

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Mariaana Ilves

**KINNISVARAHINDU MÕJUTAVAD TEGURID SAKSAMAA
NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala keskkonna- ja säästva arengu ökonoomika

Juhendaja: Signe Rosenberg, MA

Tallinn 2019

Deklareerin, et olen koostanud töö 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 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Mariaana Ilves

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 164319TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: mariaana.ilves@gmail.com

Juhendaja: Signe Rosenberg, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	6
1. TEOREETILINE RAAMISTIK	8
1.1. Nõudlus ja pakkumine kinnisvaraturul	9
1.2. Saksamaa kinnisvaraturg	10
1.3. Varasemad empiirilised uuringud	12
2. ANDMED JA METOODIKA	14
2.1. Mudelisse kaasatud muutujad	14
2.2. Andmed	15
2.3. Meetod	16
2.4. Hinnatava mudeli kontrollimine	18
3. ÕKONOMEETRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED	20
3.1 Muutujate vaheline seos ja esialgne mudel	20
3.2 Aegridade töötlemine	22
3.3 Diferentsitud näitajatega mudeli hindamine	23
3.4 Empiirilise analüüsi tulemused ja järeldused	27
KOKKUVÕTE	29
SUMMARY	31
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	33
LISAD	36
Lisa 1. Bakalaureusetöös kasutatud andmed	36
Lisa 2. Korrelatsioonikordajate p-väärtused	40
Lisa 3. Esialgne mudel	40
Lisa 4. Esialgse mudeli testid	40
Lisa 5. Mudelis kasutavate aegridade graafikud	42
Lisa 6. Diferentsitud aegridade graafikud	43
Lisa 7. Diferentsitud aegridadega mudel	43
Lisa 8. Populatsioonita mudel	44
Lisa 9. Lõplik pikaajaline mudel	44
Lisa 10. Mudeli testimise tulemused	45

Lisa 11. Viitaegadega mudel	45
Lisa 12. Lõplik lühiajaline mudel.....	46

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, millised faktorid, mis suunas ja millisel määral mõjutavad kinnisvarahindade muutumist Saksamaal ajaperioodil 1991 esimene kvartal kuni 2018 esimene kvartal. Kinnisvarasektor on majanduse üks olulisemaid sektoreid ning eraisiku varadest moodustab suurima osa eluase. Saksamaa puhul on kinnisvarasektori areng erinenud teistest arenenud riikidest ning alates 2009. aastast on hinnad tugeva tõusva trendiga. Eluasemehindade suur tõus on viinud spekulatsioonideni, kas hinnaareng on seletatav makroökonomiliste näitajatega. Sellest tulenevalt on aktuaalne uurida, mis näitajad on Saksamaa kinnisvarahindade muutustele mõju omanud.

Lõputöö on jaotatud kolmeks peatükiks. Esimene peatükk keskendub teoreetilistele eeldustele, Saksamaa kinnisvaraturule ning varasematele uuringutele. Teises peatükis kirjeldatakse töös kasutatavaid andmeid ning metoodikat ning kolmandas peatükis koostatakse empiiriline analüüs ja tuuakse välja selle põhjal tehtud järeldused.

Töös leitakse vastused kahele uurimisküsimusele: millised tegurid mõjutavad kinnisvarahindu Saksamaal ning mis suunas ja millisel määral mõjutavad antud tegurid kinnisvarahindu. Ökonomeetriapaketi *Gretl* läbi viidud andmeanalüüsi käigus leitakse mudel, kus sõltuvaks muutujaks on kinnisvara hinnaindeksi diferents. Parim mudeli koostati perioodil 2009-2018 ning statistiliselt olulisteks näitajateks kujunesid ehituskulude indeks, sisemajanduse kogutoodang ning populatsioon.

Võtmesõnad: kinnisvarahindu mõjutavad tegurid, Saksamaa kinnisvaraturg, makroökonomilised näitajad

SISSEJUHATUS

Kinnisvarasektor on majanduse üks olulisemaid sektoreid. Kinnisvarasektor annab sisemajanduse kogutoodangule suure panuse ning Euroopa Liidus on Eurostati andmetel kinnisvara osakaal majandusest umbes 10%. Kinnisvara- ja rendihinnad omavad otsest mõju omanike ja üürnike rikkusele ning nende kulutustele ja säästudele. Erasiku varadest ja väljaminekutest moodustab just eluase suurima osa ning kinnisvarahindade muutumine kajastab riigi sotsiaal-majanduslikku arengut ja finantsüsteemi toimivust (Tsatsaronis, Zhu 2004). Seega ei ole kinnisvarahinnad olulised ainult kodumajapidamistele, vaid pakuvad huvi ka keskpankadele. Kinnisvarahinnad võivad mõjutada riikide finantsstabiilsust, nagu oli ka näha 2008-2010 finantskriisi puhul. Kuna kinnisvarahinnad võivad omada majandusele mõju ka tulevikus, on oluline uurida, millised tegurid ja mis suunas omavad pikaajalist mõju kinnisvarahindadele.

Teema aktuaalsus tuleneb praeguse majandusfaasiga kaasas käivatest tõusnud tehinguhindadest ja -arvust ning poliitikud ja teadlased seostavad üha enam kinnisvara olulisust rahapoliitiliste impulsside edastamisel. Laenude intressimäärade muutused võivad kinnisvarahindade kaudu vahendaja efektina mõjutada või algatada majandustõuse ja -langusi. Bakalaureusetöös on uuritavaks riigiks valitud Saksamaa ning seda mitmetel põhjustel. Esiteks on Saksamaa üks olulisemaid Euroopa Liidu riike, seda nii logistiliselt kui ka majanduslikult ning peale Brexitit tõuseb Saksamaa tähtsus Euroopa Liidus veelgi. Teiseks on Saksamaal omaniku kasutuses oleva kinnisvara osakaal võrreldes teiste Euroopa riikidega madal, jäädes Eurostati andmetel 50% juurde. Kuna omaniku kasutuses oleva kinnisvara osakaal on madal ja paljud sakslased eelistavad eluaset üürida, tasub Saksamaa andmete põhjal antud teemat uurida ning võrrelda tulemusi varasemate empiiriliste uuringutega.

Käesoleva töö eesmärk on välja selgitada, millised faktorid, mis suunas ja millisel määral mõjutavad kinnisvarahindade muutumist Saksamaal. Töös on püstitatud järgmised uurimisküsimused:

- 1) Millised tegurid mõjutavad kinnisvarahindu Saksamaal?

2) Mis suunas ja millisel määral mõjutavad antud tegurid kinnisvarahindu?

Töö eesmärgi saavutamiseks ja küsimustele vastamiseks on autor seadnud uurimisülesanded:

- 1) koostada teoreetiline raamistik ja anda ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest;
- 2) koguda vajalikud andmed;
- 3) viia läbi andmeanalüüs ja kontrollida saadud mudelit;
- 4) esitada tulemused ning teha nende põhjal järeldused.

Uurimismeetodina viib autor teooria põhjal valitud muutujatega läbi vähimruutude meetodil regressioonanalüüsi, mis võimaldab luua matemaatilise mudeli, kirjeldamaks tunnuste vahelisi seoseid. Töös kasutatakse kvartaalseid andmeid perioodil 1991 I kvartal kuni 2018 I kvartal ning andmed pärinevad Destatis, OECD ning FRED andmebaasidest. Tuginedes teooriale ja varasematele empiirilistele uuringutele, on töös püstitatud hüpotees, et kinnisvarahinnad sõltuvad makroökonomilistest näitajatest nagu reaalne pikaajaline intressimäär, ehituskulud, töötute arv, leibkondade kasutatav tulu, leibkondade säästus ning populatsioon.

Bakalaureusetöö on struktureeritud kolmeks peatükiks. Esimeses peatükis käsitletakse kinnisvarahindade kujunemise teoreetilisi aluseid ning nõudluse ja pakkumise olulisust kinnisvaraturul. Samuti annab autor esimeses peatükis ülevaate Saksamaa kinnisvaraturust ja selle iseärasustest ning toob välja varasemate empiiriliste uuringute tulemused.

Töö teine peatükk on pühendatud andmetele ja meetodikale. Esiteks kirjeldatakse mudelisse kaasatud muutujaid ja nende oodatavat suhet kinnisvarahindadesse. Järgmisena antakse ülevaade kasutatud andmetest ning nende kirjeldavast statistikast. Samuti kirjeldab autor uurimismeetodit ja võimalikke probleeme, mis võivad ökonomeetrilise mudeli koostamisel esineda. Kolmandas peatükis tuuakse välja ökonomeetrilise analüüsi tulemused, viiakse läbi mudeli testid, et leida võimalikud esinevaid probleemid, ning tehakse analüüsi põhjal järeldused.

1. TEOREETILINE RAAMISTIK

Bakalaureusetöö esimene peatükk keskendub teema teoreetilise tausta kirjeldamisele. Erinevatele allikatele tuginedes kirjeldab autor kinnisvarahindade olulisust majanduses ning nende kujunemist. Samuti on seletatud nõudluse ja pakkumise tähtsust kinnisvaraturul. Peatüki lõpus annab autor ülevaate Saksamaa kui uuritava riigi kinnisvaraturu olukorrast ning varasematest empiirilistest uuringutest.

Omaniku kasutuses olev kinnisvara ei paku paljude leibkondade jaoks kõigest kohta, kus elada, vaid on ka leibkonna olulisim vara. Kinnisvara on enamikes arenenud riikides eraisiku jõukuse suurim komponent ning seega on eluaseme väärtusel suur mõju näiteks majapidamise tarbimisele ja säästmisvõimalustele. (Case *et al.* 2004). Eluasemehindade muutumine mõjutab otseselt praeguseid ja tulevaseid koduomanikke, sotsiaalamajaduslike tingimusi ning avaldab täiendavat mõju riigi majanduslikele tingimustele (Schulz, Werwatz 2004).

Üldiselt saab kinnisvarahindadega seotud uuringud jaotada kahte suuremasse gruppi: hedoonilise hindamismudeli koostamine ja makromajanduslik analüüs. Hedoonilise lähenemise puhul võetakse arvesse kinnisvara hinna ja kvaliteediomaduste (suurus, tüüp, asukoht jne) omavahelist suhet mikroökonomilisel tasandil. Selline lähenemine põhineb Roseni (1974) vormistatud tarbija teoorial, mis on koostatud mitmete ökonomeetriliste analüüside põhjal, kus uuriti toote omaduste mõju selle hinnale erinevate kaupade puhul. Rosen (1974) kasutas regressioonmudelit, et leida, kuidas ja mis määral on eluasemete hinnad mõjutatud üldistest kvaliteedinäitajatest nagu hoone tüüp (korterelamu, ridaelamu, paarismaja, eramaja), ruumide arv ja suurus, kaugus kesklinnast, hoone vanus, lisaväärtuste olemasolu (keskküte, garaaž) jne. Erinevad autorid on hedoonilise hindamismudeli koostamisel leidnud, et magamis- ja vannitubade arv ning eluaseme pindala mõjutavad selle hinda positiivselt. Vastupidiselt ehk negatiivselt mõjutab hinda kaugus kesklinnast ja maja vanus, kuid siin on erandiks vanad ehitised, millel on ajalooliselt oluline tähendus. Lisaks omavad hindadele mõju garaaži, keldri, keskkütte, konditsioneerid ja muude lisade olemasolu, ehituse materjal ja kvaliteet, vaade, sisustus, disain ja paljud teised faktorid. (Pashardes, Savva

2009; Fletcher *et al.* 2000). Kokkuvõtvalt on siiski ainult maja kvaliteedimadusi arvestavad empiirilised analüüsid väheusaldusväärsed ja keerulised.

Makromajanduslik analüüs on peamiselt seotud eluasemehindu mõjutavate faktoritega kogu majanduse tasandil, võttes arvesse näitajad nagu SKT elaniku kohta, töötuse määr, eluasemelaenu intressimäär, inflatsioon, börsi kasum jne. Käesolev töö keskendub makromajanduslikele näitajatele ning uurib ökonomeetrilise analüüsi abil nende mõju kinnisvarahindadele.

1.1. Nõudlus ja pakkumine kinnisvaraturul

Laiemas mõistes saab kinnisvarahindu mõjutavad tegurid jaotada nõudlust mõjutavateks faktoriteks ja pakkumist mõjutavateks faktoriteks (Belke, Keil 2017). Nagu enamike tarbekaupade puhul, mõjutavad ka kinnisvaraturgu nõudluse ja pakkumise mehhanismid, kuid erinevalt kaupade ja teenuste turust, on kinnisvaraturul pakkumine jäik, kuna näiteks uute hoonete lisandumine turule võtab aega- vajalike lubade taotlemise ning ehituse protsess on tihtipeale aeganõudvad. Majanduse põhiteooriale tuginedes, kui nõudlus ületab pakkumise, siis hinnad tõusevad (Rahman 2010). Abelson ja Joyeux (2007) järgi saab kinnisvarahinna muutuseid läbi nõudluse ja pakkumise väljendada järgneva valemiga:

$$P_t - P_{t-1} = a(D_t - S_t) \quad (1)$$

kus

P_t - kinnisvarahind perioodil t ,

D_t - kinnisvara eeldatav nõudlus perioodil t ,

S_t - kinnisvara pakkumine perioodil t ,

a - koefitsent.

Kinnisvara eeldatava nõudluse hulka arvatakse nii tarbimise kui ka investeerimise nõudlus. Kui nõudlus D ajaperioodil t on suurem kui kinnisvara pakkumine S samal ajaperioodil t , siis kinnisvarahind perioodil t suureneb. (*Ibid.* 2007).

Majanduslikule teooriale põhinedes võib vaadata kinnisvara nõudlust kui funktsiooni kasutatavast tulust, praegustest kinnisvarahindadest, intressimäärast, tulevikus oodatavatest kinnisvarahindadest, finantsressursside kättesaadavusest, majanduskasvust, maksudest, toetustest ning demograafilistest faktoritest nagu populatsiooni kasv. Eelnevatest faktoritest mõjutavad

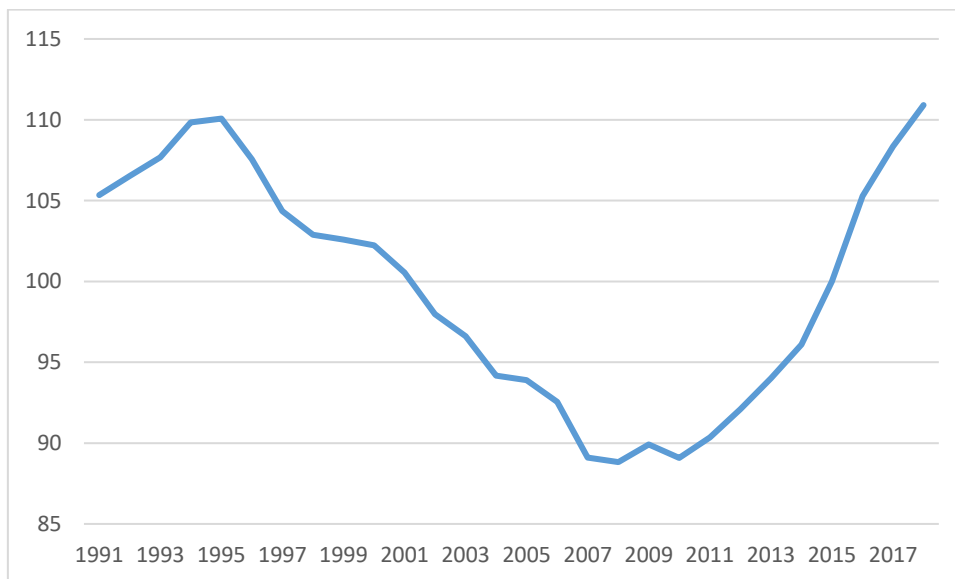
nõudlust positiivselt kõik näitajad peale praeguse kinnisvarahinna, intressimäära ja maksude. (Rahman *et al.* 2012). Maksustamise alla võivad kuuluda üldised maksud või spetsiifilised eluasemega seotud maksud (Abelson *et al.* 2008). Lühiajaliselt mõjutavad nõudlust lisafinantseeringu olemasolu, selle maksumus ja paindlikkus. Lisaks võimaldavad kahanevad intressimäärad võtta eluasemelaene ka neil leibkondadel, kellele see varem jõukohane polnud (Tsatsaronis, Zhu 2004). Suurenenud toimetuleku võimekus kasvatab jällegi kinnisvara nõudlust.

Nõudluse kõrval on teiseks oluliseks faktoriks kinnisvara pakkumine, mis on peamiselt sõltuv ehitamise kuludest ja olemasolevate hoonete arvust (Bodman, Crosby 2004). Hoonete arv ei muutu aastate lõikes drastiliselt ning muutust on keeruline kvartaalselt prognoosida. Oluliselt mõjutavad pakkumist ka avaliku sektori otsused ning maa- ja maksupoliitika (Rahman *et al.* 2012). Osades regioonides võib ehitamise puhul tekkida lisaks ka geograafilisi piiranguid. Kokkuvõtvalt piiravad pakkumist maakasutuse range reguleerimine ja geograafilised piirangud. Esimene seab arendajatele takistusi ehituslubade saamiseks ning teine paneb arendajad keerulisse olukorda, kui piirkond on mägine või nõuab muudel põhjustel eriprojekteerimist. Seetõttu on piiratud pakkumise reageerimine nõudluse šokkidele, mis omakorda võimendab kinnisvarahindade volatiilsust. (Paciorek 2013). Eluasemekriisidel võivad olla tugevad negatiivsed tagajärjed: kinnisvaramulli lõhkemisel väheneb oluliselt vara väärtus (keskmiselt 35%) ning langus võib kesta keskmiselt kuus aastat. Sellega kaasneb majanduskasvu vähenemine, suurem tööpuudus ja valitsussektori võlg. (Reinhart, Rogoff 2009).

1.2. Saksamaa kinnisvaraturg

Ajalooliselt on Saksamaa kinnisvaraturu areng olnud erinev, võrreldes teiste arenenud riikidega ning kinnivarabuumid ja -langused, mis on globaalselt teisi OECD riike mõjutanud, pole Saksamaal märkimisväärset mõju omanud (Belke, Keil 2017). Näiteks leidis Gros (2007), et 1990. ja 2000. aastatel kui Euroopa riikides nagu Hispaania ja Iirimaa küündisid kinnisvarahinnad buumini, siis Saksamaal oli hinnatase konstantne või isegi langev. Antud erinevust saab seletada Ida- ja Lääne-Saksamaa liitumisega ja sellest tuleneva ehitusbuumiga 1990. aastate esimesel poolel. Buumi tulemusel kasvas turul pakkumine, kuid nõudlus jäi sellest väiksemaks. (*Ibid.* 2007).

Saksamaal on kinnisvarahinnad hakanud tugevalt tõusma alates 2009. aastast ning paljud autorid on spekulierenud võimaliku kinnisvaramulli olemasolu üle suurlinnades. Olgugi, et praegune kinnisvaratsükkel on kestnud juba kümme aastat, ei ennustata sellele veel lõppu, kuna turul valitseb endiselt eluasemete puudus ning mitteelastne pakkumine. Puudujäägi suuruseks on hinnatud kogu riigi peale lausa miljon ühikut. (Möbert 2018). Saksamaal ei ole ühte dominantset metropoli nagu London Suurbritannias või Pariis Prantsusmaal, vaid olulisemad kinnisvaraturud on jaotunud üle riigi seitsmesse tähtsamasse suurlinna. Nendeks linnadeks on Berliin, Hamburg, München, Stuttgart, Frankfurt, Köln ja Düsseldorf. (Hackelberg, Hennig 2018). Dahl ja Góralczyk (2017) põhjendasid tugevat eluasemehindade tõusu suurlinnades jõulise nõudluse kasvu ja ebapiisava ning mitteelastse pakkumisega. Selline hindade tõus on vaadeldaval perioodil ületanud tarbijahinnaindeksi kasvu ning autorid on eriarvamusel, kas selline hinnaareng on seletatav kinnisvarahindu mõjutavate makroökonomiliste näitajatega või on tekkimas kinnisvarahindade mull. (Chen ja Funke 2013). Järgnevalt (vt joonis 1) on autor koostanud OECD andmetel kinnisvara hinnaindeksi dünaamikat kujutava joonise, mis visualiseerib kinnisvarahindade muutuse vaadeldaval perioodil.



Joonis 1. Kinnisvara hinnaindeks Saksamaal, 2015=100
Allikas: OECD, autori koostatud lisas 1 toodud andmete põhjal

Reaalne kinnisvara hinnaindeks on pikaajalise langeva trendiga alates 1990.aasate keskpaigast ning omab madalamaid väärtusi majanduslanguse perioodil. Joonis kinnitab väidet, et kinnisvarahinnad on Saksamaal alates 2009.aastast tõusnud. Graafiku tõus on sellest ajast alates olnud järsk ja peaaegu sirgjooneline ning vahepeal pole stabiilseid või langevaid perioode esinenud. Suurimat väärtust omab viimane vaatlus ning Bundesbank'i arvamusel pole lähiajal

hindade tõusu aeglustumist oodata ning kardetakse kinnisvarahindade tõusmist tasemeni, mis ei ole makroökonomiliste näitajatega kooskõlas.

Saksamaal on enamikel eluasemelaenudel fikseeritud intressimäär, kõrged tehingukulud, väike eraomandi osakaal kinnisvarasektoris ning suhteliselt madal laenusumma ja laenu tagatisväärtuse suhe (MacLennan *et al.* 1998). Laenusumma ja väärtuse suhe leitakse eluasemelaenu summa ja laenu tagatise esemeks oleva kinnisvara väärtuse jagamisel (Eesti Pank 2014), Saksamaal on see keskmiselt 70% ning lubatud maksimumväärtuseks 80%. Võrdluseks ühed suurimad lubatud suhtarvud on Hollandis ja Ühendkuningriikides, vastavalt 115% ja 110% (Helbrecht, Geilenkeuser 2012). Fikseeritud intressimääraga laenude osakaal Saksamaal on Statista andmetel kuni 90% ning intressimäärad kukkusid aastatel 2013 kuni 2016 keskmiselt 2,77 protsendilt 1,63 protsendini. Pikaajalised fikseeritud intressimääraga laenud minimeerivad intressimäära šokkide mõju laenuvõtjale. Eurostati (2019) andmetel on Euroopa Liidu riikidest kõige madalam omaniku kasutuses olevate eluasemete osakaal just Saksamaal, 2017. aasta andmetel oli see vastavalt 51,4%. Samas kõrgeim oli osakaal Rumeenias, lausa 96,8%, ning Euroopa Liidu keskmiseks kujunes 69,3%. Viimastel aastakümnetel on Saksa kinnisvaraturg üldiselt hoidnud madalat eluasemehinna kõikumist ja seega omanud vähem märgatavaid mõjusid tarbimisele. Sellele vaatama on kinnisvarasektor Saksamaal oluline tarbimise ja investeerimise komponent.

1.3. Varasemad empiirilised uuringud

Kinnisvaraturg ning eluasemehindade dünaamilisus ja kujunemine on pakkunud huvi paljudele autoritele. Viimaste kümnendite jooksul on kinnisvaraturgudel ilmnenuid tugevaid tõusuperioode. Girouard *et al* (2006) uurisid suuri kümneaastaseid kinnisvara hinnatsükleid ning nende kohaselt oli hinnatõus OECD riikides vaadeldava ajani olnud enneolematult suur ja pikaajaline. Lisaks polnud eluasemehindade kujunemine vähemalt 2000.aastast alates kooskõlas äritsüklitega. Giroard *et al* (2006) ei leidnud palju tõestust, et ülehindamise põhjustajaks oleks olnud madalad pikaajalised eluasemelaenu intressid.

Rahman (2010) analüüsis Austraalia eluasemeturgu ning uuris sotsiaal-majanduslikust vaatepunktist, mis põhjustab kinnisvarahindade tõusu. Ta jagas mõjutajad kolme kategooriasse: lühiajaline/tsükliline, institutsionaalne ja pikaajaline/fundamentaalne. Lühiajaliste faktorid, mis mõjutavad olulised kinnisvarahindu on madalad intressimäärad, kõrge investeerimise nõudlus ja

positiivne majanduslik olukord. Institutsionaalseteks faktoriteks on näiteks vähene finantsiline reguleerimine ja innovatsioon, maa pakkumine ja planeerimine, valitsuse maksud, riigilõivud ja tasud. Pikajalisteks on populatsiooni ja majanduse kasv ning suurenenud rikkuse efekt.

VAR mudelit kasutades leidsid Tsatsaronis ja Zhu (2004), et inflatsioonile reageerivad rahapoliitilised otsused võivad mõjutada kinnisvarahindade vastavust nende õiglasele hinnale. Sarnaselt käesolevale lõputööle on ka varasemalt autorid kasutanud meetodina vähimruutude meetodit. Näiteks Hlaváček ja Komárek (2011), kes uurisid Tšehhi korterite hindasid, leidsid, et põhilised faktorid on demograafilised ja nõudlust mõjutavad näitajad. Eelnevate hulka kuuluvad populatsiooni kasv, immigratsioon, lahutuste hulk, töötuse määr ja palkade kasv.

Jud ja Winkler (1999) leidsid 130 Ameerika Ühendriikide linna analüüsimisest, et populatsioon, reaalne sissetulek, ehituse hinnad ja reaalne intressimäär mõjutavad tugevalt eluasemete hindu. Samuti avastasid nad seose eluasemehindade ja maakasutuse piirangute vahel. Populatsioon ja sissetulek olid põhilised eluasemete hindu mõjutavad faktorid ka Cui (2005) koostatud uuringus, kes võrdles 30 linna kinnisvara hindu kuue muutujaga: linna rahva arv, kohalik SKP, keskmine sissetulek, eluasemete müügitulu, elamispind elaniku kohta ja Engeli koefitsient. Lisaks populatsioonile ja sissetulekule omas tugevat mõju hindadele ja nõudlusele ka eluasemelaenude summa.

Saksamaa kinnisvarahindu mõjutavate tegurite kohta ei leidnud autor palju materjali. Möbert (2018) ning Hackelberg ja Hennig (2018) koostasid põhjaliku ülevaate Saksamaa kinnisvaraturu olukorrast ning viimased keskendusid põhiliselt investeringutele. Voigtländer (2012) kirjutas Saksamaa eluasemeturu stabiilsusest ning leidis, et Saksamaa turg on võrreldes teiste OECD riikidega väga stabiilne ning selle on taganud mitme suurlinna konkurents ühe metropoli asemel. Võimaliku kinnivarabuumi tekke üle Saksamaal kirjutas Scheuermeyer (2018), kelle arvates pole ehitusbuum niipea lõppemas. Samas arvab ta, et kui ka mull lõhkeb, pole vaja karta suuri makroökonomilisi tagajärgi, kuna võrreldes eelnevate buumidega on majapidamiste laenujääk madal, investeringud ehitusse pole märkimisväärselt kasvanud ning tööhõive ehituses on alla OECD keskmise. Tallinna Tehnikaülikoolis on käesoleva tööga sarnasel teemal Saksamaa kohta kirjutanud magistr töö Andres Toome (2018), kes keskendus põhjalikumalt kinnisvaratsüklitele ja leidis, et pikaajaline intressimäär, ehituskulud, majapidamiste kasutatav tulu, töötuse määr ja raha pakkumine omavad kinnisvarahindadele negatiivset mõju ning populatsioon ja ehitusload vastavalt positiivset.

2. ANDMED JA METOODIKA

Bakalaureusetöö teises peatükis annab autor ülevaate kasutatavatest andmetest ja uurimismeetodist. Järgneva osa eesmärk on töös kasutatavate muutujate kirjeldamine ning ökonomeetrilise mudeli valik, mille kaudu oleks võimalik leida vastused püstitatud uurimisküsimustele. Kui töö esimene peatükk hõlmas enamjaolt teoreetilist tausta, siis järgnevad kaks peatükki on pühendatud arvandmetele ning ökonomeetrilisele mudelile, mille põhjal teha järeldusi. Teises peatükis esitatakse andmete ja meetodi põhjal uuritakse kolmandas peatükis ökonomeetrilise mudeli abil kinnisvarahindu mõjutavaid tegureid.

2.1. Mudelisse kaasatud muutujad

Andmete valikul on autor võtnud eeskujuga teiste autorite poolt koostatud uurimustest. Näiteks Xu ja Tang (2014), kes uurisid Ühendkuningriikides kinnisvarahindu mõjutavaid tegureid, kasutasid järgnevaid muutujaid: ehituskulud, laenusaldo, kasutatav tulu, SKT, intressimäär, raha pakkumine ja töötuse määr. Lisaks eelnevatele muutujatele leidis autor, et mitmetes varasemates uuringutes (nt Pashardes, Savva 2009; Rahman 2012; Jud, Winkler 2002) on kasutatud ka populatsiooni muutust, mida soovib samuti käesolevas töös kasutada. Xu ja Tang (2014) kasutasid oma töös nii sisemajanduse kogutoodangut kui ka kasutatavat tulu, kuid käesolevas töös kasutatava vähimruutude meetodi puhul võib nende vaheline korrelatsioon mudelis probleeme tekitada ning seega kasutab autor töös vaid kasutatavat tulu.

Koostatavas ökonomeetrilises mudelis on sõltuvaks muutujaks reaalne kinnisvara hinnaindeks. See on elamukinnisvara hindade näitaja aja jooksul ning töös kasutatava indeksi puhul on baasaastaks 2015=100. Näitaja alla kuuluvad rendihinnad, reaalsed ja nominaalsed kinnisvarahinnad, rendi ja hinna suhe, eluasemekulude põhielemendid (OECD 2019). Kolmandas peatükis hakkab autor uurima kinnisvarahindade sõltuvust järgmistest näitajatest:

- reaalne pikaajaline intressimäär (INT);
- töötute arv (TM);

- ehitamise kulud (EHKU);
- populatsioon (POP);
- reaalne leibkonna kasutatav tulu (KAST);
- reaalsed leibkonna säästud (SÄÄST).

Kinnisvarahindade sõltuvust reaalistest intressimääradest uurisid näiteks Barot ja Yang (2002), kes leidsid, et Ühendkuningriikides olid eluasemehinnad intressimääraga negatiivselt seotud. Intressimäär kujutab endast investeringute finantseerimise kulusid ning nii nõudlus kui ka pakkumine on negatiivselt mõjutatud, kui intressimäär on kõrge. Töötuse hulka väljendab töös töötute arv. Töötuna arvestatakse inimesi, kes ei tööta, kuid on võimelised töötama ning on viimase nelja nädala jooksul aktiivselt tööd otsinud. Töötute arvu muutuse ja kinnisvarahindade vahel on eeldatavalt negatiivne seos.

Ehituskulude ja kinnisvarahindade vahel peaks olema positiivne seos, kuna ehituskulude kasvades tõuseb uute elamute hind. Suurte ehituskulude tõttu võivad osad arendusprojektid muutuda mittetasuvaks ning seega turul pakkumine järk-järgult väheneda, mis omakorda viib tasakaalust välja nõudluse ja pakkumise suhte. Populatsiooni kasvuga kaasneb eeldatavalt ka eluasemete nõudluse kasv, mis kasvatab omakorda kinnisvarahindu. Seega eeldab autor, et populatsiooni ja kinnisvarahindade vahel on positiivne seos.

Leibkonna kasutatav tulu saadakse, kui esmasele tulule liidetakse kõik sotsiaaltoetused ja rahalised siirded riiklikust ümberjaotamisest ning lahutatakse tulu-, omandi-, sotsiaal- jm maksud (Eurostat 2019). Kasutatav tulu kirjeldab seega inimesele kulutamiseks või säästmiseks jäävat tulu ning eeldatavalt võivad leibkonnad kasutada suurenenud tulu eluaseme soetamiseks. Xu (2007) järgi peaks majapidamise kasutatav sissetulek olema korrelatsioonis kinnisvarahindadega ning nende eeldatav suhe positiivne. Vastupidiselt negatiivne suhe on oodatav leibkonna säästudega, kuna säästude suurenemisel eelistavad inimesed hoida raha rohkem käes, kui seda investeerida, mis omakorda vähendab nõudlust eluasemetele (Rahman *et al.* 2010).

2.2. Andmed

Töös kasutatavaid andmeid on kogutud erinevatest andmebaasidest. Autori esmaseks eelistuseks allikana oli *Federal Statistical Office of Germany* (Destatis), kuna tegemist on Saksamaa riikliku

andmebaasiga. Kahjuks arendati töö tegemise perioodil uue veebilehe ingliskeelset versiooni ning vana versiooni kasutamisel tekkis osade andmete kättesaamisel probleeme või polnud piisavalt pikk periood kättesaadav. Seega kasutas autor teisest allikatena OECD ja *Federal Reserve Bank of St. Louis* (FRED) andmebaase. Töös kasutatakse kvartaalseid andmeid perioodil 1991 I kvartal kuni 2018 I kvartal. Perioodi alguse valik on tingitud Ida- ja Lääne-Saksamaa ühinemisest, mis toimus 3. oktoobril 1990. Varasemaid andmeid on keeruline Ida-Saksamaa puhul leida ning ainult Lääne-Saksamaa andmeid kasutades ei pruugi analüüsi tulemus olla usaldusväärne.

Kõik töös kasutatavad andmed on kvartaalsed ning seega tuleb neist eemaldada sesoonsus. Sesoonsuse eemaldamiseks kasutab autor X-12-ARIMA protsessi. Leibkonna kasutatav tulu ja säästud jagatakse läbi tarbijahinnaindeksiga, et saada reaalväärtused ning näitajatest arvutatakse trendi eemaldamiseks muut. Töös kasutatavad andmed ning nende kirjeldus kajastub allolevas tabelis (vt Tabel 1). Kogu andmestik on esitatud tabelis Lisa 1.

Tabel 1. Töös kasutatavate andmete kirjeldus

Näitaja	Lühend	Allikas	Ühik	Näitaja kohandamine
Kinnisvara hinnaindeks	KVHI	OECD	2015=100	Reaalne kinnisvara hinnaindeksi muut
Intressimäär	INT	OECD	%	Reaalne pikaajaline intressimäär
Töötud	TM	OECD	Miljonit inimest	Töötute arvu muut
Ehituse kulud	EHKU	FRED	2015=100	Reaalne ehituskulude muut
Populatsioon	POP	Destatis	Miljonit inimest	Populatsiooni muut
Leibkonna kasutatav tulu	KAST	Destatis	Miljon eurot	Leibkonna <i>per capita</i> reaalse kasutatava tulu muut
Leibkonna säästud	SÄÄST	Destatis	Miljon eurot	Leibkonna <i>per capita</i> reaalse säästude muut
Tarbijahinnaindeks (THI)	THI	OECD	2015=100	Reaalväärtuste arvutamiseks

Allikas: Autori koostatud

2.3. Meetod

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärk on välja selgitada, millised faktorid ja mis suunas mõjutavad kinnisvarahindade muutumist Saksamaal. Eesmärgi täitmiseks kasutab autor harilikku vähimruutude meetodit, et leida regressioonmudel, mis kirjeldaks kinnisvarahindade sõltuvust peatükis 2.1 kirjeldatud muutujatest. Vähimruutude meetodi puhul leitakse regressioonanalüüsi parameetrite hinnangud minimeerides jääkide ruutude summa. Vähimruutude meetod (OLS –

ordinary least squares) on õigustanud ennast mitmetes varasemates uuringutes (Hlaváček, Komárek 2011; Rahman 2012; Belke, Keil 2017) ning selle kasutamine võimaldab koostada ökonomeetrilise mudeli, mille abil on võimalik kontrollida hüpoteese ja prognoosida majanduse võimalikku arengut. Regressioonanalüüs uurib suuruste omavahelist sõltuvust ning võimalusi selle funktsionaalseks kirjeldamiseks koostatud valemi põhjal. (Sauga 2017). Lineaarse regressioonanalüüsi tulemuse esitamisel märgitakse juurde:

- parameetri hinnang;
- parameetri standardviga;
- parameetrite olulisuse tõenäosus;
- determinatsioonikordaja;
- korrigeeritud determinatsioonikordaja;
- F-statistiku olulisuse tõenäosus;
- valimi maht n .

Põhiline regressioonmudel on lineaarne, mille graafikuks on sirge parameetritega a ja b . Antud töös kasutatakse lineaarset regressioonanalüüsi mudelit üldkujul:

$$y_t = ax_t + b_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

kus

y – sõltuv muutuja perioodil t ,

a – lineaarliige,

x – sõltumatu muutuja perioodil t ,

b – vabaliige perioodil t ,

ε – juhuslik komponent perioodil t .

Analüüs viiakse läbi kasutades vabavarana saadaolevat ökonomeetriapaketti *Gretl*, mille abil leitakse mudelisse parameetrid. Koostatavas mudelis on sõltuvaks muutujaks kinnisvara hinnaindeks ning sõltumatuteks muutujateks reaalne intressimäär, töötute arv, ehituskulude indeks, populatsioon, reaalne leibkonna kasutatav tulu ja reaalsed leibkonna säästud. Juhuslik komponent ε on paljude erinevate tunnuste koosmõju ning seda ei saa prognoosida. Antud töös viiakse läbi regressioonanalüüs nivool 5% ehk 0,05. Andmeid analüüsitakse järgnevate etappidena:

- 1) hinnatakse korrelatsioonanalüüsi abil muutujate vahelist seost;
- 2) kontrollitakse muutujate statsionaarsust;
- 3) kasutades harilikku vähimruutude meetodit viiakse läbi mudeli hindamine kõikide sõltumatute muutujatega;
- 4) hinnatakse mudeli kirjeldusvõimet, tunnuste olulisust ja loogilisust ehk suunda;

- 5) eemaldatakse mudelist tunnused, mis pole olulised;
- 6) lõpliku mudeli puhul testitakse heteroskedastiivust, jääkliikmete normaaljaotust, autokorrelatsiooni, multikollineaarsust ja mudeli kuju õigsust.

2.4. Hinnatava mudeli kontrollimine

Vähimruutude meetodi kasutamisel võib esineda erinevaid probleeme, mida peab mudeli koostamisel arvestama ning võimaluse korral likvideerima. Matemaatilise mudeli kuju õigsust saab kontrolli kasutades *Ramsey's reset* testi ning mudeli jääkliikmete normaaljaotusele allumise kontrollimiseks kasutatakse programmis *Gretl Doornik-Hanseni* testi. Aegridade puhul võib veel lisaks esineda järgmisi probleeme, mida peaks võimalusel vältima:

1. Multikollineaarsus. See tuleneb regressioonmudelis olevate sõltumatute muutujate omavahelisest korreleerumisest. Multikollineaarsuse korral võib olla nii regressioonmudel kui ka tema parameetrid statistiliselt olulised, kuid modelleerimise tulemuste sisulise tõlgendamise võimalused ei ole kooskõlas kasutatud andmetega ega majandusteoreetiliste seisukohtadega. Saadud mudel on ebaloogiline ning seda ei saa majandusprotsesside modelleerimisel kasutada, kuna selle tõlgendamisel võivad tekkida väärad tulemused. (Paas 1995, 202-203). Programmis *Gretl* saab multikollineaarsust kontrollida VIF näitaja abil.
2. Autokorrelatsioon. See esineb peamiselt aegridades ning sel juhul on tegemist aegrea liikmete vahelise korrelatsiooniga. Autokorrelatsiooni esinemisel on standardvea hinnangute keskväärtnus väiksem kui tegelik viga ja parameetri standardvea hinnang on nihkega. Jääkliikmete omavaheline korrelatsioon võib olla ka põhjustatud regressioonmudeli valest kujust. Autokorrelatsiooni korral on regressioonmudel väga hea kirjeldatuse tasemega ja statistiliselt oluline, kuid sellise mudeli kasutamine võib anda ebatäpseid seoseid või vääralt kajastavaid tulemusi. (Paas 1995, 208-209). Autokorrelatsiooni testimiseks kasutatakse Breusch-Godfrey testi.
3. Heteroskedastiivsus. Regressioonmudeli konstrueerimise eelduseks on juhusliku liikme dispersioonide konstantsus ja sõltumatus eksogeensetest muutujatest ehk homoskedastiivsus. Heteroskedastiivsuse korral ei ole juhuslike liikmete dispersioonide konstantsuse nõue täidetud. Heteroskedastiivsuse probleem võib ilmnedda valmiste korral, kus esinevad üksikud teistest palju erinevad väärtused, või on mõni oluline muutuja

mudelist välja jäänud. (Paas 1995, 216-217). Käesoleva bakalaureusetöö autor kasutab heteroskedastiivsuse kontrollimiseks White'i testi.

3. ÖKONOMEETRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED

Käesolevas peatükis kirjeldab autor läbiviidud empiirilist analüüsi ning testib analüüsi tulemusel saadud mudelit. Peatüki lõpus esitatakse tulemused ja autori järeldused. Seost kinnisvarahindade ja mudelisse valitud parameetrite vahel uuriti kasutades vähimruutude meetodit (OLS). Ökonomeetriline analüüs viidi läbi, kasutades vabavarana kasutatavat ökonomeetriapaketti *Gretl*.

3.1 Muutujate vaheline seos ja esialgne mudel

Bakalaureusetöös kasutatavate muutujate omavahelise seose tugevust ja suunda saab kindlaks teha, kasutades korrelatsioonikordajaid (R). Korrelatsioon on juhuslike suuruste vahel esinev statistiline seos ning kordaja absoluutväärtus jääb alati vahemikku 0 kuni 1. Mida suurem on korrelatsioonikordaja absoluutväärtus, seda tugevam on ka muutujate vaheline seos ning R=0 puhul seos puudub. Korrelatsioonikordaja märk viitab negatiivsele või positiivsele seose suunale, vastavalt ühe suuruse kasvades teine keskmiselt kahaneb ning vastupidi. (Sauga 2017). Töös kasutatavate muutujate korrelatsioonimaatriks on toodud tabelis 2.

Tabel 2. Muutujate korrelatsioonimaatriks

	KVHI	INT	EHKU	UNEMP	KAST	SÄÄST	POP
KVHI	1						
INT	0,349	1					
EHKU	-0,257	-0,849	1				
UNEMP	-0,170	0,592	-0,670	1			
KAST	-0,407	-0,838	0,886	-0,469	1		
SÄÄST	0,249	-0,044	-0,075	-0,239	-0,062	1	
POP	0,455	-0,135	0,253	0,012	0,346	-0,168	1

Allikas: Autori koostatud lisa 1 esitatud andmete põhjal, kasutades programmi *Gretl*

Korrelatsioonimaatriksi kohaselt on tugevaim Pearsoni korrelatsioonikordaja 0,455 vaadeldaval perioodil kinnisvarahinnaindeksi suhtes populatsioonil (POP) ning koosõlas teooriaga on näitajate vaheline seos positiivne. Positiivne seos on ka kinnisvarahindade ja intressimäära (INT) ning säästude (SÄÄST) vahel. Mõlema puhul on seose suund teooriaga võrreldes vastuolus. Suurim negatiivne korrelatsioonikordaja -0,407 kinnisvarahindade suhtes esineb kasutataval tulul (KAST), mis on samuti teooriaga vastuolus. Töötute arvu (UNEMP) negatiivne seos on 0,170 ning suund on loogiline, kuid ehituskulude (EHKU) puhul peaks teoreetiliselt märk olema positiivne. Korrelatsioonikordajate p-väärtuste (vt lisa 2) arvutamiseks leidis autor T-statistikud ning kasutas *Excel*'i funktsiooni *T.DIST.2T*. P-väärtuste kohaselt on olulisuse nivool 0,05 kinnisvarahindadel statistiliselt oluline korrelatsioon kõikide näitajatega peale töötute arvu.

Esialgsesse mudelisse (vt lisa 3) kaasatakse reaalse kinnisvara hinnaindeksi, reaalse intressimäära, ehituskulude indeksi, töötute arvu, reaalse leibkondade kasutatava tulu, reaalse leibkonna säästude ja populatsiooni naturaallogaritmide. Naturaallogaritmide kasutab autor Xu ja Tang (2014) ning Rahman (2012) eeskujul, kuna logaritmid võivad vähendada heteroskedastiivsust. Esialgses mudelis on kõik muutujad peale intressimäära ja ehituskulude statistiliselt olulised nivool 5% ning ka mudel ise on samal nivool statistiliselt oluline. Sarnaselt korrelatsioonikordajate suundadele ei ole ka mudelis intressimäära, ehituskulude, säästude ja kasutatava tulu märk teooria suhtes loogiline. Mudeli puhul näitab regressioonihajuvuse osa koguhajuvusest determinatsioonikordaja R^2 ning korrigeeritud determinatsioonikordaja R^2 võtab arvesse ka mudelis olevate seletavate tunnuste arvu. Antud mudeli korrigeeritud determinatsioonikordaja R^2 on 0,917, see tähendab, et kasutatud muutujad seletavad 91,7% kinnisvarahindade muutusest. Aegridade puhul peab aga arvestama erinevate probleemidega nagu näiteks autokorrelatsioon, mis esineb tihti just majanduslikes aegridades. Autokorrelatsiooni puhul on mudeli kirjeldusevõime väga hea ning mudel on statistiliselt oluline, kuid standardvea hinnangute keskvärtus on väiksem tegelikust veast ning ka mudeli kuju võib olla vale. Kasutades *Breusch-Godfrey* testi (vt lisa 2) leidis autor p-väärtuse $1,21 \cdot 10^{-12}$, mis lubab vastu võtta sisuka hüpoteesi ehk esialgses mudelis esineb autokorrelatsioon. *White* ja RESET testi tulemustel esineb mudelis ka heteroskedastiivsus ning mudeli kuju pole korrektne. VIF testi tulemusel multikollineaarsust ei esine, kuna ühegi näitaja väärtus pole suurem kui 10. Autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsuse esinemisel ning mudeli vale kuju tõttu pole mudel usaldusväärne ning kasutatavad andmed vajavad töötlemist.

3.2 Aegridade töötlemine

Käesolevas töös kasutatakse aegridu, mis on nähtuse ajalist muutumist iseloomustav arvandmete rida. Aegridadel on mitmeid omapärasid ning seetõttu on nende modelleerimine keerulisem, kuna need vajavad võrreldes rist- ja paneelandmetega mahukamat andmete esmast töötlust. (Paas 1995, 101). Esiteks sisaldavad aegread tihti kindlasuunalist trendi, mille tõttu on lisaks juhuslikule kõikumisele aegrea liikmed sõltuvad ka determineeritud osast. Teiseks võivad aastasisesed aegread olla mõjutatud sesoonsetest ja/või tsüklilistest kõikumistest (Vainu 2006, 61), mida antud töö puhul peab autor arvestama, kuna kasutatavate andmete puhul on tegu kvartaalsete näitajatega. Majanduslike aegridade puhul võib esineda ka autokorrelatsiooni probleem ning muutujate vaheline sõltuvus võib avalduda viitajaga (*Ibid.* 2006, 61).

Aegridadest on oluline eemaldada trend ja sesoonsus, et aegrida oleks statsionaarne- see tähendab, et juhusliku suuruse tõenäosuslikud omadused ei muutuks ajas (Sauga 2017). Aegrida peab olema statsionaarne, et vältida näiva regressiooni võimalust. Sesoonsuse eemaldamiseks on autor kasutanud töös X-12-ARIMA protsessi, mis võimaldab aegreast eemaldada erindeid, võtta arvesse töö- ja puhkepäevade efekte, jaotada aegrida nii aditiivseteks kui ka multiplikatiivseteks osadeks ning arvutada ka mitmesugustel meetoditel põhinevaid prognoose ja sooritada diagnostilisi teste (Kangro 2011, 14). Hinnates visuaalselt aegridade jooniseid (vt Lisa 5), on näha, et aegridades esineb trend ning selle suund on näitajate puhul erinev. Kuna kõikidel aegridadel on silmnähtav trend, on järgmiseks sammuks aegridade hindamisel teha kindlaks, kas tegu on deterministliku või stohhastilise trendiga. Selleks saab kasutada programmis *Gretl Augmented Dickey-Fuller* (edaspidi ADF) testi, mille kriteeriumiks on konstandi ja trendi olemasolu. ADF testi puhul on nullhüpoteesiks, et trendiga mudeli kasutamisel esineb ühikjuur ja tegemist on stohhastilise trendiga ning sisukaks hüpoteesiks, et trendiga mudeli kasutamisel ühikjuur puudub ehk tegu on deterministliku trendiga. ADF testi tulemused on näha järgnevas tabelis (3).

Tabel 3. ADF testi p-väärtused

	P-väärtus	Järeldus	1. diferents	Järeldus
1_KVHI	1,000	ei ole statsionaarne	0,002	statsionaarne
1_INT	0,103	ei ole statsionaarne	0,000	statsionaarne
1_EHKU	0,908	ei ole statsionaarne	0,022	statsionaarne
1_UNEMP	0,794	ei ole statsionaarne	0,003	statsionaarne

1_KAST	0,712	ei ole statsionaarne	0,000	statsionaarne
1_SÄÄST	0,667	ei ole statsionaarne	0,000	statsionaarne
1_POP	0,279	ei ole statsionaarne	0,491	ei ole statsionaarne

Allikas: Autori arvutused programmis *Gretl*

ADF testi tulemusel on kõikide aegridade olulisuse tõenäosus (*asymptotic p-value*) suurem kui valitud olulisuse nivoo 0,05 ning seega kehtib nullhüpotees. Aegridades esineb ühikjuur ning tegu on stohhastilise trendiga, mille eemaldamiseks võtab autor programmis *Gretl* näitajatest esimest järku diferentsid ehk aegrea järjestike liikmete vahe. Diferentsitud väärtuste ADF testi olulisuse tõenäosuse tulemused kajastuvad samuti tabelis 3 ning kõik aegread peale populatsiooni on saavutanud statsionaarsuse. Populatsioon saavutab statsionaarsuse alles peale teise diferentsi võtmist. Diferentsitud aegridade graafikute (vt lisa 6) visuaalsel kontrollimisel on näha, et töödeldud aegridadel puudub silmaga nähtav trend.

3.3 Diferentsitud näitajatega mudeli hindamine

Järgnevalt koostab autor vähimruutude meetodil ökonomeetrilise mudeli (vt lisa 7) kasutades diferentsitud ja logaritmitud aegridu. Diferentsimise tõttu on aegrea pikkus vähenenud kahe kvartali võrra ning uues valimis on andmed 1991 III kvartalist kuni 2018 I kvartalini, kuhu kuulub 107 vaatlust. Aegridade töötlemise tõttu on enamike muutujate (välja arvatud intressimäär ning populatsioon) suhe kinnisvarahindadesse uues mudelis loogilise suunaga, kuid olulisuse nivool 0,05 pole ükski muutuja statistiliselt oluline. Olulisuse nivool 0,1 on statistiliselt oluline ehituskulude indeks. Mudeli statistilist olulisust saab hinnata F-testiga, kus nullhüpoteesiks on, et kõikide tunnuste kordajad on nullid ning mudel pole statistiliselt oluline. Käesolev mudel ei ole statistiliselt oluline kuna $p = 0,153 > 0,05$. Mudeli korrigeeritud determinatsioonikordaja väärtus on 0,033, mis tähendab, et mudel suudab seletada vaid 3,3%. Järgnevalt eemaldab autor mudelist ükshaaval ebaolulisi parameetreid alustades t-testi p-väärtuse järgi suurimast, milleks on populatsioon.

Eemaldades mudelist populatsiooni suureneb mudeli periood võrreldes eelnevaga ühe kvartali võrra, kuna populatsioonist oli võetud teist järku diferents ning mudeli seletusvõime R^2 paraneb umbes 1% võrra (vt lisa 8), kuid F-testi p-väärtus on endiselt suurem kui 0,05 ning seega pole ka populatsioonita mudel statistiliselt oluline. Autor jätkab ükshaaval parameetrite eemaldamist

modelist järgmises järjekorras: töötute arv, kasutatav tulu, säästud. Alles peale eelnevate näitajate eemaldamist saavutab mudel olulisuse nivool 0,05, kuna F-testi $p = 0,031 < 0,05$ (vt tabel 4) ning mõlemad alles jäänud muutujad- intressimäär ja ehituskulud- on statistiliselt olulisused nivool 0,1. Mudeli seletusvõime on 4,6%. Antud mudel ei rahulda siiski autori kriteeriumi, et näitajate olulisuse nivoo oleks 0,05 ning intressimäära puhul oli oodatav suhe negatiivne, kuid praegune mudel viitab intressimäärade positiivsele mõjule kinnisvarahindade suhtes. OLS mudeli tulemused kajastuvad allolevas tabelis (4).

Tabel 4. Statsionaarsete andmetega regressioonanalüüsi tulemused

Y=d 1 KVHI			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Parameetri olulisuse tõenäosus
const	-0,001	0,001	0,438
d_1_INT	0,045	0,024	0,071
d_1_EHKU	0,351	0,177	0,050
Determinatsioonikordaja			0,064
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0,046
F-statistiku olulisuse tõenäosus			0,031
Vaatluste arv			108

Allikas: Autori koostatud (vt lisa 9)

Eelneva mudeli järgi, kui reaalsed pikaajalised intressimäärad tõusevad ühe protsendi võrra, siis tõuseb kinnisvara hinnaindeks 0,045 protsendi võrra ning, kui ehituskulude indeks tõuseb ühe protsendi võrra, siis tõuseb kinnisvara hinnaindeks 0,351 protsendi võrra.

Mudeli kontrollimiseks viib autor programmis *Gretl* läbi testid (vt lisa 10), et hinnata mudeli kvaliteeti. Ramsey's *reset* testi abil kontrollitakse matemaatilise kuju õigsust ning testi puhul on nullhüpoteesiks mudeli korrektne kuju ja väike determinatsioonikordajate erinevus. Vastupidiselt sisukas hüpotees tähendab, et mudeli kuju pole korrektne. Testi tulemusel $p\text{-value} = 0,45 > 0,05$, mis lubab vastu võtta nullhüpoteesi- mudeli kuju on õige. Järgmiseks kontrollib autor jääkliikmete normaaljaotust kasutades Doornik-Hanseni testi, mille nullhüpoteesiks on jääkliikmete allumine normaaljaotusele. Testi p-väärtus on nullilähedane, mis ei luba nullhüpoteesi vastu võtta. Kehtib sisukas hüpotees ning seega jäägid ei allu normaaljaotusele. Normaaljaotusele mitte allumine võib viidata domineerivate faktorite olemasolule. Hinnates parameetrite graafikuid (vt lisa 6), on näha, et nii ehituskulud kui ka kinnisvarahinnad omavad majanduslanguse perioodil ekstreemseid väärtusi. Intressimäära puhul esinevad erandid pigem vaatlusperioodi alguses ja lõpus.

Järgmiseks oluliseks probleemiks, mida testida, on multikollineaarsuse esinemine, mida saab kontrollida parameetrite VIF (*Variance Inflation Factors*) näitaja abil. Kui VIF väärtus on suurem kui 10, võib esineda multikollineaarsus. Testitava mudeli VIF väärtus on mõlema parameetri puhul 1, mis tähendab, et multikollineaarsust mudelis ei esine. Autokorrelatsiooni kontrollimiseks kasutab autor Breusch-Godfrey testi, mille nullhüpoteesiks on autokorrelatsiooni puudumine. Testi p -väärtus on $0,04 < 0,05$, seega kehtib sisukas hüpotees ehk esineb autokorrelatsioon. Aegridades viitab autokorrelatsioon aegrea liikmete vahelisele korrelatsioonile ning selle tulemusel on standardvea hinnangute keskvärtus väiksem tegelikust veast ning parameetri standardvea hinnang on nihkega. Korrelatsioon võib olla ka tingitud mudeli valest kujust, kuid Ramsey's *reset* test andis antud mudeli puhul tulemuseks korrektse kuju. Heteroskedastiivsus võib tekkida, kui valimist jäävad välja olulised muutujad või kui valimis on üksikud ekstreemsed väärtused. White testi p -value on 0,64, kehtib sisukas hüpotees ja homoskedastiivsus.

Mudeli kirjeldusvõime ja parameetrite olulisuse parandamiseks lisab autor mudelisse viitajad ja ajatrendi. Viitaegade kasutamine võimaldab hinnata parameetrite mõju ka pikemal perioodil eeldusel, et sõltuvate muutujate mõju kinnisvarahindade muutusele ei ole vahetu. Viitaegade lisamine võib eemaldada ka autokorrelatsiooni probleemi. Lisaks viitaegadele katsetab autor varasemate tööde järgi (Xu, Tang 2014; Égert, Mihaljek 2007) sisemajanduse kogutoodangu lisamist mudelisse kuna esialgselt jäeti see näitaja mudelist välja kartes tugevat korrelatsiooni kasutatava tuluga. Viitaegade mudelisse (vt lisa 11) lisamine parandas küll mudeli seletusvõimet, kuid ainult juhul kui ühe parameetri kohta oli mudelis mitu viitaega ning mudeli testimisel esines tugev autokorrelatsioon. Katsetatud mudelites ei kujunenud ka SKT statistiliselt oluliseks. Tabelis 4 kujutatud mudelit parandas ajatrendi lisamine, mis eemaldas mudelist autokorrelatsiooni (Breusch-Godfrey testi p -value $0,079 > 0,05$). Heteroskedastiivsuse ega mudeli kuju probleeme ei esine, kuid mudel ei allu endiselt normaaljaotusele.

Vaadeldav periood on 27 aastat pikk ning vahemikku jääb ka ülemaailmne finantskriis, mis omas mõju kõikidele analüüsis kasutatavatele parameetritele. Kuna majanduslanguse perioodil omasid parameetrid ekstreemseid väärtuseid, mis mõjutavad mudelit, viib autor läbi analüüsi perioodil peale majanduslangust, alates 2009. aastast. Lühema perioodi valimisel kaotas ehituskulude indeks statsionaarsuse, seega võttis autor näitajast teist järku diferentsi. Viitaegadeta mudelis kujunes statistiliselt oluliseks vaid ehituskulude indeks, seega lisab autor ka viitajad. Vaadeldaval perioodil

omasid viitaegadega parameetrid statistiliselt olulisust ning mudeli kirjeldusvõime paranes märgatavalt (vt lisa 12; tabel 5).

Tabel 5. Viitaegade ning ajatrendiga regressioonanalüüsi tulemused lühendatud perioodil

Y=d_1_KVHI			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Parameetri olulisuse tõenäosus
const	-0,024	0,010	0,019
time	0,003	0,001	0,003
d_d_1_EHKU	1,297	0,312	0,000
d_d_1_EHKU_4	1,032	0,314	0,003
d_1_SKT_2	-0,312	0,128	0,021
d_d_1_POP_4	3,854	1,678	0,029
Determinatsioonikordaja			0,482
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0,399
F-statistiku olulisuse tõenäosus			0,001
Vaatluste arv			37

Allikas: Autori koostatud (vt lisa 12)

Eelneva regressioonmudeli põhjal saab kinnisvarahindade muutust seletada perioodil 2009 I kvartal kuni 2018 I kvartal läbi kasutatud statistiliselt oluliste muutujate järgmiselt: kui ehituskulude indeks tõuseb ühe protsendi võrra, siis samas kvartalis tõuseb kinnisvara hinnaindeks 1,297 protsendi võrra ning nelja kvartali pärast on oluline mõju 1,032 protsendi suurune kasv; kui sisemajanduse kogutoodang kasvab ühe protsendi võrra, siis langevad kinnisvarahinnad teises kvartalis 0,312 protsendi võrra; kui populatsioon tõuseb ühe protsendi võrra, kasvavad kinnisvarahinnad nelja vaatluse pärast 3,854 protsenti. Konstant ning ajatrend on samuti statistiliselt olulised. Mudeli kirjeldusvõime on võrreldes eelnevate mudelitega oluliselt paranenud, ulatudes 39,9 protsendini ning mudel on statistiliselt oluline nivool 0,05, kuna F-statistiku olulisuse tõenäosus on 0,01. Autor viis mudeliga läbi testid (vt lisa 12) ning Breusch-Godfrey testi tulemusel (*p-value* 0,154) saab võtta vastu nullhüpoteesi ehk mudelis ei esine enam autokorrelatsiooni. Ka teiste läbi viidud testide (White test, Ramsey's reset, Doornik-Hansen) puhul kehtib nullhüpotees- mudelis ei esine heteroskedastiivsust, mudeli kuju on õige ning jäägid alluvad normaaljaotusele.

3.4 Empiirilise analüüsi tulemused ja järeldused

Bakalaureusetöös oli tuginedes teooriale ja varasematele empiirilistele uuringutele püstitatud hüpotees, et Saksamaa kinnisvarahinnad sõltuvad makroökonomilistest näitajatest nagu reaalne pikaajaline intressimäär, ehituskulud, töötute arv, leibkondade kasutatav tulu, leibkondade säästus ning populatsioon. Empiirilise analüüsi tulemusel leidis hüpotees osaliselt kinnitust, kuna koostatud mudelites kujunesid olulisteks ehituskulud, intressimäär, populatsioon ning hiljem lisatud sisemajanduse kogutoodang. Statistilist olulisust ei suudetud koostatud mudelite põhjal tõestada töötute arvu, leibkonna kasutatava tulu ning leibkonna säästude puhul. Suurima kirjeldusvõimega mudeli saavutamiseks pidi autor vaadeldavat perioodi lühendama. Koostatud mudelite puudulikus hüpoteesi tõestada võib sõltuda mitmetest Saksamaa kinnisvaraturu eripäradest.

Saksamaa kinnisvaraturg on tänu erinevatele faktoritele OECD riikidega võrreldes väga stabiilne ja vähem mõjutatud makroökonomilistest šokkidest. Esiteks hoiab seitsme suurlinna konkurents hinnataseme madala ning võrreldes teiste arenenud riikidega on Saksamaa kinnisvarahindade kujunemine olnud erinev, 1990. aastate keskpaigas langema hakanud hinnad on peale majanduskriisi tugevalt kasvava trendiga. See on tekitanud muret Saksamaa keskpangale, kuna kardetakse, et kinnisvarahinnad ei pruugi olla enam vastavuses makroökonomiliste näitajatega. Lisaks on Saksamaa kinnisvaraturg muutustest vähem mõjutatud madala omaniku kasutuses olevate eluasemete osakaalu ja hästi arenenud üürituru tõttu (Voigtländer 2012). Tänu sellele on majapidamistel valik ostmise ja üürimise vahel ning leibkonnad saavad endale lubada ootamist, kuni on soov osta või piisavalt raha säästetud. Sakslased võtavad eluaset pigem kui tarbekaupa mitte investeerimiseks.

Koostatud mudelis (vt lisa 7) oli leibkondade kasutatava tulu mõju kinnisvarahindadele vastavalt teooriale positiivne, kuid parameeter ei osutunud statistiliselt oluliseks. Samasuguse tulemuseni jõudsid ka Belke ja Keil (2017) ning nad põhjendasid parameetri ebaolulisust sissetulekute suure volatiilsusega erinevate piirkondade vahel riigis, mis võib üldist mõju hajutada. Intressimäär osutus kogu perioodi hõlmavas mudelis nivool 0,10 statistiliselt oluliseks, kuid perioodil 2009-2018 kaotas parameeter olulisuse. Reaalse pikaajalise intressimäära suhe kinnisvarahindadesse kujunes vastuolus teooriale positiivseks, selle tulemuseni jõudsid ka Belke ja Keil (2017). Positiivne suhe ei tähenda ilmtingimata, et intressimäärade tõus tähendab kinnisvarahindade kasvu, vaid pigem peegeldab see majanduskeskkonda ja majanduse tsüklilisust, mis omakorda

soodustab eluasemete nõudlust. Lisaks on Saksamaal tavapärased pikaajalised fikseeritud intressimääradega eluasemelaenud, üle 70% uutest eluasemelaenudest on fikseeritud intressimääraga rohkem kui viieaastase perioodi jooksul (Schneider, Wagner 2015) ning Bundesbank andmetel on kõigest 0,5% olemasolevatest laenudest muutuva intressimääraga. See muudab turu vastupidavamaks šokkidele ning vähendab intressimäärade kasvu mõju olemasolevatele laenudele.

Populatsiooni ebaolulisust pikaajalises mudelis saab seletada populatsiooni suure kasvuga viimasel kümnendil. Sarnaselt kinnisvarahindadele on ka populatsioon peale majanduslanguse perioodi tugeva tõusva trendiga ning see kujunes alles lühema perioodiga mudelis statistiliselt oluliseks. 2015.aastal kasvas varjupaigataotlejate arv rekordiliselt kui riiki rändas peaaegu 900 000 immigranti. Saksamaa rahvaarv suurenes väga lühikese aja jooksul pea 1% võrra. See suurendas nõudluse ja pakkumise vahet, mis omakorda tõstis kinnisvarahindu ning nõudlust eriti just madala hinnaga eluasemete järele.

Edaspidi tasuks läbi viia analüüs keskendudes lisaks kinnisvarahindadele üürihindadele, mis võivad kasutatavast tulust ning säästudest Saksamaa puhul tugevamalt mõjutatud olla, kuna omaniku kasutuses oleva kinnisvara osakaal on madal ning üüriturg hästi arenenud. Lisaks tasub empiirilisse analüüsi lisada rohkem parameetreid- näiteks aktisaturu näitaja, leibkonna rikkus, eluasemelaenude kättesaadavus, raha pakkumine, mis võivad omada mõju hindade arengule. Viitaegade puhul tasub proovida pikemaid viitaegu, kuna praeguses mudelis kasutas autor maksimaalset nelja viitaega, mis kvartaalsete andmete puhul annab aastase viivituse, kuid faktorite mõju võib ilmneda pikema viitajaga kui aasta. Antud teemat tasub edasi uurida pikemal perioodil ning fundamentaalsemate tulemuste saavutamiseks kasutada uurimismeetodina näiteks VAR mudelit (nagu Sutton 2002; Tsatsaronis, Zhu 2004), Engle-Granger'i kaheosalist meetodit (Xu, Tang 2014) või POLS'i (Belke, Keil 2017).

KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada millised faktorid, mis suunas ja millisel määral mõjutavad kinnisvarahindade muutumist Saksamaal. Uurimisperioodiks oli valitud 1991 I kvartal kuni 2018 I kvartal, kuid parameetrid ei kujunenud perioodil oluliseks nivool 0,05. Lõplik statistiliselt oluliste parameetritega mudel koostati perioodil 2009 I kvartal kuni 2018 I kvartal. Autori valik Saksamaa puhul oli tingitud Saksamaa olulisusest Euroopa Liidus ning Saksamaa kinnisvaraturu omapärasustest.

Kinnisvarahindu mõjutavate tegurite valimisel analüüsis autor teemakohaseid varasemaid uuringuid ning püstitas nende põhjal hüpoteesi: kinnisvarahinnad sõltuvad makroökonomilistest näitajatest nagu reaalne pikaajaline intressimäär, ehituskulud, töötute arv, leibkondade kasutatav tulu, leibkondade säästud ning populatsioon. Lisaks olid töös püstitatud järgmised uurimisküsimused:

- 1) Millised tegurid mõjutavad kinnisvarahindu Saksamaal?
- 2) Mis suunas ja millisel määral mõjutavad antud tegurid kinnisvarahindu?

Uurimisküsimustele vastamiseks lähtuti teoreetilistest seisukohtadest ja varasematest empiirilistest uurimustest ning selle põhjal viidi läbi ökonomeetriline analüüs programmis *Gretl*. Töös püstitatud hüpotees leidis osaliselt kinnituse, kuid autor jõudis tulemuseni lühendades vaatlusperioodi. Perioodil 2009-2018 mõjutasid empiirilise uuringu tulemusel kinnisvarahindu ehituskulud, sisemajanduse kogutoodang (mis lisati mudelisse kuna reaalsed *per capita* kasutatav tulu ning säästud ei kujunenud oluliseks) ning populatsioon. Autor leidis, et ehituskulude kasvamisel tõusevad kinnisvarahinnad samas perioodis 1,30 protsenti ning järgmisel aastal 1,03 protsenti. Sisemajanduse kogutoodangu kasvades vähenevad kinnisvarahinnad poole aasta pärast 0,31 protsenti ning rahvastiku kasv omab kinnisvarahindadele positiivset mõju aasta pärast, mil kinnisvarahindade kasv on hinnanguliselt 3,85 protsenti. Mudelis kujunes oluliseks ka ajatrend, mis viitab sellele, et kinnisvarahindade trend ajas on eeldatavalt kasvav. Mudeli seletusvõime on 39,9 protsenti, kuid tuleb arvestada, et uuritava perioodil olid algandmed tugeva kasvutrendiga ning seega ei pruugi mudel hästi kirjeldada kinnisvarahindu kui need peaksid hakkama langema.

Pikaajalise mudeli koostamisel ilmnunud parameetrite statistiline ebaolulisus võis olla tingitud mitmetest asjaoludest. Esiteks jäi perioodi suurte erinditega majanduslanguse periood, mida on vähimruutude meetodil keeruline modelleerida. Pika perioodi jooksul oli ka näitajate volatiilsus suur ning mitmed parameetrid omasid trendimuutusi ajas. Teiseks ei pruugi Saksamaa tulemused olla kooskõlas varasemate uuringute tulemustega, mis on koostatud teistes arenenud riikides, kuna Saksamaa kinnisvaraturg on erinev. Sakslased ei suutu kinnisvarasse kui investeringusse, vaid võtavad seda kui tarbekaupa ning tänu hästi arenenud üüriturule on majapidamistel valik ostmise ning taskukohase üürimise vahel. Eluaseme ostmist toetavad pikaajalised fikseeritud intressimäärad, kuid intressimäärade langemine omab seetõttu mõju vaid uutele laenudele, kuna olemasolevad laenud pole fikseeritud määrade tõttu intresside langusest positiivselt mõjutatud. Saksamaa puhul mõjutab kinnisvaraturu üldist stabiilsust ka mitmete suurlinnade konkurents ühe metropoli asemel, mis on tekkinud mitmetes teistes arenenud riikides.

Teemat tasub edasi uurida lisades analüüsi uusi näitajaid ning pikendades uuritavat perioodi. Lisaks oleks kasulik tulevastes uurimustes kasutada pikemaid viitaegu. Sobivate andmete korral oleks soovitatav kasutada uurimismeetodina VAR'i, Engle-Granger'i kaheosalist meetodit või POLS'i.

SUMMARY

FACTORS AFFECTING HOUSE PRICES IN GERMANY

Mariaana Ilves

This paper focuses on determining the macroeconomic factors that affect house prices in Germany. Real estate is one of the most important sectors of the economy which contribution to the GDP is approximately 10%. House and rent prices have direct impact on owners and renters through their wealth, consumption and savings. House is usually the single largest asset of a household. The changes in house prices express social-economic and financial developments and therefore play an important role not only for households, but also for governments and central banks.

Germany is one of the leading economies in the European Union and its' importance would grow even further after the Brexit. The housing market in Germany has not had similar price changes as other developed countries in last three decades. After the German reunification prices were steady for few years due to the start of construction boom, started to fall rapidly in the mid 1990's and reached bottom in the last recession. After the recession prices have significantly increased and it has caused discussion if the macroeconomic factors can explain the latest price developments.

The aim of this paper is to determine which factors have an impact on the change of house prices and what is the scale of this impact. This paper aims to answer the following questions:

- 1) Which factors affect house prices in Germany?
- 2) In what direction and to what extent do these factors affect house prices?

The data analysis was conducted using data processing software Gretl. Econometrical model was executed using house price index as dependent variable, which is affected by macroeconomic variables such as real long term interest rate, construction costs, number of unemployed people, household disposable income, household savings and population. The quarterly data was collected from Detsatis, OECD, FRED databases and covered a period from 1991 to 2018.

Firstly, the ordinary least squares (OLS) model was conducted using data from 1991 to 2018, but the parameters did not show statistical significance using alpha 0,05. Logarithmic data was used in regression and differences were applied to make data stationary. Using significance level 0,1, interest rate and construction costs affected house prices. Next, time lags and time trend were added which increased the model's coefficient of determination, but did not have impact on the parameters significance p-value. Author then decided to test a shorter period which excluded the extreme values of the parameters during the recession and replaced disposable income with GDP. New model was conducted using data from 2009 to 2018 which also included time lags and trend. According to the model, construction costs, population and GDP had a statistical significance.

According to the model, during 2009-2018 house prices index is dependent of the construction costs in the same period and with a lag of four periods, of GDP with a lag of two periods and population with a lag of four periods. The model and variables are statistically significant and model had no autocorrelation or heteroskedasticity. Results from Ramsey's reset and Doornik-Hansen test prove that the model's specification is adequate and error is normally distributed. According to the model, if there is one percent increase in the construction costs, house price index increases 1,3 percent in the same period and 1,03 percent the year after. If GDP increases by one percent then house prices decrease 0,31 percent after two periods and if population grows by one percent then house prices increase 3,85 percent after a year.

The variables lack of significance during period 1991 to 2018 may be explained by the recession which had affect on all the parameters. Also, Germany's real estate market differs from other developed countries where this topic has been studied. Germany has long-term fixed interest rates which makes market more stable to fluctuations. Germans prefer to rent and Germany has one of the lowest owner-occupied housing rates in Europe. Unlike countries like UK and France, Germany has many equally important competing cities rather than one big metropolis which also makes the market more stable.

The topic could be analyzed further by expanding the sample size and adding more variables to the model. Also, more lags could be added to the model as in this paper author used four lags. Future studies might also consider using other methods, such as VAR, Egle-Granger two-step approach or POLS.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Abelson, P., Joyeux, R. (2007). Price and Efficiency Effects of Taxes and Subsidies for Australian Housing. —*Economic Papers: A Journal of Applied Economics*, Vol. 26, No. 2, 147-169.
- Barot, B., and Yang, Z. (2002). House Prices and Housing Investment in Sweden and the UK: Econometric Analysis for the Period 1970-1998. —*Review of Urban & Regional Development Studies*, Vol. 14, No. 2, 189-216.
- Belke, A., Keil, J. (2017). Fundamental Determinants of Real Estate Prices: A Panel Study of German Regions. —*Ruhr Economic Papers*. Kättesaadav: http://www.rwi-essen.de/media/content/pages/publikationen/ruhr-economic-papers/rep_17_731.pdf , 10. mai 2019.
- Bodman, P., Crosby, M. (2004). How Far to Fall? Bubbles in Major City House Prices in Australia. — *Melbourne Business School working papers*, Vol.35.
- Case, B., Clapp, J., Dubin, R. , Rodriguez, M. (2004). Modeling Spatial and Temporal House Price Patterns: A Comparison of Four Models. —*Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 29, No. 2, 167-191.
- Chen, X., Funke, M. (2013). Renewed Momentum in the German Housing Market: Boom or Bubble? —*CESifo Working Paper*, No. 4287, Munich: Center for Economic Studies and Ifo Institute (CESifo).
- Cui, X. M. (2005). Empirical Research on Urban Housing Price Dynamic Factors. —*Economic Science Press*, Beijing.
- Dahl, J., Góralczyk, M. (2017). Recent Supply and Demand Developments in the German Housing Market. —*European Economy Economic Briefs*, Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Deutsche Bundesbank (2018). The Current Economic Situation in Germany. Monthly Report. Kättesaadav: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/767646/cc8e96813d3eea57052683bce6d3b548/%20mL/2018-11-overview-data.pdf> , 10.mai 2019
- Égert, B., Mihaljek, D. (2007). Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe — *Comparative Economic Studies*, Vol. 49, No. 3, 367-388.
- Fletcher, M., Gallimore, P., Mangan, J. (2000). Heteroskedasticity in Hedonic House Price Models. —*Journal of Property Research*, Vol. 17, No. 2, 93-108.

- Girouard, N., Kennedy, M., van den Noord, P., André, C. (2006). Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals. —*OECD Economic Department Working Papers*, No. 465. OECD Publishing.
- Gros, D. (2007). Bubbles in Real Estate? A Longer-Term Comparative Analysis of Housing Prices in Europe and the US. —*CEPS Working Document*, No. 276, Brussels: Centre for European Policy Studies.
- Hackelberg, F., Hennig, D. (2018). Investing in German Real Estate. —*PricewaterhouseCoopers GmbH Wirtschaftsprüfungsgesellschaft*. Kättesaadav: <https://www.pwc.de/de/real-estate/studie-investing-in-german-real-estate-2018.pdf>.
- Helbrecht, I., Geilenkeuser, T. (2012). Mortgage Market, Character and Trends: Germany. —*International Encyclopedia of Housing and Home*, Vol. 4, 445-450.
- Hlaváček, M., Komárek, L. (2011). Regional Analysis of Housing Price Bubbles and Their Determinants in the Czech Republic. —*Czech Journal of Economics and Finance*. Vol 61, No.1, 67-91.
- Jud, G. D., Winkler, D. T. (1999). Price Indexes for Commercial and Office Properties: An Application of the Assessed Value Method, —*Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 5, No.1, 23-42.
- Kangro, R. (2011). *Aegridade analüüs*. Tartu.
- MacLennan, D., Muellbauer J., Stephens, M. (1998). Asymmetries in Housing and Financial Market Institutions and EMU. —*Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 14, No. 3, 54-80.
- Meen, G., Mark, A., (1998). On the Aggregate Housing Market Implications of Labour Market Change —*Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 45, No.4, 393-419.
- Möbert, J. (2018). The German Housing Market in 2018. —*Deutsche Bank Research*. Kättesaadav: https://www.dbresearch.com/PROD/RPS_EN-PROD/PROD0000000000460528/The_German_housing_market_in_2018.pdf , 19. aprill 2019.
- Paas, T. (1995). *Sissejuhatus ökonomeetriasse*. Tartu: Tartu Ülikooli Kirjastus.
- Paciorek, A. (2013). Supply Constraints and Housing Market Dynamics. —*Journal of Urban Economics*, Vol. 77, 11-26.
- Pashardes, P., Savva, C. S. (2009). Factors Affecting House Prices in Cyprus: 1988-2008. —*Cyprus Economic Policy Review*, Vol. 3, No. 1, 3-25.
- Rahman, M. M. (2010). The Australian Housing Market – Understanding the Causes and Effects of Rising Prices. —*Policy Studies*, 577-900.

- Rahman, M. M., Khanam, R., Xu, S. (2012). The Factors Affecting Housing Price in Hangzhou: an Empirical Analysis. —*International Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, No. 4, 57-66.
- Reinhart, C. M., Rogoff, K. (2009). The Aftermath of Financial Crises. —*NBER Working Paper Series*, No. 14656.
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. —*Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 1, 34-55.
- Sauga, A. (2017). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele*. Tallinn: TTÜ Kirjastus.
- Scheuermeyer, P. (2018). Germany's Real Estate Noom: Is This Time Different? —*KfW Research*, No. 227.
- Schneider, M., Wagner, K. (2015). Housing Markets in Austria, Germany and Switzerland – Monetary Policy & the Economy Q1/15. —*Oesterreichische Nationalbank*, 42-58.
- Schulz, R., Werwatz, A. (2004). A State Space Model for Berlin House Prices: Estimation and Economic Interpretation. —*Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 28, No. 2, 37-57.
- Sutton, G. (2002). Explaining Changes In House Prices – BIS Quarterly Review, September 2002, 46-55.
- Toome, A. (2018). Determinants of Housing Prices in Real Estate Market Cycles. (Magistritöö). Tallinna Tehnikaülikool. Tallinn.
- Tsatsaronis, K., Zhu, H. (2004). What Drives Housing Price Dynamics: Cross Country Evidence. —*BIS Quarterly Review*.
- Tse, Y. C., Webb, J. R. (1999). Dynamic Equilibrium of the Housing Market. —*Urban Studies*, Vol. 36, No. 13, 2361-2373.
- Vainu, J. (2006). *Ökonomeetria: Lihtsad mudelid*. Tallinn: Külim.
- Voigtländer, M. (2012). The Stability of the German Housing Market. —*Journal of Housing and the Built Environment*, Vol. 29, No. 4, 583-594.
- Xu, L., Tang, B. (2014). On the Determinants of UK House Prices. —*International Journal of Economic Research*, Vol. 5, No. 2, 57-64.

LISAD

Lisa 1. Bakalaureusetöös kasutatud andmed

Periood	KVHI	INT	EHKU	UNEMP	KAST	SÄÄST	POP	THI
1991-Q1	106,1	5,7	67,0	2060	4760,0	588,7	79817	64,1
1991-Q2	105,6	5,1	67,8	2100	4891,5	663,0	79903	64,7
1991-Q3	105,1	4,1	68,4	2210	4725,0	603,2	80022	65,8
1991-Q4	104,6	2,8	69,7	2310	4801,6	606,8	80151	67,3
1992-Q1	105,9	2,1	71,1	2380	4851,0	612,6	80269	67,9
1992-Q2	106,1	2,0	72,1	2500	4825,5	617,8	80399	68,7
1992-Q3	106,8	3,0	72,4	2640	4836,9	626,4	80585	69,1
1992-Q4	107,3	4,1	73,6	2770	4940,9	608,1	80747	69,5
1993-Q1	106,8	2,3	74,9	2880	4783,0	578,3	80834	71,1
1993-Q2	107,2	2,4	75,3	3000	4821,4	607,7	80930	71,7
1993-Q3	108,0	1,9	75,3	3110	4804,1	562,4	80999	72,2
1993-Q4	108,7	1,7	75,8	3220	4866,9	580,2	81023	72,5
1994-Q1	108,9	3,1	76,6	3320	4852,6	548,3	81113	73,2
1994-Q2	109,8	4,0	76,9	3350	4789,0	547,9	81139	73,7
1994-Q3	110,2	4,6	77,1	3300	4835,8	556,7	81157	74,1
1994-Q4	110,4	5,0	77,8	3250	4866,6	565,2	81181	74,3
1995-Q1	110,7	5,4	78,6	3170	4839,5	544,4	81235	74,7
1995-Q2	110,6	5,2	78,6	3150	4895,9	549,3	81273	75,0
1995-Q3	110,0	5,2	78,6	3220	4886,2	540,4	81336	75,2
1995-Q4	109,0	4,9	78,4	3290	4874,0	533,4	81389	75,4
1996-Q1	108,7	4,7	78,3	3340	4901,2	535,3	81421	75,8
1996-Q2	107,9	5,0	78,2	3420	4886,1	534,7	81447	76,1
1996-Q3	107,2	5,0	77,9	3510	4895,9	517,6	81487	76,2

Lisa 1 järg

Period	KVHI	INT	EHKU	UNEMP	KAST	SÄÄST	POP	THI
1996-Q4	106,4	4,4	77,8	3620	4858,8	490,7	81511	76,5
1997-Q1	105,5	3,9	77,7	3720	4842,9	504,5	81516	77,2
1997-Q2	104,9	4,2	77,7	3780	4894,0	497,9	81530	77,2
1997-Q3	103,6	3,3	77,3	3780	4843,7	496,1	81520	78,0
1997-Q4	103,3	3,4	77,1	3780	4874,5	495,9	81474	78,2
1998-Q1	103,6	3,8	77,6	3780	4873,1	511,3	81493	78,1
1998-Q2	102,9	3,5	77,5	3730	4861,8	502,3	81464	78,3
1998-Q3	102,5	3,8	77,3	3650	4889,8	481,9	81425	78,5
1998-Q4	102,6	3,6	77,1	3560	4945,5	483,0	81403	78,5
1999-Q1	102,9	3,7	77,1	3480	4979,8	473,8	81402	78,3
1999-Q2	102,2	3,6	77,1	3400	4959,3	473,3	81413	78,7
1999-Q3	102,3	4,2	77,1	3330	4968,4	480,0	81435	79,0
1999-Q4	103,0	4,2	77,2	3260	5038,7	490,7	81440	79,2
2000-Q1	102,6	3,9	77,3	3180	5020,5	498,3	81453	79,5
2000-Q2	101,7	4,2	77,3	3130	5015,3	461,4	81454	79,6
2000-Q3	102,2	3,9	77,4	3090	4977,2	432,1	81459	80,1
2000-Q4	102,5	3,4	77,3	3050	4952,8	446,0	81463	80,6
2001-Q1	101,9	3,0	77,3	3010	5130,9	504,8	81476	80,9
2001-Q2	100,8	2,4	77,3	3020	5109,1	494,9	81506	81,6
2001-Q3	100,4	2,9	77,1	3080	5109,6	499,8	81531	81,7
2001-Q4	99,1	2,9	77,2	3150	5112,7	503,8	81557	82,0
2002-Q1	98,1	3,0	77,3	3210	5036,3	481,9	81569	82,5
2002-Q2	98,3	3,8	77,3	3290	5036,2	489,4	81579	82,6
2002-Q3	98,2	3,4	77,2	3430	5083,0	503,9	81582	82,7
2002-Q4	97,3	3,2	77,3	3580	5113,2	508,7	81584	82,9
2003-Q1	96,0	2,9	77,3	3740	5135,5	528,8	81579	83,4
2003-Q2	97,6	3,1	77,3	3830	5151,1	528,6	81560	83,3
2003-Q3	96,4	3,0	77,3	3840	5155,0	531,2	81540	83,6
2003-Q4	96,4	3,1	77,5	3840	5130,1	527,9	81517	83,9
2004-Q1	96,3	3,1	78,4	3950	5169,4	527,0	81500	84,2

Lisa 1 järg

Period	KVHI	INT	EHKU	UNEMP	KAST	SÄÄST	POP	THI
2004-Q2	94,2	2,4	78,6	4050	5140,1	533,3	81471	84,8
2004-Q3	93,3	2,3	78,7	4110	5136,3	533,7	81442	85,1
2004-Q4	92,9	1,7	79,0	4210	5172,7	523,5	81414	85,6
2005-Q1	95,2	2,0	78,9	4340	5129,3	512,9	81382	85,6
2005-Q2	92,9	2,1	79,0	4500	5182,9	516,0	81354	85,9
2005-Q3	94,5	1,5	79,1	4490	5181,3	531,6	81325	86,5
2005-Q4	93,0	1,7	79,5	4360	5199,2	566,4	81287	87,0
2006-Q1	92,8	1,8	79,9	4240	5193,9	525,3	81241	87,0
2006-Q2	92,6	2,1	80,9	4120	5196,5	533,7	81203	87,5
2006-Q3	91,7	2,4	81,7	4010	5190,7	538,8	81150	87,8
2006-Q4	93,1	2,5	85,1	3880	5263,3	550,0	81101	88,1
2007-Q1	88,3	2,2	85,7	3670	5203,0	552,7	81050	88,6
2007-Q2	89,4	2,3	86,1	3510	5179,6	536,4	81017	89,3
2007-Q3	89,5	2,1	86,5	3440	5182,8	538,7	80971	89,8
2007-Q4	89,3	1,1	87,4	3330	5192,3	549,7	80933	90,8
2008-Q1	89,9	1,0	88,1	3180	5183,1	552,3	80852	91,2
2008-Q2	89,2	1,4	89,0	3060	5247,0	599,2	80802	91,9
2008-Q3	87,7	1,2	88,9	2910	5211,4	579,4	80743	92,5
2008-Q4	88,5	1,9	89,2	2900	5105,7	502,3	80659	92,3
2009-Q1	89,1	2,3	88,9	3030	5147,1	532,2	80577	92,0
2009-Q2	89,6	3,1	89,1	3140	5163,2	532,6	80501	92,1
2009-Q3	90,0	3,5	89,2	3170	5111,5	523,7	80451	92,3
2009-Q4	91,0	2,8	89,3	3080	5114,0	514,6	80404	92,7
2010-Q1	89,2	2,4	89,9	2990	5169,6	540,1	80321	92,7
2010-Q2	89,2	1,7	90,3	2860	5198,9	536,7	80296	93,1
2010-Q3	89,5	1,3	90,5	2750	5231,4	536,0	80268	93,3
2010-Q4	88,5	1,2	91,6	2680	5251,3	524,8	80255	94,0
2011-Q1	90,4	1,3	92,2	2540	5249,4	515,8	80250	94,4
2011-Q2	90,4	1,1	92,9	2420	5252,0	522,2	80260	95,0
2011-Q3	90,3	0,1	93,1	2360	5276,0	520,1	80285	95,4

Lisa 1 järg

Period	KVHI	INT	EHKU	UNEMP	KAST	SÄÄST	POP	THI
2011-Q4	90,4	-0,3	94,1	2290	5262,6	511,0	80307	96,1
2012-Q1	90,9	-0,3	94,7	2240	5341,0	533,0	80357	96,5
2012-Q2	91,3	-0,4	95,1	2230	5271,0	516,6	80398	96,8
2012-Q3	92,7	-0,7	95,4	2210	5256,0	503,0	80448	97,3
2012-Q4	93,6	-0,6	96,1	2200	5224,4	465,2	80503	98,0
2013-Q1	93,4	-0,1	96,6	2220	5235,6	485,7	80562	98,0
2013-Q2	94,4	-0,2	97,0	2190	5258,4	486,7	80594	98,2
2013-Q3	94,2	0,1	97,3	2160	5273,3	481,8	80671	98,9
2013-Q4	94,1	0,4	98,0	2140	5232,0	478,8	80759	99,3
2014-Q1	95,1	0,4	98,3	2130	5274,6	511,9	80836	99,1
2014-Q2	96,1	0,3	98,6	2090	5296,3	519,2	80915	99,3
2014-Q3	96,6	0,1	98,8	2100	5331,1	519,8	81026	99,7
2014-Q4	96,6	0,2	99,5	2070	5337,8	524,2	81156	99,8
2015-Q1	99,0	0,3	99,8	2000	5360,0	526,2	81393	99,1
2015-Q2	99,5	0,0	100,2	1970	5333,0	533,2	81525	100,3
2015-Q3	100,1	0,5	100,4	1920	5375,9	533,4	81739	100,5
2015-Q4	101,4	0,2	101,2	1900	5417,3	546,9	82092	100,2
2016-Q1	103,2	0,0	101,9	1860	5453,9	543,1	82220	99,4
2016-Q2	104,7	0,0	102,3	1820	5466,2	553,8	82316	100,4
2016-Q3	106,0	-0,6	102,7	1760	5436,7	546,5	82389	101,0
2016-Q4	107,1	-1,0	103,8	1690	5487,3	554,6	82472	101,2
2017-Q1	106,6	-1,6	104,7	1670	5557,4	559,8	82547	101,0
2017-Q2	107,5	-1,4	105,5	1650	5537,2	555,4	82637	101,8
2017-Q3	109,0	-1,3	106,2	1600	5531,7	559,8	82697	102,5
2017-Q4	110,3	-1,3	108,0	1560	5550,7	576,1	82748	102,7
2018-Q1	110,9	0,0	109,1	1510	5650,3	581,5	82805	102,4

Allikas: Destatis, OECD, FRED

Lisa 2. Korrelatsioonikordajate p-väärtused

	KVHI	INT	EHKU	UNEMP	KAST	SÄÄST
KVHI	-	-	-	-	-	-
INT	0,000	-	-	-	-	-
EHKU	0,006	0,000	-	-	-	-
UNEMP	0,074	0,000	0,000	-	-	-
KAST	0,000	0,000	0,000	0,000	-	-
SÄÄST	0,008	0,647	0,434	0,012	0,518	-
POP	0,000	0,158	0,007	0,901	0,000	0,078

Allikas: Autori arvutudes programmis *Excel*

Lisa 3. Esialgne mudel

OLS, using observations 1991:1-2018:1 (T = 109)
Dependent variable: l_KVHI_d11

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-61.2139	3.03828	-20.15	<0.0001	***
l_UNEMP	-0.170270	0.0117606	-14.48	<0.0001	***
l_KAST	-1.62240	0.122816	-13.21	<0.0001	***
l_SAAST	0.134365	0.0308208	4.360	<0.0001	***
l_POP	7.09510	0.283202	25.05	<0.0001	***
l_INT_d11	0.0305810	0.0296277	1.032	0.3044	
l_EHKU_d11	-0.0238040	0.0465702	-0.5111	0.6104	
Mean dependent var	4.595505	S.D. dependent var	0.071952		
Sum squared resid	0.043882	S.E. of regression	0.020742		
R-squared	0.921517	Adjusted R-squared	0.916901		
F(6, 102)	199.6086	P-value(F)	5.05e-54		
Log-likelihood	271.3950	Akaike criterion	-528.7900		
Schwarz criterion	-509.9506	Hannan-Quinn	-521.1500		
rho	0.648951	Durbin-Watson	0.704114		

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis *Gretl*

Lisa 4. Esialgse mudeli testid

White's test for heteroskedasticity
Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $TR^2 = 48.388452$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 48.388452) = 0.006946$

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 4
Null hypothesis: Autocorrelation not present
Test statistic: LMF = 21.257097,
with p-value = $P(F(4,98) > 21.2571) = 1.21e-012$

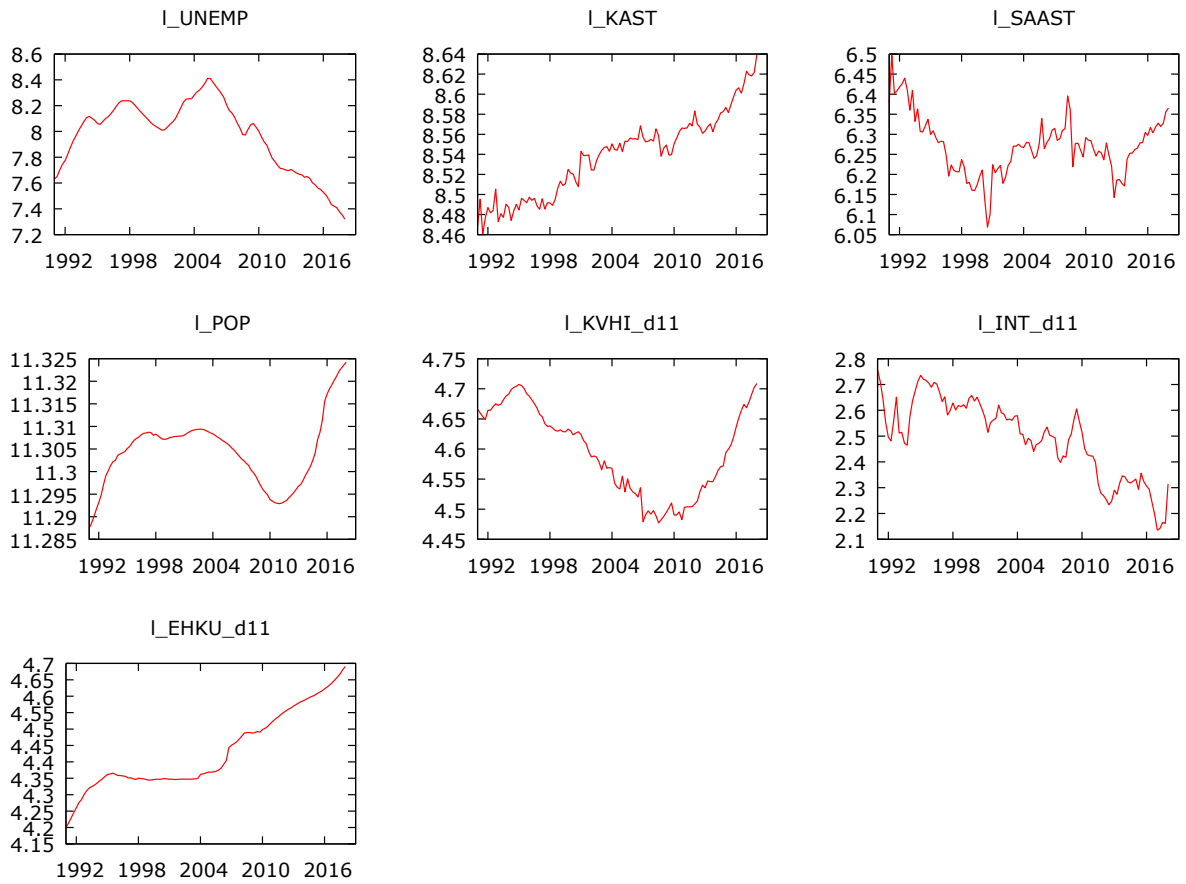
Auxiliary regression for RESET specification test
Null hypothesis: Specification is adequate
Test statistic: $F = 6.135521$,
with p-value = $P(F(2,100) > 6.13552) = 0.00307$

Variance Inflation Factors
Minimum possible value = 1.0
Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

l_UNEMP	2.599
l_KAST	6.361
l_SAAST	1.280
l_POP	1.215
l_INT_d11	5.089
l_EHKU_d11	7.762

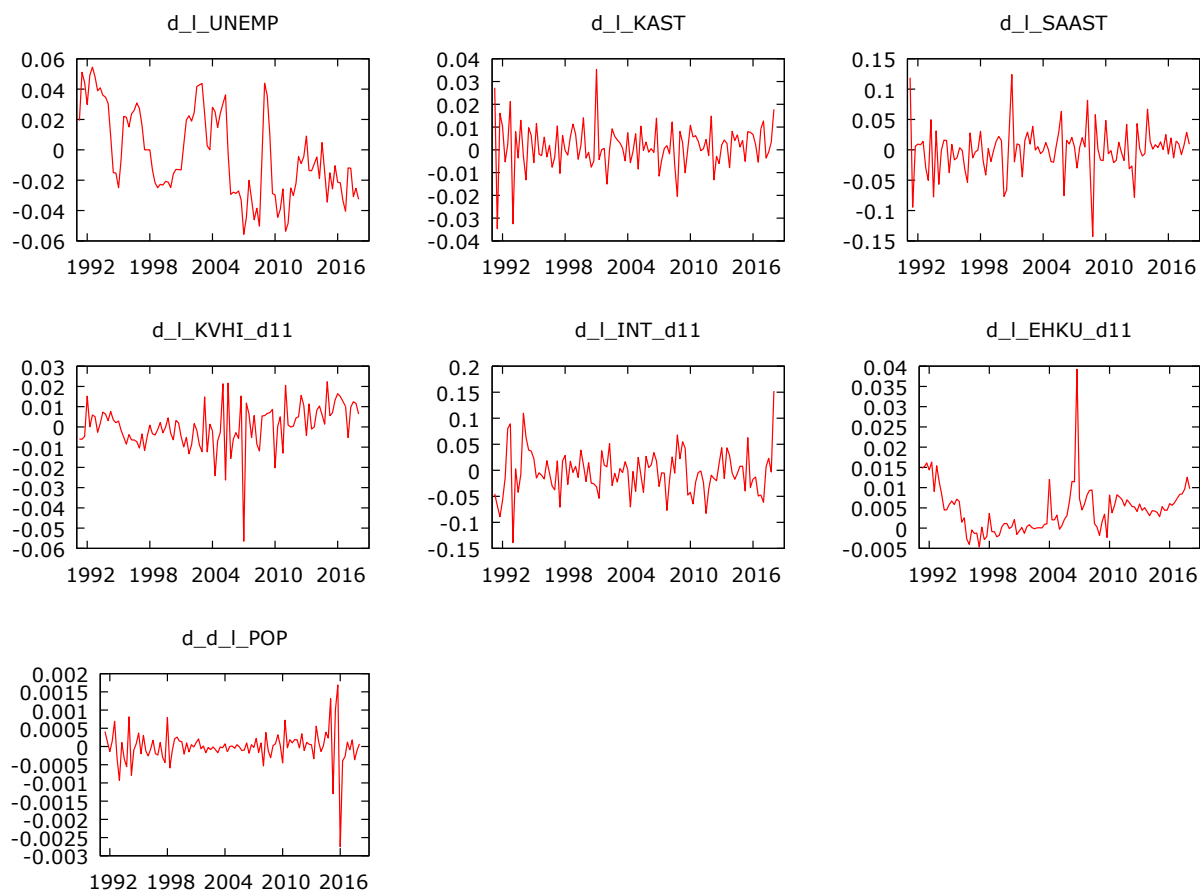
Allikas: Esialgse mudeli testimine programmis *Gretl*

Lisa 5. Mudelis kasutavate aegridade graafikud



Allikas: Logaritimitud aegridade joonised programmis *Gretl*

Lisa 6. Diferentsitud aegridade graafikud



Allikas: Diferentsitud ja logaritmitud aegridade joonised programmis *Gretl*

Lisa 7. Diferentsitud aegridadega mudel

OLS, using observations 1991:3-2018:1 (T = 107)

Dependent variable: d_I_KVHI_d11

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.00132134	0.00133331	-0.9910	0.3241	
d_I_INT_d11	0.0372582	0.0259444	1.436	0.1541	
d_I_EHKU_d11	0.348868	0.183402	1.902	0.0600	*
d_I_UNEMP	-0.0292823	0.0372930	-0.7852	0.4342	
d_I_KAST	0.161702	0.143634	1.126	0.2630	
d_I_SAAST	-0.0443093	0.0368839	-1.201	0.2325	
d_d_I_POP	-0.472162	2.26889	-0.2081	0.8356	
Mean dependent var	0.000457	S.D. dependent var	0.010908		
Sum squared resid	0.011505	S.E. of regression	0.010726		
R-squared	0.087883	Adjusted R-squared	0.033156		

F(6, 100)	1.605839	P-value(F)	0.153306
Log-likelihood	337.0470	Akaike criterion	-660.0941
Schwarz criterion	-641.3843	Hannan-Quinn	-652.5094
rho	-0.077627	Durbin-Watson	2.151262

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis *Gretl*

Lisa 8. Populatsioonita mudel

OLS, using observations 1991:2-2018:1 (T = 108)

Dependent variable: d_1_KVHI

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.00129488	0.00132192	-0.9795	0.3296	
d_1_INT	0.0379516	0.0252328	1.504	0.1357	
d_1_EHKU	0.332292	0.179693	1.849	0.0673	*
d_1_UNEMP	-0.0316192	0.0367018	-0.8615	0.3910	
d_1_KAST	0.151766	0.141548	1.072	0.2862	
d_1_SAAST	-0.0480989	0.0360261	-1.335	0.1848	

Mean dependent var	0.000398	S.D. dependent var	0.010875
Sum squared resid	0.011548	S.E. of regression	0.010640
R-squared	0.087429	Adjusted R-squared	0.042695
F(5, 102)	1.954426	P-value(F)	0.091814
Log-likelihood	340.4979	Akaike criterion	-668.9957
Schwarz criterion	-652.9029	Hannan-Quinn	-662.4707
rho	-0.070708	Durbin-Watson	2.136499

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis *Gretl*

Lisa 9. Lõplik pikaajaline mudel

OLS, using observations 1991:2-2018:1 (T = 108)

Dependent variable: d_1_KVHI

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.00101551	0.00130490	-0.7782	0.4382	
d_1_INT	0.0446399	0.0244955	1.822	0.0712	*
d_1_EHKU	0.351087	0.177332	1.980	0.0503	*

Mean dependent var	0.000398	S.D. dependent var	0.010875
Sum squared resid	0.011845	S.E. of regression	0.010621
R-squared	0.063926	Adjusted R-squared	0.046096
F(2, 105)	3.585295	P-value(F)	0.031174
Log-likelihood	339.1247	Akaike criterion	-672.2494
Schwarz criterion	-664.2030	Hannan-Quinn	-668.9869

rho -0.074857 Durbin-Watson
 Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis *Gretl*

2.143369

Lisa 10. Mudeli testimise tulemused

RESET test for specification -
 Null hypothesis: specification is adequate
 Test statistic: $F(2, 103) = 0.803718$
 with p-value = $P(F(2, 103) > 0.803718) = 0.450449$

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 39.0127$
 with p-value = $3.3768e-009$

Variance Inflation Factors
 Minimum possible value = 1.0
 Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

d_1_INT 1.000
 d_1_EHKU 1.000

LM test for autocorrelation up to order 4 -
 Null hypothesis: no autocorrelation
 Test statistic: LMF = 2.60218
 with p-value = $P(F(4, 101) > 2.60218) = 0.0403703$

White's test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: heteroskedasticity not present
 Test statistic: LM = 3.36942
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 3.36942) = 0.643231$

Allikas: Mudeli testimine programmis *Gretl*

Lisa 11. Viitaegadega mudel

OLS, using observations 1991:3-2018:1 (T = 107)
 Dependent variable: d_1_KVHI

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.00556395	0.00214083	-2.599	0.0107	**
time	8.72714e-05	3.26282e-05	2.675	0.0087	***
d_1_INT	0.0419825	0.0239623	1.752	0.0827	*
d_1_EHKU	0.291443	0.162253	1.796	0.0754	*

Mean dependent var 0.000458 S.D. dependent var 0.010913
 Sum squared resid 0.011056 S.E. of regression 0.010360
 R-squared 0.124168 Adjusted R-squared 0.098658
 F(3, 103) 4.867488 P-value(F) 0.003310
 Log-likelihood 339.1773 Akaike criterion -670.3547
 Schwarz criterion -659.6633 Hannan-Quinn -666.0205

rho -0.168510 Durbin-Watson 2.330957

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 2.15691

with p-value = $P(F(4, 99) > 2.15691) = 0.0794136$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 6.9004

with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 6.9004) = 0.647489$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 101) = 0.163014$

with p-value = $P(F(2, 101) > 0.163014) = 0.849802$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 32.3621$

with p-value = $9.38974e-008$

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil ja testimine programmis Gretl

Lisa 12. Lõplik lühiajaline mudel

OLS, using observations 2009:1-2018:1 (T = 37)

Dependent variable: d_1_KVHI

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.0241896	0.00974166	-2.483	0.0186	**
time	0.000357655	0.000109267	3.273	0.0026	***
d_d_1_EHKU	1.29663	0.311719	-4.160	0.0002	***
d_d_1_EHKU_4	1.03171	0.314305	3.283	0.0026	***
d_1_SKT_2	-0.311557	0.127589	-2.442	0.0205	**
d_d_1_POP_4	3.85350	1.67760	2.297	0.0285	**
Mean dependent var	0.006107	S.D. dependent var		0.008531	
Sum squared resid	0.001357	S.E. of regression		0.006615	
R-squared	0.482181	Adjusted R-squared		0.398661	
F(5, 31)	5.773287	P-value(F)		0.000705	
Log-likelihood	136.4529	Akaike criterion		-260.9058	
Schwarz criterion	-251.2403	Hannan-Quinn		-257.4983	
rho	-0.038229	Durbin-Watson		1.972145	

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 1.82023

with p-value = $P(F(4, 27) > 1.82023) = 0.15403$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $LM = 18.9151$

with p-value = $P(\text{Chi-square}(20) > 18.9151) = 0.52735$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 29) = 1.75536$

with p-value = $P(F(2, 29) > 1.75536) = 0.190714$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 0.610936$

with p-value = 0.736778

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil ja testimine programmis Gretl