esine, kuid White-i test p-väärtuseks saadi $0,0005 < 0,05$, seetõttu võeti vastu sisukas hüpotees, et mudelis esineb heteroskedastiivsus. Heteroskedastiivsuse arvestamiseks koostati uus mudel, kasutades kohandatud standardvigu (*robust standard errors*). Mudeli determinatsioonikordajaks saadi 0,4409, seega seletab mudel elukondliku kinnisvara hinna varieerumisest 44,09%. Siiski tuli endiselt mudelis statistiliselt oluliseks parameetriks ainult SKP kasvumäär, kuigi kogu mudeli p-väärtus oli $9,92 \times 10^{-8} < 0,05$, viidates tervikliku mudeli statistiliselt olulisusele. Mudelis kasutatud kohandatud standardvead võtavad arvesse nii autokorrelatsiooni kui heteroskedastiivsust, kuid ei eemalda neid mudelist, mistõttu ei viinud autor uue mudeliga läbi Breusch-Godfrey ja White-i teste. Esmalt kontrolliti multikollineaarsuse esinemist VIF testiga ning tulemuseks saadi, et multikollineaarsust ei esine. Lisaks kontrolliti jääkliikmete allumist normaaljaotusele Doornik-Hanseni testiga, saades tulemuse p-väärtuseks $0,0017 < 0,05$, seega jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Viimaseks kontrolliti Ramsey RESET testiga mudeli kuju õigsust ning tulemuseks saadi p-väärtus $0,0005 < 0,05$, seega oli mudeli kuju vale. Mudel on välja toodud lisas 14.

Regressioonmudeli parandamiseks otsustas autor lisada töötuse määrale ja kasutatavale tulule viitajad, et kontrollida, kas tegurid võivad kinnisvarahindasid mõjutada nihkega. Viitaega välja selgitamiseks proovis autor läbi erinevad mudelid, lisades 1–2 kvartali pikkuseid viitaegasid ning suurima korrigeeritud determinatsioonikordaja järgi valiti välja sobivamad. Töötuse määra puhul on tehtud eeldus, et näitaja mõjutab elukondliku kinnisvara hindasid kahe kvartali pikkuse viitajaga.

Eeldus on tehtud lähtudes sellest, et töö kaotanud inimesel säilib alguses lootus leida kiiresti uus töökoht ning seetõttu ei vähendata kulutusi märkimisväärselt. Lisaks mõjutab pikaajalisem töötus eluaseme laenu saamise võimalusi, sest pankade jaoks on oluline laenusaja maksevõime. Näiteks uuris Jadevicius (2016) Leedu elukondliku kinnisvara hindu mõjutavaid tegureid ning leidis, et töötuse määra ja kinnisvarahindade vaheline seos on statistiliselt oluline kahe kuni nelja kvartali pikkuse viitajaga. Reaalse kasutatava tulu arvestamisel on võetud eelduseks, et tulu suurenemine mõjutab kinnisvara hindasid ühekvartalise viitajaga. Seda seetõttu, et eluasemelaenu võtmisel kontrollitakse pangas viimase kuue kuu sissetulekuid. Sellest tulenevalt ei suurene tulu kasvades koheselt laenuvõtja maksimaalne laenusumma, mis omakorda mõjutab kinnisvaraturgu. SKP kasvumääradele ja eluaseme laenude intressimääradele viitaegasid ei lisatud, kuna nende mõju kinnisvarahindadele on eelduste kohaselt kohene.

Uue koostatud mudeli kohaselt on statistiliselt olulised näitajad nivool 1% SKP muutus ning reaalne kasutatav tulu, nivool 5% oli statistiliselt oluline töötuse määr. COVID-19 mõju ja reaalne eluasemelaenude intressimäär olid olulised nivool 10% ning mudeli terviklikuna oli statistiliselt oluline. Breush-Godfrey testiga kontrolliti autokorrelatsiooni esinemist ning tulemuseks saadi, et autokorrelatsiooni ei esine. Seejärel viidi läbi White-i test, mille tulemusena võeti vastu sisukas hüpotees ehk esineb heteroskedastiivsus. Selle arvesse võtmiseks kasutas autor mudelis kohandatud standardvigu.

Kohandatud standardvigadega mudelis tulid nivool 1% statistiliselt oluliseks kõik näitajad peale konstandi ja töötuse määra. Konstant tuli statistiliselt mitteoluline ning töötuse määr tuli oluline nivool 10%. Mudeli korrigeeritud R^2 tuli 0,5681, mis on oluliselt suurem ilma viitaegadeta mudeli korrigeeritud determinatsioonikordajast, sellest saab järeldada, et viitaegasid sisaldav mudel on parem. Mudeli kirjeldusvõime oli 60,48% ning p-väärtus $1,08 \times 10^{-11} < 0,05$, seega on mudel tervikuna statistiliselt oluline. Multikollineaarsuse VIF testi tulemuseks saadi, et multikollineaarsust ei esine, sest kõik tulemused olid väiksemad kümnest. Doornik-Hanseni testi tulemusena saadi p-väärtuseks $0,0102 < 0,05$, seega võeti vastu sisukas hüpotees ehk jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Selle põhjuseks võib olla, et mudelist on välja jäänud mõni oluline parameeter või on mudelis kasutatav näitaja valel kujul.

Jääkliikmete normaaljaotusele mitteallumise tõttu otsustas autor proovida mudelis asendada töötuse määr logaritmitud näitajaga. Kõik ülejäänud mudeli parameetrid ja viitajad jäid samaks. Uue mudeli koostamisel kasutati kohandatud standardvigu, et võtta arvesse mudelis esinevat

heteroskedastiivsust. Mudelis tulid SKP muutus, intressimäär, kasutatav tulu ja COVID-19 mõju statistiliselt olulised nivool 1%, logaritmitud töötuse määr tuli oluline nivool 5% ning konstant nivool 10%. Lisaks suurenes mudeli korrigeeritud determinatsioonikordaja (0,6060) ja mudeli kirjeldas 63,94% elukondliku kinnisvara hinna varieerumisest. VIF testi tulemuseks saadi taaskord, et mudelis ei esine multikollineaarsust, Doornik-Hanseni testi p-väärtuseks saadi 0,1705 < 0,05, mis lubas vastu võtta nullhüpoteesi ehk jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Viimaseks kontrolliti, kas mudeli kuju on õige Ramsey RESET testiga, mille p-väärtuseks tuli 0,136 < 0,05, seega võeti vastu nullhüpotees, et mudeli kuju on õige. Eesti elukondliku kinnisvara hindasid mõjutav lõplik mudel on välja toodud tabelis 8 ning lisa 15.

Tabel 8. Eesti kohta läbiviidud regressioonanalüüsi tulemused

Sõltuv muutuja: d_ln(KHI)			
Näitaja	Koefitsent	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	-0,0077	0,0042	0,0720*
SKP	0,0110	0,0015	$7,97 \times 10^{-10}$ ***
Intress (I)	0,0047	0,0015	0,0021***
d_ln(Tulu)_1	0,5845	0,1096	$1,95 \times 10^{-6}$ ***
d_ln(TM)_2	-0,1048	0,0480	0,0333**
COVID	0,0337	0,0073	$2,16 \times 10^{-5}$ ***
Determinatsioonikordaja (R ²)			0,6394
Korrigeeritud determinatsioonikordaja (adj. R ²)			0,6060
Mudelile olulisuse tõenäosus			$9,49 \times 10^{-14}$
Vaatluste arv			60

Allikas: Autori koostatud lisa 15 põhjal

Märkused:

- *– näitaja on statistiliselt oluline nivool 10%
- **– näitaja on statistiliselt oluline nivool 5%
- ***– näitaja on statistiliselt oluline nivool 1%

Mudel põhjal saab järeldada, et Eesti elukondliku kinnisvara hinnaindeks tõuseb 1,1% võrra, kui SKP kasvab 1 protsendipunkti võrra. Seda kinnitab varem korrelatsioonanalüüsi käigus leitud positiivne seos näitajate vahel. Eluasemelaenu intressimäära kasvades 1 protsendipunkti võrra peaks kinnisvara hinnaindeks kasvama 0,5% võrra, seega on intressimäära mõju minimaalne. Korrelatsioonanalüüsi käigus tuli hinnaindeksi ja intressimäära vaheline seos statistiliselt mitteoluline, mistõttu on minimaalse mõju avaldumine loogiline. Reaalse kasutatava tulu kasvades 1% võrra kasvab kinnisvara hinnaindeks 0,58% ning töötuse määra kasvades 1% võrra väheneb hinnaindeks 0,10% võrra. Nii kasutatava tulu kui töötuse määra mõju kinnisvarahindadele on loogiline, sest tulu kasvades suureneb inimeste laenuvõimekus, kuid töötuse määra suurenedes vähenevad tulud, mistõttu väheneb võimekus kinnisvara soetada. Vastavalt töö eesmärgile taheti

välja selgitada COVID-19 mõju kinnisvara hinnaindeksile. Regressioonianalüüsi käigus leiti, et COVID-19 on hinnaindeksile positiivne mõju ning kriisiperioodil kasvasid elukondliku kinnisvara hinnad 3,37% võrra rohkem kui tavaliselt. Sellest järeldas töö autor, et COVID-19 ei avaldanud negatiivset mõju elukondliku kinnisvara hindadele, vaid kinnisvaraturg muutus aktiivsemaks. Kinnisvara suurem nõudlus võib olla põhjustatud sellest, et inimesed hakkasid kriisi ajal rohkem kinnisvarasse investeerima, püüdes sellega säilitada oma kindlustunnet.

3.2.2. Rootsi mudel

Rootsi esmase mudeli koostamisel leidis autor, et statistiliselt olulised näitajad nivool 5% on ainult SKP kasvumäär ja reaalne eluasemelaenu intressimäär. Mudel tervikuna oli statistiliselt oluline. Autor viis läbi Breush-Godfrey testi, mille p-väärtuseks tuli $0,0055 < 0,05$, seega esines mudelis autokorrelatsiooni. White-i testi läbiviimisel saadi tulemuseks, et mudelis esineb ka heteroskedastiivsust, seega otsustas autor, sarnaselt Eesti mudelile, kasutada kohandatud standardvigu. Uues mudelis saadi statistiliselt olulisteks näitajateks nivool 5% reaalne eluasemelaenu intressimäär ja töötuse määr. Mudeli kirjeldusvõime oli 31,5%, p-väärtus $0,0006 < 0,05$ ning seega tervikuna statistiliselt oluline. Sarnaselt Eesti mudelile ei testitud kohandatud standardvigade kasutamise tõttu autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsuse esinemist. Multikollineaarsust kontrolliti VIF testiga, kuna kõik näitajad jäid alla 10, võis järeldada, et mudelis multikollineaarsust ei esine. Jääkliikmete allumist normaaljaotusele kontrolliti Doornik-Hanseni testiga saades tulemuseks, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Viimaseks viidi läbi Ramsey RESET test, mille p-väärtuseks saadi 0,026, mis on väiksem kui olulisuse nivoo 0,05, seega jõudis autor järelduseni, et mudeli kuju on vale. Esialgne mudel on välja toodud lisas 16.

Mudeli parandamiseks otsustas autor sarnaselt Eesti mudelile proovida nii viitaegade lisamist kui töötuse määra logaritmimeist, kuid need ei andnud soovitud tulemust, sest RESET testi tulemuseks saadi endiselt, et mudeli kuju on vale. Seetõttu otsustas autor lisada mudelisse seletava tunnusena logaritmitud reaalse ehituskulude indeksi, kus baasaastaks on 2015.

Ehituskulud sisaldavad endas kulutusi, mis on tehtud uue elamu rajamiseks. Ehituskulusid on varasemalt oma uuringus kasutanud näiteks Dröes ja Minne (2016), kes leidsid, et ehituskulutused olid 19. sajandil Amsterdamis üheks olulisemaks kinnisvarahindade mõjutajaks. Ehituskulutuste indeks pärines Eurostat andmebaasis. Reaalse näitaja saamiseks korrigeeriti indeksit THI-ga ning lisaks eemaldati aegreast sesoonsus. Seejärel kontrolliti ehituskulutuste statsionaarsust ADF

testiga, kasutades ilma konstandita mudelit. P-väärtuseks saadi $0,5728 > 0,05$, seega esines aegreas ühikjuur (Lisa 17). Statsionaarse aegrea saamiseks võeti näitajast esimest järku diferents, mis eemaldas ühikjuure.

Autor otsustas lisada viitajad ka ehituskulutustele, eeldades et ehituskulutuste suurenemine mõjutab kinnisvaraturu hindu alles siis, kui ehitis valmis on. Viitaegade valimisel prooviti läbi erinevaid mudeleid, võrreldes nende korrigeeritud determinatsioonikordajaid. Kõige suurema korrigeeritud determinatsioonikordajaga mudelis kasutati töötuse määra ja ehituskulutuste puhul ühekvartalist viitaega ning kasutava tulu puhul kahekvartalist viitaega. Esialgse uue mudeli kohaselt tulid kõik näitajad peale COVID-19 ja konstandi statistiliselt olulised nivool 5%, mistõttu eemaldas autor mudelist COVID-19 mõju arvestava fiktiivse tunnuse. Mudeli determinatsioonikordajaks saadi 0,4501, seega oli mudeli kirjeldusvõime 45,01%.

Veel viidi läbi Breusch-Godfrey ja White-i testid, saades vastuseks, et mudelis ei esine autokorrelatsiooni ega heteroskedastiivsust. VIF testiga kontrolliti multikollineaarsuse esinemist, kuid kõik tulemused jäi alla 10, seega ei esinenud mudelis multikollineaarsust. Jääkliikmete allumist normaaljaotusele kontrolliti Doornik-Hanseni testiga, saades p-väärtuseks $0,2751 > 0,05$, seetõttu võeti vastu nullhüpotees ehk jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Viimaseks viidi läbi Ramsey RESET test, mille p-väärtuseks oli $0,0376 < 0,05$, millest järeldati, et mudeli kuju pole õige.

Kasutades varasemalt läbiviidud korrelatsioonanalüüsi tulemusi, kus selgus, et Rootsi töötuse määra ja elukondliku kinnisvara hinnaindeksi vahel puudub statistiliselt oluline seos, otsustas töö auto lisada töötuse määra asemel mudelisse logaritmitud tööhõive, mis näitab tööga hõivatud inimeste arvu kogurahvastikust. Sesoonselt korrigeeritud näitaja pärineb OECD andmebaasist. Tööhõive mõju Kreeka kinnisvarahindadele on varasemalt uurinud näiteks Apergis (2003), tuues välja, et positiivsed šokid tööhõivele suurendavad reaalseid kinnisvarahindasid. Esmalt uuriti logaritmitud tööhõive aegrea statsionaarsust ühikjuure testiga. ADF testi tegemisel hinnati konstandi ja trendiga mudelit ning leiti, et aegrida ei ole statsionaarne (Lisa 18). Ühikjuur eemaldati, võttes näitajast esimest järku diferents.

Uue mudeli koostamisel katsetas autor erinevaid viitaegasid ning kõige suurema korrigeeritud determinatsioonikordajaga tuli mudel, kus kasutava tulu ning ehituskulude jaoks kasutati kahekvartalist viitaega ning tööhõive puhul ühekvartalist viitaega. Mudelis tulid kõik näitajad

peale COVID-19 fiktiivse tunnuse ja konstandi statistiliselt olulised nivool 5%, seega tuli autoril fiktiivne tunnus eemaldada. Mudel oli tervikuna statistiliselt oluline ning selle kirjeldusvõime tuli 48,17%. VIF testi tulemuseks saadi, et mudelis ei esine multikollineaarsust. Autokorrelatsiooni kontrolliti Breusch-Godfey testiga, mille p-väärtuseks saadi $0,2710 > 0,05$, seega ei esine mudelis autokorrelatsiooni. White-i testi p-väärtuseks tuli $0,0935 > 0,05$, mis tähendab, et heteroskedastiivsust ei esine. Lisaks saadi Doornik-Hanseni testi p-väärtuseks $0,3518 > 0,05$, seega allusid jääkliikmed normaaljaotusele. Viimaseks kontrolliti uue mudeli kuju õigsust RESET testiga, saades p-väärtuseks $0,1290 > 0,05$, seega oli koostatud mudeli kuju õige. Rootsi elukondliku kinnisvara hindasid mõjutavad tegurid on välja toodud tabelis 9 ning lisa 19.

Tabel 9. Rootsi kohta läbiviidud regressioonanalüüsi tulemused

Sõltuv muutuja: d _{ln} (KHI)			
Näitaja	Koefitsent	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	-0,0022	0,0030	0,4685
SKP	0,0036	0,0010	0,0010***
Intress (I)	0,0069	0,0015	$2,01 \times 10^{-5}$ ***
d _{ln} (Tulu) ₂	-0,1761	0,0648	0,0088***
d _{ln} (Ccost) ₂	0,7375	0,2223	0,0016***
d _{ln} (TH) ₁	0,9271	0,3743	0,0164**
Determinatsioonikordaja (R ²)			0,4817
Korrigeeritud determinatsioonikordaja (adj. R ²)			0,4337
Mudelile olulisuse tõenäosus			$7,85 \times 10^{-7}$
Vaatluste arv			60

Allikas: Autori koostatud lisa 19 põhjal

Märkused:

** – näitaja on statistiliselt oluline nivool 5%

*** – näitaja on statistiliselt oluline nivool 1%

Ccost – Ehituskulutused

TH – Tööhõive

Rootsi mudeli järgi kasvab reaalne kinnisvara hinnaindeks 0,36% või 0,69% võrra, kui vastavalt SKP kasvumäär või reaalne eluasemelaenude intressimäär kasvavad 1 protsendipunkti võrra. Seega võib järeldada, et mõlemal näitajal on mudeli põhjal väike, kuid positiivne mõju kinnisvara hinnaindeksile. Kasutatava tulu 1% kasvu järel langevad kinnisvarahinnad 0,18% võrra, mis võib olla põhjustatud sellest, et tulude suurenemise säästetakse rohkem, kuid ei investeerita kinnisvarasse. Nii ehituskulude kui tööhõive kasvades 1% võrra kasvab kinnisvara hinnaindeks vastavalt 0,74% ja 0,93%. Rootsi mudelist eemaldati COVID-19 mõju, sest näitaja oli statistiliselt mitteoluline, seega eeldab autor, et Rootsi elukondliku kinnisvara hindasid COVID-19 ei mõjutanud.

3.3. Tulemused ja järeldused

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada COVID-19 mõju Eesti ja Rootsi elukondliku kinnisvara hindadele. Korrelatsioonanalüüsi tulemuste põhjal on kinnisvara hinnaindeks kõige tugevamalt seotud Eesti SKP kasvumäära ning Rootsi reaalse eluasemelaenude intressimääraga. Lisaks sellele leiti statistiliselt olulise seose puudumine Eestis intressimäära ja kinnisvara hinnaindeksi ning Rootsis töötuse määra ja hinnaindeksi vahel.

Korrelatsioonanalüüsi tulemused erinevad osaliselt varasemalt mainitud empiiriliste uuringute tulemustest. Analüüsi käigus selgus, et mõlema riigi puhul on intressimäära kinnisvarahindadega positiivselt seotud, kuigi Eesti puhul ei olnud näitaja statistiliselt oluline. Varasemalt mainitud uuringutes (Egert, Mihaljek 2007; Abelson *et al.* 2005) leiti aga, et seos näitajate vahel on negatiivne. Tulemuse põhjuseks võib olla analüüsi valitud reaalse eluasemelaenude intressimäär, mistõttu tuleks edaspidistest uuringutes proovida kasutada mõnda teist lühiajalist intressimäära. Analüüsi käigus leitud kinnisvarahindade seosed teiste näitajatega tunduvad autori jaoks loogilised.

SKP kasvumäär on kinnisvara hinnaindeksiga mõlemas riigis positiivselt seotud ning seos on statistiliselt oluline. Sarnasele tulemusele jõudsid oma uuringutes Egert ja Mihaljek (2007), Xu (2017), Goodhart ja Hofmann (2008). Töötuse määr on mõlema riigi puhul kinnisvara hinnaindeksiga negatiivselt seotud, kuid statistiliselt oluline ainult Eesti näitajate vahel. Seetõttu võiks tulevikus uurida põhjalikumalt Rootsi töötuse määra seost kinnisvarahindadega, kasutades näiteks pikemat ajaperioodi. Samamoodi jõudsid töötuse määra ja kinnisvarahindade vahelisele negatiivsele seosele varem mainitud Abelson *et al.* (2005) ning Egert ja Mihaljek (2007). Veel leidis autor, et mõlemas riigis esineb kinnisvarahindade ja reaalse kasutatava tulu vahel positiivne statistiliselt oluline seos. Näitajate vahelise positiivse seose on toonud välja veel Abelson *et al.* (2005).

Regressioonanalüüsi käigus koostati Eesti ja Rootsi kohta eraldi mudelid. Eesti kohta koostatud esialgses mudelis tuli statistiliselt oluliseks näitajaks ainult SKP kasvumäär, mistõttu otsustas autor lisada kasutavale tulule ning töötuse määrale viitajad. Autor eeldas, et tulu kasvades ei suurene pangast võetava eluasemelaenu maksimaalne summa koheselt ning töötuse kasv mõjutab kodumajapidamiste maksevõimet viitega. Lõplikus mudelis kasutati töötuse määra puhul kahekvartalist viitaega ning kasutatava tulu puhul ühekvartalist viitaega.

Mudelis tulid kõik näitajad statistiliselt olulised vähemalt nivool 5% ning mudel tervikuna samuti statistiliselt oluline. Siiski selgus analüüsi käigus, et intressimäära mõju kinnisvarahindadele on küll ligikaudu null, kuid siiski positiivne. Tulemust võis põhjustada see, et autor kasutas eluasemelaenude intressimäärasid ning kinnisvarahindade kasvades võib eeldada peatset ülekuumenemist, mistõttu majanduse stabiliseerimiseks tõstetakse intressimäärasid. Kõige rohkem avaldas kinnisvara hinnaindeksile mõju kasutava tulu suurenemine: 1% reaalse kasutava tulu suurenemise tõi kaasa hinnaindeksi suurenemise 0,58%. COVID-19 mõju hindamisel leiti, et kriis mõjutas kinnisvara hinnaindeksit positiivselt. Sellest järeldas töö autor, et kriisi ajal suurenes Eestis kinnisvara nõudlus, mille tulemusena kasvasid hinnad tavapärasest rohkem. Nõudluse kasvu põhjuseks võib olla, et inimesed soovisid kriisiperioodil rohkem kinnisvarasse investeerida, püüdes sellega vähendada kriisist tingitud ebakindlust.

Rootsi esialgse mudeli koostamisel tulid statistiliselt olulisteks näitajateks SKP kasvumäär ning reaalne eluasemelaenude intressimäär. Lõpliku mudelini jõudmiseks lisas autor mudelisse lisamuutujana logaritmitud ehituskulutuste indeksi ning töötuse määra asemel kasutas logaritmitud tööhõivet. Sarnaselt Eesti mudelile lisati viitajad, võrreldes mudelite korrigeeritud determinatsioonikordajaid. Kasutatavale tulule ja ehituskulutustele lisati kahe kvartali pikkune viitaeg ning tööhõivele ühe kvartali pikkune viitaeg. Kasutatava tulu puhul kasutati sarnaselt Eesti mudelile eeldust, et laenuvõtja maksimaalne laenusumma ei suurene koheselt. Ehituskulutuste puhul eeldati, et kulutuste suurenemine mõjutab kinnisvarahindasid alles siis, kui ehitus valmis saab ning tööhõivega eeldati sarnaselt tulule, et maksevõime ei suurene koheselt.

Mudelis tulid kõik näitajad statistiliselt olulised vähemalt nivool 5% ning mudel tervikuna samuti statistiliselt oluline. Autor jättis mudelist välja COVID-19 mõju kajastava fiktiivse tunnuse, kuna näitaja oli statistiliselt mitteoluline. Sellest järeldati, et Rootsi elukondliku kinnisvara hindadele ei ole COVID-19 mõju avaldanud. Lähtudes nii varsemalt mainitud Eesti kui Rootsi mudeli tulemustest, järeldas autor, et Eestis ja Rootsis kasutatud erinevad meetmed mõjutasid kinnisvarahindasid erinevalt. Eestis suurendasid karmimad piirangud inimeste ebakindlust, mistõttu hakati rohkem investeerima kinnisvarasse, mis omakorda tõi kaasa nõudluse ja hindade suurenemise. Rootsis säilis väheste piirangute tõttu inimeste kindlustunne, mistõttu ei mõjutanud kriis Rootsi kinnisvaraturgu. Suurimat mõju Rootsi elukondliku kinnisvara hindadele avaldasid tööhõive ja ehituskulutuste suurenemine. Tööhõive või ehituskulutuste suurenemisel 1% võrra kasvas kinnisvara hinnaindeks vastavalt 0,93% või 0,73%. Siiski selgus mudelist, et sarnaselt

Eestile on Rootsi intressimäärал positiivne mõju kinnisvarahindadele. Lisaks leidis autor, et Rootsi kasutaval tulul on negatiivne mõju hinnaindeksile, mis võib olla põhjustatud sellest, et tulu suurenemisel investeeritakse see mujale kui kinnisvarasse. Sellisele tulemusele jõudsid Xu ja Tang (2014), kes leidsid, et Suurbritannia kinnisvarahindasid mõjutab kasutatava tulu kasv negatiivselt.

Autor leidis, et Eesti mudel kirjeldab 63,94% ja Rootsi mudel 48,17% elukondliku kinnisvara hindade varieerumisest, seega võiks tulevikus lisada mudelisse lisamuutujaid, et mõlema mudeli kirjeldusvõime kasvaks. Näiteks on varasemalt leitud, et kui kõik muu on võrdne, avaldavad kinnisvarahindadele mõju kõrgemate testi tulemustega koolide lähedus (Downes ja Zabel 2002). Lisaks oli käesolevas bakalaureusetöös kasutatud 2005. aasta esimest kuni 2020. aasta kolmandat kvartalit, seega tuleks tulevikus testida mudeleid pikema ajaperioodi vältel. Veel saaks mudelite parandamiseks lisada fiktiivse tunnuse varasema majanduskriisi kohta, et seeläbi uurida selle mõju kinnisvarahindadele. Käesolevas töös kasutati mudelites ainult COVID-19 esimest lainet, seega võiks edaspidi uuringusse kaasata 2020. aasta lõpu ja 2021. aasta alguse andmed, kui leidis aset pandeemia teine laine.

KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli leida, kas ja millist mõju on COVID-19 avaldanud Eesti ja Rootsi elukondliku kinnisvara hindadele. COVID-19 mõju kinnisvarahindadele on oluline uurida, sest kinnisvara hinnad peegeldavad majanduse hetkeseisu, mistõttu võivad uuringu tulemused anda aimu majanduse olukorrast. Uuringu perioodiks osutus 2005. aasta esimene kvartal 2020. aasta kolmanda kvartalini. Uuringus kasutatavad andmed pärinesid Eesti Panga, Eesti Statistikaameti, OECD, Rootsi Statistikaameti ja Eurostat andmebaasidest. Uuritavateks riikideks valiti Eesti ja Rootsi, kuna Eestis kehtestati mitmeid piiranguid viirusega võitlemiseks, mis sisaldasid majandust jahendavaid meetmeid, kuid Rootsis olid piirangud pigem soovituslikud.

Lähtudes varem mainitud töö eesmärgist püstitas autor järgnevad uurimisküsimused:

1. Kas kinnisvarahindade mõjutegurite ja elukondliku kinnisvara hindade vahel esineb statistiliselt oluline seos? Mis suunaline see on?
2. Kas ja kui palju COVID-19 on avaldanud mõju elukondliku kinnisvara hindadele Eestis?
3. Kas ja kui palju COVID-19 on avaldanud mõju elukondliku kinnisvara hindadele Rootsis?
4. Kas COVID-19 mõju elukondliku kinnisvara hindadele on erinev Eestis ja Rootsis?

Uurimisküsimustele vastuste leidmiseks töötati läbi varasemad empiirilised uuringud elukondliku kinnisvara hindade mõjutegurite kohta ning varasemate kriiside kohta. Varasema kirjanduse põhjal otsustas autor sõltumatute muutujatena kasutada reaalse SKP kasvumäära, eluaasemelaenude reaalses intressimäära, töötuse määra, reaalses kasutatavat tulu. Sõltuvaks muutujaks valiti reaalne elukondliku kinnisvara hinnaindeks. COVID-19 mõju arvestamiseks loodi fiktiivne tunnus, andes 2020. aasta kvartalitele väärtuseks 1 ning ülejäänud perioodile väärtuseks 0.

Kvartaalsed andmed korrigeeriti sesoonselt, kasutades X-12-ARIMA meetodit ning seejärel kontrolliti aegridade statsionaarsust Dickey-Fulleri ühikjuure testiga. Järgnevas viidi statsionaarsete aegridadega läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüs. Korrelatsioonanalüüsi käigus leiti, et Eesti puhul on elukondliku kinnisvara hindadel kõige tugevam statistiliselt oluline positiivne seos SKP kasvumääraga. Lisaks leiti statistiliselt oluline positiivne seos reaalse kasutava

tuluga ning negatiivne seos töötuse määraga. Ainsana tuli statistiliselt mitteoluliseks näitajaks eluasemelaenude reaalne intressimäär, mille seos oli samasuunaline ning autori jaoks ebaloogiline. Seevastu Rootsi elukondliku kinnisvara hinna ja intressimäära vaheline seos tuli positiivne ning statistiliselt oluline, mis jällegi ei olnud autori jaoks ootuspärane. Sarnaselt Eestiga, leiti Rootsi näitajate korrelatsioonanalüüsis, et elukondliku kinnisvara hindadel esineb positiivne statistiliselt oluline seos nii SKP kasvumääraga kui reaalse kasutatava tuluga. Töötuse määra seos oli negatiivne, kuid statistiliselt mitteoluline.

Järgnevalt koostati Eesti ja Rootsi kohta regressioonimudelid. Esialgsed mudelid tulid mõlemal juhul valed, mistõttu otsustas autor lisada viitajad töötuse määrale ning kasutatavale tulule ja kasutada töötuse määra logaritmitud näitajat. Viitaegade valikul hinnati erinevate mudelite korrigeeritud determinatsioonikordajaid. Lõplikus Eesti mudelis kasutati töötuse määra puhul kahe kvartali ja kasutava tulu puhul ühe kvartali pikkust viitaega. Mudelis tulid kõik näitajad ja mudel tervikuna statistiliselt oluline, mudel kirjelduvõimeks saadi 63,94%. Mudelist selgus, et COVID-19 kriisi ajal kasvasid kinnisvarahinnad tavapärasest rohkem, mis ei olnud ootuspärane, kuid autor järeldas, et see võib olla tingitud inimeste ebakindluse kasvamisest.

Rootsi mudeli parandamiseks asendas autor töötuse määra logaritmitud tööhõivega ning lisis mudelisse logaritmitud ehituskulutuste indeksi. Sarnaselt kasutatavale tulule lisati näitajatele viitajad, võrreldes mudelite korrigeeritud determinatsioonikordajaid. Rootsi lõplikus mudelis tulid kõik näitajad peale COVID-19 kriisi statistiliselt olulised, mistõttu eemaldas autor kriisi mõju arvestava fiktiivse tunnuse. Sellest järeldati, et Rootsi elukondliku kinnisvara hindadele COVID-19 mõju ei avaldanud. Mudeli kirjelduvõimeks saadi 48,17% ning mudel tervikuna tuli statistiliselt oluline. Nii Eesti kui Rootsi mudelis tuli reaalne eluasemelaenude intressimäär statistiliselt oluline, kuid positiivse suunaga. Tuginedes varasematele uuringutele on seose suund ebaloogiline, mistõttu võiks järgnevates uurigutes kasutada mõnda teist lühiajalist intressimäära.

Veel võiks edaspidi uurida pikemat ajaperioodi, kuhu oleks kaasatud töö kirjutamise ajal aktiivne COVID-19 teine laine ning mudelite kirjelduvõime parandamiseks tuleks kaasata lisamuutujaid. Kokkuvõttes leidis autor, et Eestis, kus piirangud olid võrreldes Rootsiiga karmimad, kasvasid kinnisvarahinnad tavapärasest rohkem. Hinnatõusu võib seletada inimeste ebakindluse kasvamisega, mistõttu hakati rohkem investeerima kinnisvarasse, et säilitada kindlustunnet. Seega põhjustasid karmimad piirangud inimeste kindlustunde vähenemist, mis omakorda viis kinnisvarahindade tõusule.

SUMMARY

THE IMPACT OF COVID-19 ON HOUSE PRICES IN ESTONIA AND SWEDEN

Anna-Ly Sofie Ruusmaa

The aim of this bachelor's thesis was to find the impact of COVID-19 on house prices in Estonia and Sweden. It is important to pay attention on this topic, because real estate prices reflect the current situation of the economy. Therefore, the result of the analysis may give an idea of the economic situation. The period of the analysis is from 2005 first quarter till 2020 third quarter. The data used in the study is collected from Estonian Bank, Statistics Estonia, OECD, Statistics Sweden and Eurostat databases. Estonia and Sweden were chosen, because Estonia went into lockdown to reduce the spread of the virus. The lockdown involved several restrictions measures that slowed down the economy. On the other hand the restrictions in Sweden were rather indicative.

Based on the aim of this paper, the author posed the following research questions:

1. Is there a statistically significant correlation between the house price indicators and house prices? What is the direction of the relationship?
2. Whether and how much COVID-19 has affected house prices in Estonia?
3. Whether and how much COVID-19 has affected house prices in Sweden?
4. Has the COVID-19 impact on the house prices been different in Estonia and Sweden?

Previous empirical studies on indicators affecting house prices and previous crises were examined to find answers to the research questions. Based on previous studies, the author decided to use the real GDP growth rate, the real interest rate of housing loans, the unemployment rate, real disposable income as independent variables and the real house price index as the dependent variable. To take into account the COVID-19 impact a dummy variable was created, giving a value of 1 for the 2020 quarters and 0 for the rest of the period.

Quarterly data were seasonally adjusted using the X-12-ARIMA method and then the stationarity of the time series were tested using Dickey-Fuller unit root test. Next, correlation and regression analysis were constructed using stationary time series. As a result of correlation analysis, the house prices in Estonia have the strongest statistically significant positive correlation with the real GDP growth rate. In addition, a significant positive correlation was found with real disposable income

and a negative correlation with unemployment rate. The only insignificant indicator was the real interest rate of housing loans, which had a positive relationship with housing prices and was illogical for the author. On the other hand, the correlation between house prices and real interest rate of housing loans in Sweden, were positive and significant, which again was not expected by the author. Compared to Estonia, the correlation analysis of Sweden house price indicators found out that the real house prices in Sweden have a positive significant relationship with both, the real GDP growth rate and real disposable income. The correlation between house prices and unemployment rate was negative, but insignificant.

As follows, regression models for Estonia and Sweden were composed. In both cases, the initial models were incorrect so the author decided to add lags for the unemployment rate and real disposable income, and to use logarithmic unemployment rate. To choose the lag orders, author compared different models adjusted coefficients of determinations. In the final Estonian model, a two-quarter lag was used for the unemployment rate and one-quarter lag was used for the real disposable income. All the indicators and model as a whole, were statistically significant and the descriptive capacity of the model was 63.94%. The model showed that during the COVID-19, house prices rose more than usual, which was not expected, but the author concluded, that this may be caused by growing insecurity in society.

To improve the Swedish model, the author replaced the unemployment rate with logarithmic employment and also added logarithmic construction cost index in the model. Similar to the real disposable income, lags were added to indicators by comparing the adjusted coefficient of determination. In the Swedish final model, all indicators except the COVID-19 were statistically significant, so the author removed the dummy variable that took into account the impact of crisis. It was concluded that the COVID-19 crisis did not affect house prices in Sweden. The descriptiveness of the model was 48.17% and the model as whole was statistically significant. In both the Estonian and the Swedish models, the real interest rate of housing loans were significant but in a positive direction. Based on previous studies, the direction of the relationship is unexpected, so another short-term interest rate should be used in the future researches.

In addition, a longer time period could be further explored, including the second wave of COVID-19, which is active at the time of writing this paper and additional variables should be included to improve the descriptiveness of the model. In conclusion, the author found that in Estonia, where restrictions were stricter than in Sweden, house prices increased more than usual. It can be

explained by growing insecurity of people, which led to invest more in real estate to maintain confidence. Thus, the stricter restrictions caused a decrease in confidence, which in turn led to increase in house prices.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Abelson, P., Joyeux, R., Milunovich, G., Chung, D. (2005). Explaining house prices in Australia: 1970-2003. *Economic Record*, 81 (1), S96-S103.
- Açikgöz, Ö., Günay, A. (2020). The early impact of the Covid-19 pandemic on the global and Turkish economy. *Turkish Journal of Medical Sciences*, 50, 520-526.
- Allen-Coghlan, M., McQuinn, K. (2020). Property prices and Covid-19 related administrative closures: What are the implications?. *Economic and Social Research Institute*, No. 661.
- Andersen, A. L., Hansen, E. T., Johannesen, N., Sheridan, A. (2020). Pandemic, shutdown and consumer spending: Lessons from Scandinavian policy responses to COVID-19. *ArXiv.org Papers*, No. 2005.04630.
- Apergis, N. (2003). Housing prices and macroeconomic factors: Prospects within the European Monetary Union. *International Real Estate Review*, 6 (1), 63-74.
- Belke, A., Keil, J. (2018). Fundamental determinants of real estate prices: a panel study of German regions. *International Advances in Economic Research*, 24, 24-45.
- Branten, E., Karolin, S., Kask, J., Kraavik, R., Nõmmik, R., Raudsaar, T., Saapar, I., Saluveer, K., Tamm, M., Tischler, U., Töld, E., Törs, J., Uiboaid, A. (2018). *Finantsstabiilsuse Ülevaade 1/2018*. Eesti Pank. Kättesaadav: <https://www.eestipank.ee/publikatsioon/finantsstabiilsuse-ulevaade/2018/finantsstabiilsuse-ulevaade-12018>, 24. märts 2021.
- Campbell, J. Y., Cocco, J. F. (2003). Household risk management and optimal mortgage choice. *Quarterly Journal of Economics*, 118 (4), 1449-1494.
- Ceccato, V., Wilhelmsson, M. (2011). The impact of crime on apartment prices: evidence from Stockholm, Sweden. *Geografiska Annaler: Series B, Human Geography*, 93 (1), 81-103.
- Correia, S., Luck, S., Verner, E. (2020). Pandemics depress the economy, public health interventions do not: Evidence from the 1918 Flu. *SSRN Electronic Journal*.
- Del Giudice, V., De Paola, P., Del Giudice, F. (2020). COVID-19 infects real estate markets: short and mid-run effects on housing prices in Campania region (Italy). *Social Sciences*, 9 (7), 1-18.
- Downes, T. A., Zabel, J. E. (2002). The impact of school characteristics on house prices: Chicago 1987–1991. *Journal of Urban Economics*, 52 (1), 1-25.

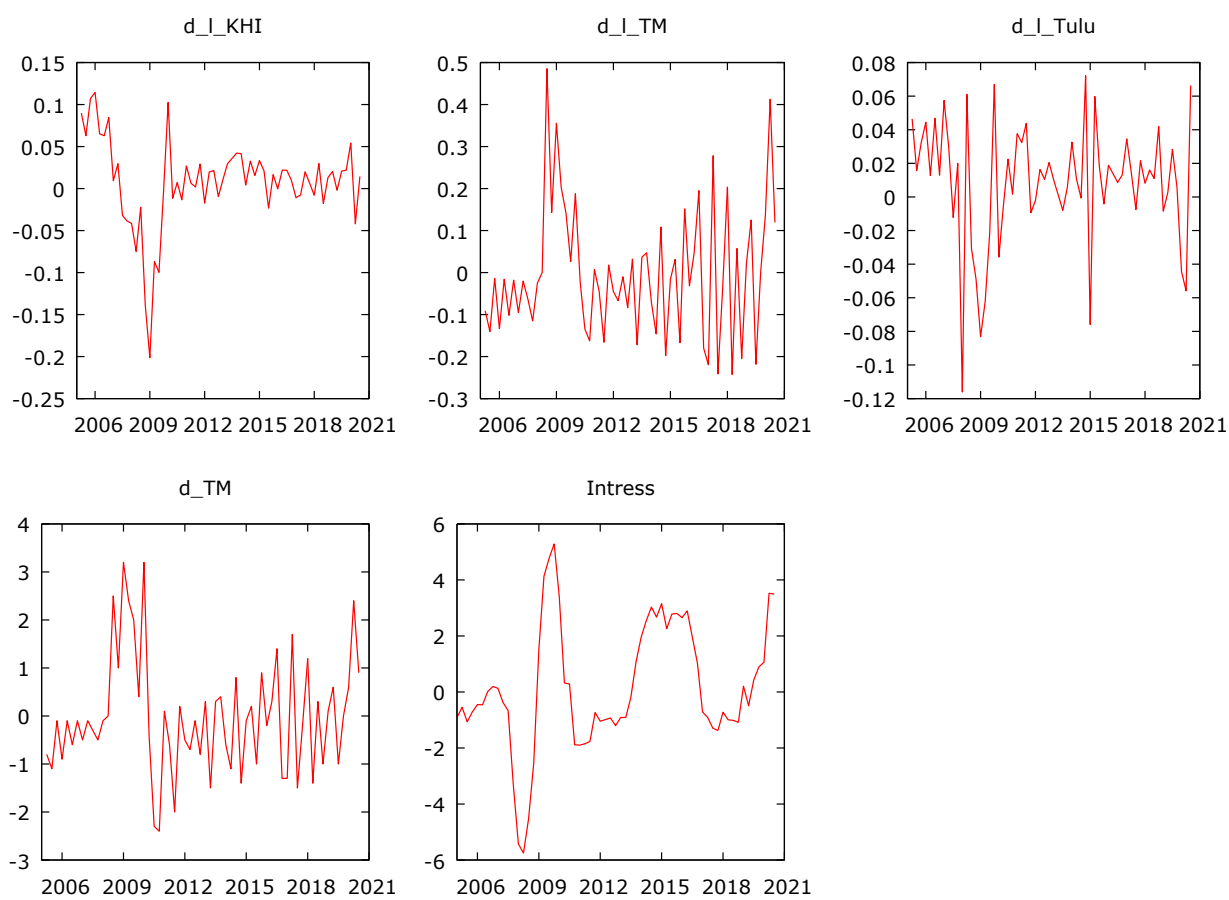
- Dröes, M. I., Minne, A. (2016). Do the determinants of house prices change over time? Evidence from 200 years of transactions data. *23rd Annual European Real Estate Society Conference in Regensburg, Germany*.
- Eesti Pank (2021). 3. Kodumajapidamistele antud laenude intressimäärad laenuliigi ja valuuta lõikes. [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://statistika.eestipank.ee/#/et/p/979/r/1073/922>, 19. märts 2021.
- Eesti Pank (2021). 3. Kodumajapidamistele antud laenude jääk ja arv laenuliigi, valuuta ja tagatise lõikes (miljon eurot). [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://statistika.eestipank.ee/#/et/p/650/r/1172/1021>, 19. märts 2021.
- Eesti Statistikaamet (2021). RAA0014: kogumajanduse kasutatav tulu, sääst ja netolaenuandmine/-võtmine jooksevhindades (ESA 2010) (kvartalid). [E-andmebaas]. Kättesaadav: [https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus__rahvamajanduse-arvepidamine__sisemajanduse-koguprodukt-\(skp\)__pehilised-rahvamajanduse-arvepidamise-naitajad/RAA0014](https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus__rahvamajanduse-arvepidamine__sisemajanduse-koguprodukt-(skp)__pehilised-rahvamajanduse-arvepidamise-naitajad/RAA0014), 23. märts 2021.
- Egert, B., Mihaljek, D. (2007). Determinants of house prices in Central and Eastern Europe. *Comparative Economic Studies*, 49, 367-388.
- Englund, P., Ioannides, Y. M. (1997). House price dynamics: an international empirical perspective. *Journal of Housing Economics*. 6 (2), 119-136.
- Eurostat (2021). Adjusted gross disposable income of households per capita [Online]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/sdg_10_20/default/table?lang=en, 19. märts 2021.
- Eurostat (2021). Construction cost (or producer prices), new residential buildings - quarterly data. [Online]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/STS_COPI_Q__custom_838436/default/table, 16. aprill 2021.
- Eurostat (2021). House price index - quarterly data (Data Browser) [Online]. Kättesaadav: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tipsho40/default/table?lang=en>, 19. märts 2021.
- Eurostat (2021). Real GDP per capita (Data Browser) [Online]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/sdg_08_10/default/table?lang=en, 18.märts 2021.
- Eurostat (2021). Unemployment by sex and age – quarterly data. [Online]. Kättesaadav: https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=une_rt_q&lang=en, 23. märts 2021.
- Goodhart, C., Hofmann, B. (2008). House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, 24 (1), 180-205.

- Hazam, S., Felsenstein, D. (2007). Terror, fear and behaviour in the Jerusalem housing market. *Urban Studies*, 44 (13), 2529-2546.
- Holmberg, U., Janzen, H., Oscarius, L., Santen, P., Spector, E. (2015). *An analysis of the fixation period for Swedish mortgages*. Economic Commentaries, No.7. Kättesaadav: http://archive.riksbank.se/Documents/Rapporter/Ekonomiska_kommentarer/2015/rap_e_k_kom_nr7_150602_eng.pdf, 24. märts 2021.
- Jadevicius, A. (2016). Macro-determinants of the Lithuanian housing market: a test for Granger causality. *Journal of Baltic Studies*, 47 (3), 385-398.
- Maa-amet, tehingute andmebaas (2021). Kinnisvara hinnastatistika päringud [E-andmebaas]. Kättesaadav: <http://www.maaamet.ee/kinnisvara/htraru/Start.aspx>, 22. veebruar 2021.
- OECD (2021). Quarterly National Accounts: Population and Employment - national concept. [Online]. Kättesaadav: <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=350#>, 16. aprill 2021.
- OECD (2021). Quarterly National Accounts: Quarterly Growth Rates of real GDP, change over previous quarter. [Online]. Kättesaadav: <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=9185>, 24. märts 2021.
- Paas, T. (1995). *Sissejuhatus ökonomeetriasse*. 329. Tartu: Tartu Ülikooli kirjastus.
- Quian, X., Qui, S., Zhang, G. (2021). The impact of COVID-19 on housing price: Evidence from China. *Finance Research Letters*, ilmumas.
- Ruusmaa, A. S. (2021). *Mudelid kasutatavad andmed*. Kättesaadav: <https://docs.google.com/spreadsheets/d/1tfrA9JiokAO6h9-IhKIrFeM0P4HoQCFxhsW00A4AkeY/edit?usp=sharing>, 16. aprill 2021.
- Statistics Sweden (2021). Disposable income of households (ESA2010) by transaction item, observations and quarter. [Online]. Kättesaadav: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/en/ssd/START__NR__NR0103__NR0103C/HusDispInkENS2010Kv/?rxid=20021d0d-8edf-421c-b97d-ed1682efb524, 24. märts 2021.
- Statistics Sweden (2021). Lending rates to households and non-financial corporations, percent by reference sector, counterparty sector, agreement, original rate fixation and month. [Online]. Kättesaadav: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/en/ssd/START__FM__FM5001__FM5001C/RantaT01N/, 23. märts 2021.
- Statistics Sweden (2021). Lending rates to households for housing loans, percent by reference sector, counterparty sector, agreement, original rate fixation and month. [Online]. Kättesaadav: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/en/ssd/START__FM__FM5001__FM5001C/RantaT04N/table/tableViewLayout1/#, 19. märts 2021.

- Statistics Sweden (2021). Population aged 15-74 (LFS) by sex, age and labour status. Year 1970 – 2020 [Online]. Kättesaadav:
https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/en/ssd/START__AM__AM0401__AM0401A/NAKUBefolkning2Ar/#, 18.märts 2021.
- Statistics Sweden (2021). Sold real estate by month of acquisition and type of real estate. Year 1992–2019. [Online].
Kättesaadav:https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/en/ssd/START__BO__BO0501__BO0501B/FastprisManadAr/#, 22. veebruar 2021.
- Wang, B. (2021). How does COVID-19 affect house prices? A cross-city analysis. *Journal of Risk and Financial management*, 14 (2/47).
- Wong, G. (2008). Has SARS infected the property market? Evidence from Hong Kong. *Journal of Urban Economics*, 63 (1), 74-95.
- Xu, L., Tang, B. (2014). On the determinants of UK house prices. *International Journal of Economics and Research*, 5 (2), 57-64.
- Xu, T. (2017). The relationship between interest rates, income, GDP growth and house prices. *Research in Economics and Management*, 2 (1), 30-37.

LISAD

Lisa 1. Statsionaarsete ning logaritmitud andmete graafikud



Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 2. Eesti kinnisvara hinnaindeksi ADF test

k = 10: AIC = -184.925
 k = 9: AIC = -186.294
 k = 8: AIC = -188.273
 k = 7: AIC = -180.639
 k = 6: AIC = -182.354
 k = 5: AIC = -183.786
 k = 4: AIC = -183.198
 k = 3: AIC = -181.385
 k = 2: AIC = -183.272
 k = 1: AIC = -184.056
 k = 0: AIC = -166.694

Augmented Dickey-Fuller test for l_KHI
 testing down from 10 lags, criterion AIC
 sample size 54
 unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
 including 8 lags of $(1-L)l_KHI$
 model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: 1.23269e-005
 test statistic: $\tau_{nc}(1) = 0.0110777$
 asymptotic p-value 0.6863
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.005
 lagged differences: $F(8, 45) = 5.555 [0.0001]$

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2007:2-2020:3 (T = 54)
 Dependent variable: d_l_KHI

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
l_KHI_1	1.23269e-05	0.00111277	0.01108	0.6863	
$d_l_KHI_1$	0.482608	0.138763	3.478	0.0011	***
$d_l_KHI_2$	0.124189	0.160403	0.7742	0.4428	
$d_l_KHI_3$	0.211549	0.167524	1.263	0.2132	
$d_l_KHI_4$	-0.504276	0.161258	-3.127	0.0031	***
$d_l_KHI_5$	0.357078	0.158327	2.255	0.0290	**
$d_l_KHI_6$	-0.0141645	0.163764	-0.08649	0.9315	
$d_l_KHI_7$	0.143285	0.164085	0.8732	0.3872	
$d_l_KHI_8$	-0.376013	0.136838	-2.748	0.0086	***

AIC: -195.455 BIC: -177.554 HQC: -188.552

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 3. Rootsi kinnisvara hinnaindeksi ADF test

k = 10: AIC = -294.805
k = 9: AIC = -294.568
k = 8: AIC = -291.903
k = 7: AIC = -292.399
k = 6: AIC = -293.803
k = 5: AIC = -294.880
k = 4: AIC = -296.534
k = 3: AIC = -298.350
k = 2: AIC = -298.400
k = 1: AIC = -299.910
k = 0: AIC = -283.709

with constant and trend
including one lag of (1-L)l_KHI
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
estimated value of (a - 1): -0.0935221
test statistic: tau_ct(1) = -2.69222
asymptotic p-value 0.2398
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.021

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2005:3-2020:3 (T = 61)
Dependent variable: d_l_KHI

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.390098	0.142003	2.747	0.0080	***
l_KHI_1	-0.0935221	0.0347379	-2.692	0.2398	
d_l_KHI_1	0.598307	0.104912	5.703	4.39e-07	***
time	0.000916680	0.000388580	2.359	0.0218	**

AIC: -350.972 BIC: -342.528 HQC: -347.663

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 4. Eesti reaalse SKP kasvumäära ADF test

k = 10: AIC = 240.289
k = 9: AIC = 238.298
k = 8: AIC = 236.335
k = 7: AIC = 235.169
k = 6: AIC = 234.973
k = 5: AIC = 234.155
k = 4: AIC = 232.288
k = 3: AIC = 230.765
k = 2: AIC = 230.220
k = 1: AIC = 230.497
k = 0: AIC = 229.749

Augmented Dickey-Fuller test for SKP
testing down from 10 lags, criterion AIC
sample size 62
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
including 0 lags of (1-L)SKP
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.611423
test statistic: $\tau_{nc}(1) = -5.1518$
p-value 1.18e-006
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.096

Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2005:2-2020:3 (T = 62)
Dependent variable: d_SKP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
SKP_1	-0.611423	0.118681	-5.152	1.18e-06 ***

AIC: 270.052 BIC: 272.18 HQC: 270.888

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 5. Rootsi reaalse SKP kasvumäära ADF test

k = 10: AIC = 200.967
 k = 9: AIC = 203.931
 k = 8: AIC = 205.035
 k = 7: AIC = 203.049
 k = 6: AIC = 202.320
 k = 5: AIC = 201.469
 k = 4: AIC = 201.055
 k = 3: AIC = 205.700
 k = 2: AIC = 204.273
 k = 1: AIC = 202.513
 k = 0: AIC = 203.472

test with constant
 including 10 lags of (1-L)SKP
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: -2.40538
 test statistic: $\tau_c(1) = -3.60053$
 asymptotic p-value 0.00578
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.016
 lagged differences: $F(10, 40) = 2.166 [0.0410]$

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2007:4-2020:3 (T = 52)
 Dependent variable: d_SKP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.964525	0.375418	2.569	0.0140	**
SKP_1	-2.40538	0.668063	-3.601	0.0058	***
d_SKP_1	0.899924	0.650238	1.384	0.1740	
d_SKP_2	1.42889	0.583799	2.448	0.0189	**
d_SKP_3	1.72726	0.555103	3.112	0.0034	***
d_SKP_4	1.64941	0.504883	3.267	0.0022	***
d_SKP_5	1.00795	0.485009	2.078	0.0442	**
d_SKP_6	0.303028	0.407178	0.7442	0.4611	
d_SKP_7	0.662071	0.383313	1.727	0.0918	*
d_SKP_8	0.620855	0.387213	1.603	0.1167	
d_SKP_9	0.872443	0.351855	2.480	0.0175	**
d_SKP_10	0.607035	0.303271	2.002	0.0521	*

AIC: 200.967 BIC: 224.382 HQC: 209.944

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 6. Eesti töötuse määra ADF test

k = 10: AIC = 179.800
k = 9: AIC = 177.928
k = 8: AIC = 176.066
k = 7: AIC = 175.238
k = 6: AIC = 173.614
k = 5: AIC = 172.405
k = 4: AIC = 170.484
k = 3: AIC = 168.715
k = 2: AIC = 173.632
k = 1: AIC = 174.683
k = 0: AIC = 176.137

test with constant
including 3 lags of (1-L)TM
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
estimated value of (a - 1): -0.121516
test statistic: $\tau_c(1) = -2.85649$
asymptotic p-value 0.05062
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.025
lagged differences: $F(3, 54) = 5.419 [0.0025]$

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2006:1-2020:3 (T = 59)
Dependent variable: d_TM

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	1.03057	0.373746	2.757	0.0079	***
TM_1	-0.121516	0.0425405	-2.856	0.0506	*
d_TM_1	0.157195	0.123237	1.276	0.2076	
d_TM_2	0.228858	0.127891	1.789	0.0791	*
d_TM_3	0.358883	0.131444	2.730	0.0085	***

AIC: 184.143 BIC: 194.531 HQC: 188.198

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 7. Rootsi töötuse määra ADF test

k = 10: AIC = 29.3715
k = 9: AIC = 27.3919
k = 8: AIC = 25.4240
k = 7: AIC = 24.0803
k = 6: AIC = 22.2844
k = 5: AIC = 20.3971
k = 4: AIC = 18.6109
k = 3: AIC = 16.9969
k = 2: AIC = 16.5796
k = 1: AIC = 21.6654
k = 0: AIC = 30.6229

test with constant
including 2 lags of (1-L)TM
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
estimated value of (a - 1): -0.116946
test statistic: $\tau_c(1) = -2.54405$
asymptotic p-value 0.1051
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.107
lagged differences: $F(2, 56) = 11.907 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2005:4-2020:3 (T = 60)
Dependent variable: d_TM

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.873774	0.339409	2.574	0.0127	**
TM_1	-0.116946	0.0459686	-2.544	0.1051	
d_TM_1	0.416049	0.117457	3.542	0.0008	***
d_TM_2	0.291308	0.112701	2.585	0.0124	**

AIC: 18.1061 BIC: 26.4835 HQC: 21.383

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 8. Eesti eluasemelaenu realse intressimäär ADF test

k = 10: AIC = 141.124
 k = 9: AIC = 140.603
 k = 8: AIC = 140.010
 k = 7: AIC = 138.150
 k = 6: AIC = 140.485
 k = 5: AIC = 142.351
 k = 4: AIC = 140.983
 k = 3: AIC = 147.684
 k = 2: AIC = 146.117
 k = 1: AIC = 152.790
 k = 0: AIC = 172.069

with constant and trend
 including 7 lags of (1-L)Intress
 model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 estimated value of (a - 1): -0.363712
 test statistic: tau_ct(1) = -3.68668
 asymptotic p-value 0.02315
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.015
 lagged differences: F(7, 45) = 9.695 [0.0000]

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2007:1-2020:3 (T = 55)
 Dependent variable: d_Intress

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.514106	0.294617	-1.745	0.0878	*
Intress_1	-0.363712	0.0986555	-3.687	0.0232	**
d_Intress_1	0.424168	0.136944	3.097	0.0034	***
d_Intress_2	0.673738	0.156855	4.295	9.19e-05	***
d_Intress_3	0.377735	0.172331	2.192	0.0336	**
d_Intress_4	-0.433626	0.140735	-3.081	0.0035	***
d_Intress_5	-0.0318326	0.154613	-0.2059	0.8378	
d_Intress_6	0.217253	0.148430	1.464	0.1502	
d_Intress_7	0.319181	0.155639	2.051	0.0461	**
time	0.0167268	0.00775977	2.156	0.0365	**

AIC: 142.096 BIC: 162.169 HQC: 149.859

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 9. Rootsi eluasemelaenude reaalse intressimäära ADF test

k = 10: AIC = 77.0908
k = 9: AIC = 75.1027
k = 8: AIC = 75.0509
k = 7: AIC = 74.0408
k = 6: AIC = 72.3253
k = 5: AIC = 70.3254
k = 4: AIC = 68.7669
k = 3: AIC = 68.3935
k = 2: AIC = 68.3713
k = 1: AIC = 66.4498
k = 0: AIC = 64.9713

Augmented Dickey-Fuller test for Intress
testing down from 10 lags, criterion AIC
sample size 62
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
including 0 lags of (1-L)Intress
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.0608355
test statistic: $\tau_{nc}(1) = -2.07232$
p-value 0.03761
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.113

Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2005:2-2020:3 (T = 62)
Dependent variable: d_Intress

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
Intress_1	-0.0608355	0.0293562	-2.072	0.0376	**

AIC: 77.4704 BIC: 79.5976 HQC: 78.3056

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 10. Eesti logaritmitu reaalse kasutatava tulu ADF test

k = 10: AIC = -186.129
k = 9: AIC = -187.299
k = 8: AIC = -184.106
k = 7: AIC = -180.898
k = 6: AIC = -181.694
k = 5: AIC = -183.682
k = 4: AIC = -185.010
k = 3: AIC = -186.942
k = 2: AIC = -188.574
k = 1: AIC = -189.903
k = 0: AIC = -191.063

Augmented Dickey-Fuller test for l_Tulu
testing down from 10 lags, criterion AIC
sample size 62
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
including 0 lags of $(1-L)l_Tulu$
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$
estimated value of $(a - 1)$: 0.000993104
test statistic: $\tau_{nc}(1) = 1.7548$
p-value 0.9799
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.067

Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2005:2-2020:3 (T = 62)
Dependent variable: d_l_Tulu

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
l_Tulu_1	0.000993104	0.000565936	1.755	0.9799

AIC: -231.942 BIC: -229.815 HQC: -231.107

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 11. Rootsi logaritmitud reaalse kasutatava tulu ADF test

k = 10: AIC = -191.163
k = 9: AIC = -192.577
k = 8: AIC = -192.303
k = 7: AIC = -194.212
k = 6: AIC = -196.161
k = 5: AIC = -197.842
k = 4: AIC = -199.809
k = 3: AIC = -201.778
k = 2: AIC = -203.274
k = 1: AIC = -205.168
k = 0: AIC = -206.250

Augmented Dickey-Fuller test for l_Tulu
testing down from 10 lags, criterion AIC
sample size 62
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
including 0 lags of $(1-L)l_Tulu$
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$
estimated value of $(a - 1)$: 0.000485276
test statistic: $\tau_{nc}(1) = 1.31392$
p-value 0.9509
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.131

Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2005:2-2020:3 (T = 62)
Dependent variable: d_l_Tulu

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
l_Tulu_1	0.000485276	0.000369335	1.314	0.9509

AIC: -251.192 BIC: -249.065 HQC: -250.357

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 12. Eesti andmete korrelatsioonimaatriks

Correlation coefficients, using the observations 2005:2 - 2020:3
 5% critical value (two-tailed) = 0.2500 for n = 62

d_1_KHI	SKP	Intress	d_TM	d_1_Tulu	
1.0000	0.6341	0.0622	-0.3378	0.4085	d_1_KHI
	1.0000	-0.0354	-0.4132	0.6474	SKP
		1.0000	0.2990	-0.0009	Intress
			1.0000	-0.4864	d_TM
				1.0000	d_1_Tulu
					COVID
				0.0052	d_1_KHI
				-0.1895	SKP
				0.2496	Intress
				0.2464	d_TM
				-0.1208	d_1_Tulu
				1.0000	COVID

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 13. Rootsi andmete korrelatsioonimaatriks

Correlation coefficients, using the observations 2005:2 - 2020:3
 5% critical value (two-tailed) = 0.2500 for n = 62

d_1_KHI	SKP	Intress	d_TM	d_1_Tulu	
1.0000	0.3479	0.3896	-0.2005	0.2618	d_1_KHI
	1.0000	-0.0625	-0.3705	0.5998	SKP
		1.0000	0.1541	0.0273	Intress
			1.0000	-0.3045	d_TM
				1.0000	d_1_Tulu
					COVID
				-0.0817	d_1_KHI
				-0.1338	SKP
				-0.1070	Intress
				0.3951	d_TM
				0.0295	d_1_Tulu
				1.0000	COVID

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 14. Esialgne regressioonimudel Eesti näitajate kohta

Model 7: OLS, using observations 2005:2-2020:3 (T = 62)

Dependent variable: d_1_KHI

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.00223159	0.00596244	-0.3743	0.7096	
SKP	0.0151340	0.00390243	3.878	0.0003	***
Intress	0.00238242	0.00237651	1.002	0.3204	
d_TM	-0.00750325	0.00745602	-1.006	0.3186	
d_1_Tulu	-0.104395	0.247433	-0.4219	0.6747	
COVID	0.0327305	0.0234006	1.399	0.1674	
Mean dependent var	0.007669	S.D. dependent var	0.052697		
Sum squared resid	0.094695	S.E. of regression	0.041122		
R-squared	0.440981	Adjusted R-squared	0.391069		
F(5, 56)	11.63181	P-value(F)	9.92e-08		
Log-likelihood	113.0368	Akaike criterion	-214.0735		
Schwarz criterion	-201.3107	Hannan-Quinn	-209.0625		
rho	0.120593	Durbin-Watson	1.728814		

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 12.7455

with p-value = 0.00170749

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: F(2, 54) = 8.76238

with p-value = $P(F(2, 54) > 8.76238) = 0.000506183$

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 15. Lõplik regressioonimudel Eesti näitajate kohta

Model 14: OLS, using observations 2005:4-2020:3 (T = 60)

Dependent variable: d_1_KHI

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.00775768	0.00422686	-1.835	0.0720	*
SKP	0.0110301	0.00148266	7.439	<0.0001	***
Intress	0.00470320	0.00145482	3.233	0.0021	***
d_1_TM_2	-0.104816	0.0479847	-2.184	0.0333	**
d_1_Tulu_1	0.584501	0.109592	5.333	<0.0001	***
COVID	0.0337021	0.00732865	4.599	<0.0001	***
Mean dependent var	0.005379	S.D. dependent var	0.051959		
Sum squared resid	0.057438	S.E. of regression	0.032614		
R-squared	0.639400	Adjusted R-squared	0.606011		
F(5, 54)	27.58381	P-value(F)	9.49e-14		
Log-likelihood	123.4053	Akaike criterion	-234.8106		
Schwarz criterion	-222.2445	Hannan-Quinn	-229.8953		
rho	0.021409	Durbin-Watson	1.859560		

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 3.53783

with p-value = 0.170518

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: F(2, 52) = 2.07278

with p-value = P(F(2, 52) > 2.07278) = 0.136108

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 16. Esialgne regressioonimudel Rootsi näitajate kohta

Model 11: OLS, using observations 2005:2-2020:3 (T = 62)

Dependent variable: d_1_KHI

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.00023689	0.00353105	-0.06709	0.9467	
	6				
SKP	0.00338531	0.00193684	1.748	0.0860	*
Intress	0.00651440	0.00162929	3.998	0.0002	***
d_TM	-0.00846899	0.00408722	-2.072	0.0429	**
d_1_Tulu	0.000194513	0.0598867	0.003248	0.9974	
COVID	0.00627871	0.00656394	0.9565	0.3429	
Mean dependent var	0.010992	S.D. dependent var	0.016748		
Sum squared resid	0.011720	S.E. of regression	0.014467		
R-squared	0.315012	Adjusted R-squared	0.253853		
F(5, 56)	5.165878	P-value(F)	0.000575		
Log-likelihood	177.8076	Akaike criterion	-343.6151		
Schwarz criterion	-330.8523	Hannan-Quinn	-338.6041		
rho	0.420418	Durbin-Watson	1.152655		

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 4.21503

with p-value = 0.12154

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: F(2, 54) = 3.90791

with p-value = $P(F(2, 54) > 3.90791) = 0.0259981$

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 17. Rootsi logaritmitud reaalse ehituskulutuste indeksi ADF test

k = 10: AIC = -338.780
 k = 9: AIC = -338.803
 k = 8: AIC = -340.799
 k = 7: AIC = -342.590
 k = 6: AIC = -343.029
 k = 5: AIC = -344.998
 k = 4: AIC = -342.588
 k = 3: AIC = -337.553
 k = 2: AIC = -335.903
 k = 1: AIC = -336.221
 k = 0: AIC = -337.873

Augmented Dickey-Fuller test for l_CCost
 testing down from 10 lags, criterion AIC
 sample size 57
 unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
 including 5 lags of $(1-L)l_CCost$
 model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: $-7.42222e-005$
 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -0.314077$
 asymptotic p-value 0.5728
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.006
 lagged differences: $F(5, 51) = 3.511 [0.0084]$

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2006:3-2020:3 (T = 57)
 Dependent variable: d_l_CCost

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
l_CCost_1	$-7.42222e-05$	0.000236318	-0.3141	0.5728	
$d_l_CCost_1$	-0.00536296	0.155346	-0.03452	0.9726	
$d_l_CCost_2$	0.208278	0.163868	1.271	0.2095	
$d_l_CCost_3$	0.420555	0.156513	2.687	0.0097	***
$d_l_CCost_4$	-0.267104	0.167185	-1.598	0.1163	
$d_l_CCost_5$	-0.343971	0.166107	-2.071	0.0435	**

AIC: -380.559 BIC: -368.301 HQC: -375.795

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 18. Rootsi logaritmitud tööhõive ADF test

k = 10: AIC = -407.387
k = 9: AIC = -406.676
k = 8: AIC = -408.383
k = 7: AIC = -409.772
k = 6: AIC = -410.917
k = 5: AIC = -411.890
k = 4: AIC = -412.410
k = 3: AIC = -414.336
k = 2: AIC = -415.413
k = 1: AIC = -414.541
k = 0: AIC = -402.643

with constant and trend
including 2 lags of (1-L) l_{TH}
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
estimated value of (a - 1): -0.123826
test statistic: $\tau_{ct}(1) = -2.62244$
asymptotic p-value 0.2701
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.040
lagged differences: $F(2, 55) = 10.401 [0.0001]$

Augmented Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2005:4-2020:3 (T = 60)
Dependent variable: $d_{l_{TH}}$

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	1.03814	0.395065	2.628	0.0111	**
l_{TH}_1	-0.123826	0.0472178	-2.622	0.2701	
$d_{l_{TH}_1}$	0.359403	0.129812	2.769	0.0077	***
$d_{l_{TH}_2}$	0.331826	0.158296	2.096	0.0407	**
time	0.000308155	0.000133526	2.308	0.0248	**

AIC: -481.553 BIC: -471.082 HQC: -477.457

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 19. Lõplik regressioonimudel Rootsi näitajate kohta

Model 12: OLS, using observations 2005:4-2020:3 (T = 60)
Dependent variable: d_1_KHI

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.00215441	0.00295069	-0.7301	0.4685	
SKP	0.00359724	0.00102944	3.494	0.0010	***
Intress	0.00685971	0.00146762	4.674	<0.0001	***
d_1_Tulu_2	-0.176071	0.0647633	-2.719	0.0088	***
d_1_CCost_2	0.737549	0.222321	3.318	0.0016	***
d_1_TH_1	0.927056	0.374349	2.476	0.0164	**
Mean dependent var	0.010519	S.D. dependent var	0.016699		
Sum squared resid	0.008527	S.E. of regression	0.012566		
R-squared	0.481724	Adjusted R-squared	0.433736		
F(5, 54)	10.03833	P-value(F)	7.85e-07		
Log-likelihood	180.6292	Akaike criterion	-349.2583		
Schwarz criterion	-336.6923	Hannan-Quinn	-344.3430		
rho	0.170687	Durbin-Watson	1.554588		

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 1.33331

with p-value = $P(F(4, 50) > 1.33331) = 0.270583$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 28.7151

with p-value = $P(\text{Chi-square}(20) > 28.7151) = 0.0935219$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 2.08912

with p-value = 0.351847

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 52) = 2.1325$

with p-value = $P(F(2, 52) > 2.1325) = 0.128792$

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

Lisa 20. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Anna-Ly Sofie Ruusmaa

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „COVID-19 mõju elukondliku kinnisvara hindadele Eesti ja Rootsi näitel“, mille juhendaja on Signe Rosenberg,

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

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

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

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

_____ (kuupäev)

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.