

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Markus-Christopher Kitt

**USA eluasemehindade mõjutegurite hindamine lühi- ja pikal
perioodil ARDL mudeliga**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Merike Kukk, PhD

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö 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 8659 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Markus-Christopher Kitt

(nimi, allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 154791TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: markuskitt@gmail.com

Juhendaja: Merike Kukk, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	6
1. ELUASEMEHINDADE TEOREETILINE RAAMISTIK	9
1.1. Eluasemeturg ja olemasolevad hinnamudelid	9
1.2. Eluaseme nõudluse mõjutegurid.....	13
1.3. Kirjanduse ülevaade elukondliku kinnisvara hindade teguritest	15
2. ANDMED JA METOODIKA	18
2.1. Kasutatud andmed	18
2.2. Eluasemehindade ARDL mudel	22
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED	26
3.1. ADF test ühikjuure kontrolliks	26
3.2. Lühi- ja pika perioodi ARDL mudelid	27
3.3. Mudelite omaduste kontroll.....	31
3.4. Tulemuste tõlgendamine	33
KOKKUVÕTE	38
SUMMARY	41
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	44
LISAD	48
Lisa 1. Mudeli E ECM kuju	48
Lisa 2. Mudeli F ECM kuju.....	49
Lisa 3. Mudeli G ECM kuju	50
Lisa 4. Breusch-Godfrey test mudelil E	51
Lisa 5. Ramsey RESET test mudelil E.....	52
Lisa 6. White test mudelil E	53
Lisa 7. Jarque-Bera test mudelil E.....	54
Lisa 8. CUSUM test mudelil E.....	54
Lisa 9. CUSUMQ test mudelil E	55
Lisa 10. Breusch-Godfrey test mudelil F.....	56
Lisa 11. Ramsey RESET test mudelil F	57
Lisa 12. White test mudelil F	58
Lisa 13. Jarque-Bera test mudelil F	59

Lisa 14. CUSUM test mudelil F	59
Lisa 15. CUSUMQ test mudelil F	60
Lisa 16. Breusch-Godfrey test mudelil G	61
Lisa 17. Ramsey RESET test mudelil G	62
Lisa 18. White test mudelil G.....	63
Lisa 19. Jarque-Bera test mudelil G	64
Lisa 20. CUSUM test mudelil G	64
Lisa 21. CUSUMQ test mudelil G	65
Lisa 22. Quandt-Andrews test mudelil E.....	65
Lisa 23. Quandt-Andrews test mudelil G	66
Lisa 24. Mudeli E ECM kuju koos fiktiivmuutujaga	67
Lisa 25. Mudeli G ECM kuju koos fiktiivmuutujaga.....	68
Lisa 26. CUSUMQ test mudelil E koos fiktiivmuutujaga.....	69
Lisa 27. CUSUMQ test mudelil G koos fiktiivmuutujaga	69
Lisa 28. Lihtlitsents	70

LÜHIKOKKUVÕTE

Antud töö eesmärgiks on luua USA eluasemehindu lühi- ja pikal perioodil kirjeldav mudel. Selleks on kõigepealt loodud teoreetiline raamistik hindade modelleerimiseks. Töös on uuritud üldist hinnataset, mistõttu on kirjeldatud eluasemehindade tegureid läbi kogunõudlus- ja pakkumisfunktsiooni tegurite. Empiiriliseks analüüsiks on kasutatud ARDL modelleerimist, mille abil on võimalik hinnata nii lühi- kui ka pika perioodi tegurite elastsust. Töö empiirilisest osast selgub, et USA eluasemehinnad on pikal perioodil kointegreeritud eluaseme pakkumise, sissetulek *per capita* ning väärtpaberite hindadega. Pakkumine on pikal perioodil mitte-elastne ning seos hindadega on negatiivne. Sissetulek *per capita* on elastne ning seos hindadega on positiivne. Väärtpaberite hinnad on eluasemehindadega negatiivselt seotud ning on hinna suhtes mitte-elastsed.

Lühiperioodil on eluasemehinnad inertsed ning on positiivselt seotud enda eelnevate perioodide muutusega. Lühiperioodil on hinnad seotud pakkumisega, sissetulek *per capita*, uusarenduste pakkumisega, intressimääradega, renoveerimis- ja ümberehitustööde mahuga. Pakkumine ja intressimäär on hinna suhtes lühiperioodil jäigad. Sissetulek *per capita* koondmõju lühiperioodil puudub: kui ühel perioodil toimub šokk, siis järgmisel perioodil toimub korrektuur tagasi. Uusarenduste pakkumine ning renoveerimis- ja ümberehitustööde maht on negatiivselt seotud eluasemehindadega. Eluasemeturgu võib pidada ebaefektiivseks turuks, kuna taastumine lühiperioodi šokist võtab kuni 18 aastat.

Võtmesõnad: eluasemehinnad, kointegratsioon, ARDL modelleerimine, F-Bounds test

SISSEJUHATUS

Eluasemeturgu võib pidada üheks olulisimaks turuks majanduses. Lähtudes sisemajanduse kogutoodangu kulumeetodil arvutuspõhimõttest (SKT on summa eratarbimisest, koguinvesteeringutest, valitsuse kuludest ning netoekspordist) on eluasemeturul oluline sisend SKT-sse läbi eratarbimise ja investeeringute. Eratarbimise mõju tuleneb kodumajapidamiste rendi- ja kommunaalkuludest, mille maht moodustab USA SKT-st keskmiselt 10%-14% (Bureau of Economic Analysis, tabel 1.1.5.; Bureau of Economic Analysis, tabel 2.3.5.). Investeeringute mõju tuleneb eluasemete ehitusest, ostust investeerimiseks ja renoveerimistöödest, mille kogu panus USA SKT-st on keskmiselt 2%-7% (Bureau of Economic Analysis, tabel 1.1.5.). Meen (1990) toob välja, et üks peamisi tegureid, mis mõjutab kodumajapidamiste otsust eluaset üürida või osta, on eluasemehind. Seetõttu võib järeldada, et eluasemehinnad on seotud eratarbimisega.

DiPasquale (1999) toob välja, et lisaks kodumajapidamistele on eluasemeturul veel kaks osalist: kinnisvarakauplejad ning uusarendajad. Kinnisvarakauplejad soetavad eluasemeid eesmärgiga neid välja üürida või kallimalt maha müües ning uusarendajad loovad uusi eluasemeid eesmärgiga neid maha müüa või välja üürida. (*Ibid*) Hwang ja Quigley (2006) täiendavad, et kinnisvarakauplejad ostavad ka remontivajavaid eluasemeid ning renoveerivad neid, et teenida investeeringust suuremat kasumit. Nii kinnisvarakauplejad kui ka uusarendajad soovivad tehingutest maksimaalset kasumit teenida, mistõttu on neil oluline teada, mis olukord valitseb eluasemeturul: kas eluasemehinnad on tasakaalus, üle- või alahinatud. Eelnevast võib järeldada, et eluasemehinnad on seotud koguinvesteeringutega.

Eluasemeturg ei mõjuta majandust ainult otse läbi investeeringute ja eratarbimise, vaid mõjud võivad olla ka kaudsed. Näiteks sõltub ehitussektori töö suuresti eluasemeturu olukorrast, mis tähendab, et eluasemeturul on mõju ehitussektori tööjõu nõudlusele. Lisaks mõjutab eluasemete ehituse maht ka ehitusmaterjalide nõudlust, kommunikatsioonide rajamist ja tehnoloogia nõudlust. Seetõttu võib eeldada, et eluasemehindadel on lisaks otsesele seosele ka kaudne mõju majandusele.

Malpezzi (2009) toob välja, et eluasemeturg on madala likviidsuse ja efektiivsusega turg, mis tekitab turul olukordi, kus eluasemehinnad võivad lühiperioodil oluliselt erineda pika perioodi tasakaaluhinnast. Järelkult selgitamaks, kas hinnad on üle- või alahinnatud, on oluline teada, milline on eluaseme tasakaaluhind, selleks on aga vaja teada, millised tegurid on lühi- ja pikal perioodil hindadega seotud. Meen (2002) toob välja, et pika perioodi tasakaaluhinna leidmiseks on oluline selgitada nõudlus- ja pakkumisfunktsiooni tegurid, mille kaudu on võimalik teatud ajahetkel eluasemehindu selgitada. Kui nõudluse ja pakkumise dünaamika kaudu on võimalik leida pika perioodi tasakaaluhind, siis Roseni (1974) hedoonilise hinnamudeli kaudu on võimalik seletada hindade varieeruvust üldisest hinnatasemest. Antud töö keskendub pika perioodi tasakaaluhinna modelleerimisele, mistõttu uuritakse nõudluse ja pakkumise tegureid.

Antud töös on võetud modelleerimise aluseks USA eluasemehinnad, sest esiteks on IMF (2020) raporti järgi USA majandus SKT alusel maailma suurim, mis tähendab, et avatud majandusega süsteemis võib eeldada, et USA majandustsükli (ja eluasemehinnatsükli) mõjud kanduvad edasi ka teistesse riikidesse. Teiseks on Ühendriikide andmebaasides kättesaadavad pikad ja usaldusväärsed aegread, mis võimaldavad hindu modelleerida võimalikult täpselt. Kolmandaks võib pidada USA majandust ning eluasemeturgu kõrgelt arenenuks, mis annab indikatsiooni, kuhu vähem arenenud riikide eluasemeturg võib tulevikus jõuda. Lähtudes eelnevast, on antud töö eesmärk luua mudel, mille abil on võimalik selgitada USA eluasemehindade dünaamikat nii lühikui ka pikal perioodil. Selleks otsitakse vastuseid järgmistele uurimisküsimustele:

- 1) millised tegurid on seotud USA eluasemehindadega lühi- ja pikal perioodil?
- 2) Kuidas on seotud USA eluasemehinnad vastavate mõjuteguritega lühi- ja pikal perioodil?
- 3) Kui kaua läheb aega, et USA eluasemehinnad jõuaksid lühiperioodi šoki poolt põhjustatud kõrvalekaldest tagasi pika perioodi tasakaaluhinna juurde?

Tulenevalt käesoleva töö eesmärgipüstitusest ning uurimisküsimustest, on uuritud USA eluasemehindade lühi- ja pikaperioodi tegureid ARDL meetodil. Pesaran *et al* 2001 toovad välja, et ARDL mudeli eeliseks on hinnata teguritevahelisi seoseid nii lühikui ka pikal perioodil ning mudeli puhul võivad olla aegread erinevat järku integreeritud: kas $I(0)$ või $I(1)$ tüüpi aegread. Antud töös on uuritud muutujate vahelisi seoseid reaalnäitajates ehk püsivhindades.

Käesolev töö on jaotatud kolmeks peatükiks. Esimeses peatükis tuuakse välja eluasemehindade teoreetiline raamistik. Kõigepealt näidatakse, millised on olemasolevad hinnamudelid ning millisest mudelist antud töös lähtutakse. Seejärel tuuakse välja töös kasutatud teoreetilise mudeli

tegurid ning peatüki lõpus antakse ülevaade olemasolevate tööde tulemustest. Teises peatükis kirjeldatakse, milliseid andmeid ja mis metoodikat kasutatakse. Tuuakse välja, millised aegridu on kasutatud teoreetilise mudeli tegurite hindamisel. Lisaks kirjeldatakse töös kasutatavat meetodit – ARDL modelleerimist – ning luuakse teoorias välja toodud tegurite alusel ARDL mudel. Kolmandas peatükis viiakse läbi empiiriline analüüs ja tuuakse välja tulemused. Esmalt kontrollitakse, kas valitud aegread vastavad ARDL mudeli kriteeriumitele, seejärel tuuakse välja lühi- ja pika perioodi ARDL mudelid ning kontrollitakse mudelite omadusi. Viimaseks on toodud välja mudelite parameetrite hinnangud ning selgitatud nende võimalikke põhjuseid.

Töö autor soovib tänada töö juhendajat, Merike Kukke, nõuannete, vastutulelikkuse ning kannatlikkuse eest.

1. ELUASEMEHINDADE TEOREETILINE RAAMISTIK

Esimeses peatükis tuuakse välja eluasemehindade teoreetiline raamistik. Selleks kirjeldatakse peamiseid hinnamudeleid ning tuuakse välja, millist mudelit antud töös kasutatakse. Lähtudes valikust, tuuakse välja tegurid, mis hinnamudelisse kuuluvad. Viimaseks tehakse lühiülevaade olemasolevatest empiirilistest töödest, mis on kasutanud sarnast lähenemist eluasemehindade modelleerimiseks.

1.1. Eluasemeturg ja olemasolevad hinnamudelid

DiPasquale ja Wheaton (1992) toovad välja, et eluasemeturg koosneb kahest omavahel sõltuvast allturust: omandi- ja üüriturg. Autorid toovad välja, et omanditurul on kolm peamist osalist: kodumajapidamised, kinnisvarakauplejad ning uusarendajad. Üüriturul on osalisteks aga ainult kinnisvarakauplejad ja kodumajapidamised. (*Ibid*) Abelson *et al* (2005) toovad välja, et kodumajapidamised on omandituru lõpptarbijad, kinnisvarakauplejad aga ainult vahendajad, s.t nad omavad vara eesmärgiga sellelt tulu teenida selle kallimalt maha müües või välja üürides. DiPasquale (1999) lisab oma hilisemas töös, et uusarendajad võivad olla ka üürituru osalisteks: seda juhul, kui nad toodavad elamuid, mis on planeeritud vaid välja üürimiseks, kuid sellel otsest mõju hindadele pole, kuna ostu-müügi hindu need ei mõjuta. Antud töö keskendub eluasemeturu ostu-müügihindade, mitte üüritaseme mõjutegurite uurimisele, mistõttu on oluline selgitada, millised tegurid mõjutavad eluaseme omandituru osaliste ostu- ja müügiotsuseid.

Rosen (1974) on seisukohal, et esemete väärtus tuleneb nende kvaliteediomadustest. Autor selgitab lähtudes kasulikkuse teooriast, et tarbijad soovivad oma kasulikkust maksimiseerida piiratud eelarve juures, mistõttu on nad sunnitud valima mitme hüvise vahel. Tarbija väärtustab esemete puhul erinevaid kvaliteediomadusi ning sellest tulenevalt on nõudlus ühe eseme vastu suurem kui teise. Antud lähenemist hindade kujunemisele nimetatakse hedooniliseks hinnamudeliks, mille abil on võimalik välja tuua hüviste omadused, mis mõjutavad nende hindade varieeruvust teineteisest. (*Ibid*) Bhattacharya ja Laurice (2005) on lähtunud eluasemehindade modelleerimisel Roseni hedoonilisest hinna mudelist ning on seisukohal, et eluasemehindade suurimateks

mõjuteguriteks ei ole mitte ainult eluaseme kvaliteedinäitajad nagu tubade arv, eluaseme seisukord jms, vaid ka naabruskonna kvaliteet: kui turvaline on naabruskond, kas naabruses on haljasaladid jpm. Fletcher *et al* (2000), on samuti hinnanud eluasemehindade tegureid hedoonilise hinnamudeli abil, aga nad toovad oma töös välja, et antud meetodil on väga oluline suur valimi maht, sest antud mudel annab täpseid tulemusi vaid siis, kui mudelisse arvestatakse võimalikult palju kvaliteediomadusi. Lähtuvalt eelnevast, võib öelda, et eluaseme hedooniline hinnamudel ei kirjelda mitte üldist hinnataset, vaid eluaseme hindade varieeruvust üldisest hinnatasemest (miks mõni eluase on ühel perioodil kallim kui teine).

Teine võimalus eluaseme hindade modelleerimiseks on hinnata eluasemehindade mõjutegureid nõudluse ja pakkumise dünaamika alusel. Meen (2002) toob välja, et enamus töid, mis hindavad eluasemehindade mõjutegureid pikal perioodil, kirjeldavad eluaseme hindu kodumajapidamiste nõudluse kaudu ning peamiseks aluseks nõudluse modelleerimisel on elutsükli mudel. Mudeli alusel soovivad kodumajapidamised maksimiseerida pikal perioodil piiratud eelarve juures oma kogukasulikkust. Kui mudelis on üheks hüviseks eluase ning teiseks kõik muud hüvised ehk komposiithüvis (ingl keeles *composite good*), siis tulenevalt eelarvepiirangust, ei ole võimalik maksimiseerida mõlema hüvise tarbimist samal ajal. Kogukasulikkuse maksimeerimiseks pikal perioodil hindavad kodumajapidamised mõlema hüvise kasulikkust ning tarbivad mõnel perioodil rohkem eluaset, teisel perioodil komposiithüvist. (*Ibid*) Meen (1990; 2002) näitab oma töödes, kui komposiithüvist soovitakse rohkem tarbida, siis kodumajapidamised üürivad eluaset omamise asemel, kuna üürimise puhul ei pea eluaseme tarbimise ajal omanikukulud kandma ning jääb rohkem raha komposiithüvist tarbimiseks. Lähtudes elutsükli mudelist, on eluasemehinna tegurite hindamisel oluline selgitada välja, millised tegurid määravad kodumajapidamiste eelarve ning millised tegurid mõjutavad kodumajapidamiste otsust omada eluaset komposiithüvise asemel.

Meeni (1990; 2002) töid toetavad ka Égert ja Mihaljek (2007), Capozza *et al* (2002), Abelson *et al* (2005), kes on seisukohal, et kodumajapidamised on eluaseme lõpptarbijad ning nende otsustest kas omada või üürida eluaset nihkub nõudluskõver pikal perioodil. Autorid leiavad, et kodumajapidamiste eelistus omada kinnisvara ning nende eelarvepiirangud ei ole mitte seotud eluaseme kvaliteediomaduste, vaid hoopis makromajandulike näitajatega (*Ibid*). Abelson *et al* (2005) täiendavad, et lisaks kodumajapidamistele, nihutavad eluaseme kogunõudluskõverat ka kinnisvarakauplejate eelistused, kuna nemad on samuti turu osalised, olgugi, et nende nõudlus on võrreldes kodumajapidamistega oluliselt madalam. Kinnisvarakauplejate jaoks on eluase

investeeringisobjektiks ning nad on selle vahendajad, mitte lõpptarbijad: nad pakuvad eluaset üüriks või müügiks lõpptarbijale ehk kodumajapidamiseks. Eluaset kui investeeringisobjekti ostes võrdlevad nad seda teiste investeeringutega ning tulenevalt oma eelarvepiirangust ja sõltuvalt objektide tootlusest otsustavad kas ühe või teise kasuks ehk maksimeerivad oma tootlust piiratud eelarve juures. (*Ibid*) Tulenevalt eelnevast, on võimalik eluaseme hinnamudelisse arvestada ka kinnisvarakauplejate nõudlusfunktsiooni tegurid.

Elutsüklimudel ja kinnisvarakauplejate huvid selgitavad eluasemehindu pööratud nõudlusfunktsiooni kaudu, kuidas selgitada aga pakkumise mõju hindadele? Poterba (1984) toob välja, et eluaseme pakkumise mõõdikuks on elamufondi pakkumine. Elamufondi pakkumist on võimalik väljendada funktsioonina omaniku- ja ehituskuludest (*Ibid*). Meen (2002) on aga seisukohal, et tingituna eluasemeturu madalast efektiivsusest, võib tasakaalu jõudmine võtta aastakümneid aega, mistõttu ei pruugi hinnamudel is omaniku- ja ehituskulud olulised näida (kuigi pikal perioodil need on). Nii Meen (2002) kui ka Abelson *et al* (2005) on seisukohal, et pakkumise mõju on oluline hinnamudelisse sisse arvestada, kuid seda tuleb teha pakkumise funktsiooni lahti kirjutamata, s.t pakkumise mõõdikuks tuleb jätta elamufondi maht, mitte selle mõjutegurid. Abelson *et al* (2005) lisab, et lühiperioodil võib eraldi arvestada ka uusarenduste pakkumise mõju hindadele: uusarenduste hinnad on üldiselt kõrgemad kui olemasoleval elamufondil, mistõttu on uusarendustel lühiperioodil positiivne mõju eluasemehindadele. Lähtudes eelnevast, võib pikal perioodil arvestada pakkumise mõõdikuks elamufondi pakkumist (teoreetiliselt võib elamufondi pakkumist väljendada ka funktsioonina omaniku- ja ehituskuludest) ning lühiperioodil lisaks uusarenduste pakkumise mõju eluasemehindadele.

DiPasquale (1999), Hwang, Quigley (2006) ning Baer (1986) toovad välja, et lisaks elamufondi mahule ning uusarenduste pakkumisele, on oluline mõju kinnisvara hindadele nii pikal kui ka lühiperioodil eluaseme parendus- ja ümberehitustöödel. Baer (1986) toob välja, et kodumajapidamistel tekib eluasemel sentimentaalne väärtus, mida ei anna rahas mõõta, mistõttu eelistavad osad kodumajapidamised uue kodu ostu lükata edasi ja selle asemel renoveerida olemasolevat. Renoveerimistöõde tõttu aga kasvab kinnisvara väärtus (*Ibid*). Hwang ja Quigley (2006) on seisukohal, et ümberehitustöödel on oluline mõju eluaseme hindadele, kuid mõju on hoopis negatiivne tulenevalt pakkumiskõvera nihkest paremale. Näiteks ehitatakse ühepereelamu ümber korteriteks juhul, kui leibkonna jaoks on olemasolev kodu muutunud liiga suureks või soovitakse elada lastega samas majas, kuid mitte samas korteris (*Ibid*). DiPasquale (1999) on Hwang ja Quigley (2006) tööga sarnasel seisukohal ning selgitab, et kinnisvarakauplejad võivad

kasumi teenimise eesmärgil osta ühepereelamuid ning ehitada neid ümber korterelamuteks. Seega võib renoveerimis- ja ümberehitustöödel olla kahene mõju eluasemehindadele: ühest küljest suureneb elamufond ehk negatiivne surve hindadele (suurenenud pakkumisest), teisest küljest paraneb elamufondi kvaliteet ehk positiivne surve hindadele.

Antud töö keskendub eluaseme üldise hinnataseme mõjutegurite hindamisele nii lühi- kui ka pikal perioodil, mistõttu ei ole antud töös aluseks hindade modelleerimisel hedooniline hinnamudel, vaid hoopis nõudluse ja pakkumise dünaamika. Antud töö tugineb eeldusel, et eluaseme kogunõudlus sõltub lühi- ja pikal perioodil peamiselt kodumajapidamiste nõudlusest, mis on selgitatav elutsükli mudeli kaudu, ning lisaks ka kinnisvarakauplejate nõudlusest. Lisaks on antud töös eeldatud, et eluasemehinnad on seotud ka eluaseme renoveerimis- ja ümberehitustöödega. Lühiperioodil eeldatakse, et eluasemehinnad on lisaks seotud ka uusarenduste pakkumisega. Kõige eelneva abil võib eluasemehinnad väljendada järgmise võrrandina:

$$P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot LR(P)_{it} + \sum_{j=1}^l \alpha_j \cdot SR(P)_{jt} + u_t, \quad (1)$$

kus

P_t – eluasemehind ajahetkel t ,

α_0 – konstant,

$LR(P)_{it}$ – pika perioodi tegur i ajahetkel t ,

$SR(P)_{jt}$ – lühiperioodi tegur j ajahetkel t ,

u_t – mudeli vealiige ajahetkel t ,

kusjuures

$LR(P) = \{P_D^{KMP}, P_D^{KVK}, HSS, rrw\}$ ning

$SR(P) = \{P_D^{KMP}, P_D^{KVK}, HSS, rrw, cvn\}$,

kus

P_D^{KMP} – kodumajapidamiste nõudlusfunktsiooni tegurid,

HSS – elamufondi pakkumine (lühend ingl keelest *housing stock supply*),

rrw – renoveerimis- ja ümberehitustööd (lühend ingl keelest *renovation and reconstruction works*),

P_D^{KVK} – kinnisvarakauplejate nõudlusfunktsiooni tegurid,

cvn – uusarenduste maht (lühend ingl keelest *construction volume of new dwellings*).

1.2. Eluaseme nõudluse mõjutegurid

Eelnevalt sai välja toodud eluasemehindade mõjutegurid, kuid neist kaks – kodumajapidamiste ning kinnisvarakauplejate nõudlus – ei ole mõõdetavad suurused. Nõudluse mõju hindamiseks on vaja välja tuua nõudlusfunktsiooni tegurid. Alustades kodumajapidamistest, siis paljud tööd, sh Chen, Patel (2007); Hasegawa, Tiwari (2004); Meen (1990; 2002); Égert, Mihaljek (2007); Capozza *et al* (2002), Abelson *et al* (2005), kirjeldavad eluasemehindu läbi elutsüklimudeli ning peavad tähtsaimaks komponendiks kodumajapidamiste nõudlusfunktsiooni puhul sissetulekut. Kodumajapidamiste sissetulek on peamine eelarvepiirangu tegur. Capozza *et al* (2002) toovad oma töös veel välja, et lisaks sissetuleku mõjust eelarvepiirangule kaasneb sissetulekute kasvuga lühiperioodil ka jõukuse efekt, s.t omaniku jaoks tundub tema olemasolev kodu liiga väike või kehv ning ta soovib olemasoleva kodu vahetada uhkema vastu. DiPasquale (1999) lisab, et sissetulekul on mõju ka renoveerimis- ja ümberehitustöödele: mida suuremad on sissetulekud, seda suurema tõenäosusega teostavad kodumajapidamised ümberehitusi või renoveerimistöid. Seega on sissetulekul positiivne mõju eluasemehindadele: sissetuleku kasvuga kaasneb eelarvepiirangu nihe, tekib jõukuse efekt ning teostatakse suurema tõenäosusega renoveerimis- ja ümberehitustöid.

Égert ja Mihaljek (2007) peavad väga oluliseks teguriks kodumajapidamiste nõudluses demograafilisi näitajaid. Nad leiavad, et esineb pikaajaline positiivne seos rahvaarvu ning eluasemehindade vahel. Autorid põhjendavad nähtust sellega, et rahvaarvu suurenemisel suureneb leibkondade suurus või arv, mille tulemusena on leibkonna liikme(-tel) vaja uut või suuremat eluaset ehk nõudluskõver nihkub paremale. (*Ibid*) Capozza *et al* (2002) on sarnasel seisukohal, kuid täpsustavad, et nihe nõudluses toimub mõningase viitajaga, kuna kõik kodumajapidamised ei kiirusta kohe pärast laste saamist uut kodu ostma, vaid ootavad, kuni lapsed mõne aastaseks kasvavad ja leibkonnal tekib vajadus suurema eluaseme järele. Abelson *et al* (2005) leiavad aga, et nõudlusfunktsiooni mõjutab pikal perioodil hoopis tööealise rahvastiku muutus, kuna tööeline rahvastik on see, kes suurima tõenäosusega kodu ostab. Glaeser *et al* (2008) ning Sinai ja Souleles (2005) toovad välja, et pikal perioodil on täpsem arvestada leibkondade arvu mõju nõudlusele, kuna leibkond ongi inimeste hulk, kes jagab kulusid ja ka ühte eluaset. Lähtudes eelnevast, esineb positiivne seos rahvastiku näitaja ning eluaseme nõudluse vahel, antud töös on valitud demograafiliseks muutujaks tööeline rahvastik.

Lamont ja Stein (1997) on seisukohal, et esineb negatiivne seos eluaseme laenude intressimäärade ja nõudluse vahel. Autorid põhjendavad, et kodumajapidamiste jaoks on kodu ost väga suur

investeering oma heaolusse, et aga seda investeeringut ei ole üldiselt kodumajapidamistel võimalik finantseerida ainult oma sissetulekust, on nad kohustatud võtma eluasemelaenu. Juhul, kui intressimäärad on madalad, stimuleerib see laenude võtmist ja eluaseme ostu. (*Ibid*) O'Reilly ja McQuinn (2008) lisavad, et esineb ka positiivne seos kodulaenu mahtude ja kinnisvara nõudluse vahel, kuna kodulaenu mahud on indikaatoriks nõudluse suurenemisel: mida rohkem võetakse laenu, seda rohkem ostetakse ka eluasemeid. Autor täiendab, et kodulaenu maht ning kodulaenu intressimäärad on omavahel negatiivselt seotud. Abelson *et al* (2005) selgitavad, et lühiperioodil on intressimäärade mõju järsem kui pikal perioodil: lühiperioodil on intressimäärade kasvu puhul lisaks negatiivsele sissetuleku šokile ka psühholoogiline mõju: ootamatu tõusu korral lükkavad kodumajapidamised eluaseme ostu edasi. Lähtudes eelnevast, on võimalik arvestada kodumajapidamiste nõudlusfunktsiooni kas intressimäär või eluasemelaenu maht, millest esimene on eeldatavalt negatiivselt ning teine positiivselt seotud nõudlusega – kuna tegurid on omavahel seotud, ei ole mõistlik mõlemaid mudelis korraga kasutada.

Abelson *et al* (2005) toob välja, et sarnaselt kodumajapidamistele finantseerivad enamus kinnisvarakauplejad elukondliku kinnisvara investeeringuid kinnisvaralaenudest, mistõttu võib kinnisvaralaenu intressimäär ja laenumahte pidada ka nende puhul üheks kõige olulisemaks nõudlust mõjutavaks komponendiks. Autorid põhjendavad oma töös, et finantseerimisotsuste tegemisel lähtuvad nii kodumajapidamised kui ka investorid samadest kriteeriumitest: madalate intressimäärade korral võetakse julgemalt kinnisvaralaene, mille tagajärjel suurenevad nii elukondliku kinnisvara nõudlus kui ka kinnisvaralaenu maht. Antud töös on eeldatud finantseerimise teguriks intressimäär, mitte laenumahte.

Barsky (1989) toob välja, et nagu iga investeeringuga, siis ka kinnisvarainvesteeringu puhul on alternatiivinvesteeringud. Autor on seisukohal, et investorite jaoks on kinnisvara investeeringute põhilisteks alternatiiviks aktsia- ja võlakirjainvesteeringud. Ta toob välja, et tulenevalt investorite eelarvepiirangust ja riskide hajutamisest suurendades aktsiate ja/või võlakirjade osakaalu portfellis (suurendades nende instrumentide nõudlust ja tõstes seeläbi nende hinda), väheneb nõudlus elukondliku kinnisvara vastu. (*Ibid*) Green (2002) ning Kakes ja Van Den End (2006), on seisukohal, et aktsiate hinnad mõjutavad kinnisvara nõudlust hoopis samasuunaliselt. Green selgitab, et kuna kinnisvaraturg on pigem ebalikviidne turg ning aktsiaturg seevastu ülimalt likviidne, siis aktsiaturgudel toimuvad muutused muudavad investorite seisakuid edasiste investeeringute osas (sh kinnisvarainvesteeringute), s.t aktsia- ja võlakirjaturgude tõusul on investorid julgemad ka tegema kinnisvarainvesteeringuid, kuna eeldavad, et ka kinnisvara hinnad

tõusevad. Égert ja Mihaljek (2007) on seisukohal, et erinevatel perioodidel on v  rtpaberi hindadel erinev m  ju eluasemehindadele: s  ltub, kas aktsiad on perioodil pigem alternatiivinvesteeringuks (negatiivne seos eluaseme ja v  rtpaberite hindade vahel) v  i hoopis v  ljendavad j  ukuseefekti (positiivne seos eluaseme ja v  rtpaberite hindade vahel). Seega v  rtpaberite hindade m  ju v  ib olla m  lemasuunaline.

Eluasemehindade mudelisse on v  imalik veel tegureid lisada, kuid antud t  o keskendub   lal nimetatud tegurite hindamisele, kuna neid peetakse k  ige olulisemateks n  udluse komponentideks ega soovita mudelit   lesobitada. Seega on antud t  os eeldatud, et kodumajapidamiste ning kinnisvarakauplejate n  udlusfunktsioonid v  ib v  ljendada vastavalt all olevate v  rrandite kaudu:

$$P_D^{KMP} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y + \alpha_2 \cdot i + \alpha_3 \cdot pop, \quad (2)$$

kus

y – kodumajapidamiste sissetulek,

i – eluasemelaenu intressim   r,

pop – t  oelise rahvastiku arv (l  hend ingl keelest *population*)

ning

$$P_D^{VK} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot i + \alpha_2 \cdot psec, \quad (3)$$

kus

$psec$ – v  rtpaberite hinnad (l  hend ingl keelest *price of securities*).

1.3. Kirjanduse   levaade elukondliku kinnisvara hindade teguritest

Eelnevates alapeat  kkides on v  lja toodud teoreetiline raamistik kinnisvara hindade modelleerimiseks. J  rgnevalt tuuakse v  lja olemasolevate empiiriliste t  o t  ulemused, et leida kinnitust   igete tegurite valikule ning luua h  poteesid eeldatavatele t  ulemustele. All olevas tabelis (vt tabel 1) on toodud v  lja eluaseme hinnaelastsus teoreetilises mudelis v  lja toodud tegurite suhtes eristades riike/ regioone, vaatlusperioode, kasutatud meetodit. Tabelis 1 v  lja toodud t  oedes on uuritud seoseid reaalmuutujate vahel, et v  ltida n  ilise kointegratsiooni esinemist inflatsiooni m  jul. L  htudes eelnevast, on antud t  os uuritud seoseid reaal-, mitte nominaaln  itajate vahel.

Tabel 1. Eluaseme hinnaelastsus

Viide tööle	Uuritud riigid/ regioonid; periood; meetod	Teguri elastsus	Töös uuritud muude tegurite elastsus
Meen (2002)	USA; 1981Q3-1998Q2; ECM	HSS: -7,9 y: 2,7 i: -1,3	kodumajapidamiste jõukus: 0,7
Schnure (2005)	USA; 1978-2004; paneelandmete modelleerimine	y: 0,2 kuni 0,3 i: -1,7 kuni -0,6	töötuse määr: -1,2 kuni -0,9 tööhõive: 0,4 kuni 1,8
McCarthy, Peach (2004)	USA; 1981Q1-2003Q3; Johansen ML	HSS: -3,2 y: 3,2	
Nagahata <i>et al</i> (2004)	Jaapan; 1976-2001; paneelandmete kointegratsioon analüüs	y: 0,2 kuni 0,5 i: -4,5 kuni -0,6	eluasemehinnaootus: 0,8 kuni 0,9
Bessone <i>et al</i> (2005)	Pariis; 1986-2004; Johansen ML	HSS: -3,6 y: 8,3	
Meen (2002)	Suurbritannia; 1969Q3-1996Q1; ECM	HSS: -1,9 y: 2,5 i: -3,5	kodumajapidamiste jõukus: 0,4
Hunt, Baclia (2005)	Suurbritannia; 1972Q4-2004Q4; ECM	y: 1,5 kuni 1,9 i: -6,0	
Abelson <i>et al</i> (2005)	Austraalia; 1975Q1-2003Q1M ECM	HSS: -3,6 y: 1,7 i: -5,4 psec: -0,1	töötuse määr: -0,2 tarbija hinnaindeks: 0,8
Oikarinen (2005)	Helsingi; 1975Q1-2005Q2; ECM	y: 0,8 kuni 1,3 i: -7,5 kuni -2,2	ehituskulud: 1,1 kuni 2,3
Hofman (2005)	Holland; 1974Q1-2003Q3; ECM	y: 1,5 i: -9,4	
Jacobsen, Naug (2005)	Norra; 1990Q1-2004Q1; ECM	HSS: -1,7 y: 1,7 i: -3,2	töötusemäär: 0,5
Égert, Mihaljek (2007)	Euroopa; 1995-2006; paneel DOLS	y: 0,5 i: -0,7 psec: -0,02 pop: 1,1	eluasemelaenu maht: 0,6 töötuse määr: -0,2 elanike arv: 4,5
Caldera, Johansson (2013)	OECD riigid; 1980-2000; ECM	HSS: -16,0 kuni -0,4 y: 0,1 kuni 4,4 i: -1,4 kuni -0,4 pop: 1,1 kuni 24,2	

Allikas: mitmed allikad (vt tabeli veerg „Autor/ autorid“)

Tabelis 1 välja toodud töedes on kõikides töedes leidnud kinnitust, et esineb pika perioodi seos eluasemehindade ja sissetuleku vahel. Tulemustest selgub, et seos on positiivne ning elastsus võib jääda vahemikku 0,1 kuni 4,4 (USA-s vahemikku 0,2 – 3,2). Üheteistkümnes töös on leitud seos eluasemehindade ja intressimäärade vahel, kusjuures elastsus jääb vahemikku -9,4 – -0,4 (USA-s

vahemikku $-1,7 - -0,6$). Seitsmes töös on leitud seos eluaseme pakkumisega: elastsus jääb vahemikku $-16,0 - -0,4$ (USA-s $-7,9 - -3,2$). Eluaseme- ja väärtpaberite hindade vahel on leitud seos kahes töös: elastsus jääb vahemikku $-0,1 - -0,02$. Elanike arvu ja eluasemehindade vahel on leitud seos kahes töös, kusjuures elastsus jääb vahemikku $1,1 - 24,2$.

Töö autor ei suutnud leida olemasolevaid töid, mis tuginevad nõudluse-pakkumise dünaamika hindamisel, kus uuritakse seoseid eluasemehindade ning uusarenduste pakkumise ning renoveerimis- ja ümberehitustööde vahel. Olemas on küll töid, kus on uuritud eluasemehindade ning renoveerimis- ja ümberehitustööde vahelisi seoseid, kuid need tööd on lähtunud hedoonilisest hindamismudelist, mistõttu nende tööde tulemusi siin välja toodud pole. Antud töös on siiski lähtunud teooriast ning on eeldatud, et esineb pika perioodi seos ka eluasemehindade ning uusarenduste pakkumise ja renoveerimis- ja ümberehitustööde vahel. Lähtudes teooriast ning empiirilistest töödest, võib eeldada, et seos eluasemehindade ja selle mõjutegurite vahel on järgmine:

- 1) HSS negatiivne seos tulenevalt pakkumiskõvera nihkest paremale.
- 2) rrw positiivne seos tulenevalt eluaseme väärtuse kasvust või negatiivne seos tulenevalt pakkumiskõvera nihkest paremale.
- 3) y positiivne seos tulenevalt nõudluskõvera nihkest paremale ning kodumajapidamiste eelarve suurenemisest.
- 4) i negatiivne seos tulenevalt nõudluskõvera nihkest vasakule.
- 5) pop positiivne seos tulenevalt nõudluskõvera nihkest paremale.
- 6) $psec$ positiivne seos tulenevalt nõudluskõvera nihkest paremale (jõukuse efekt ja positiivne ootus tulevastest eluasemehindadest) või negatiivne seos tulenevalt nõudluskõvera nihkest vasakule (alternatiivinvesteering).
- 7) cvn positiivne lühiperioodi seos tulenevalt uusarenduste kõrgemast hinnast võrreldes olemasolevate eluasemetega.

2. ANDMED JA METOODIKA

Teises peatükis antakse ülevaade töös kasutatud andmetest ning metoodikast, mille abil viiakse läbi empiiriline analüüs. Kõigepealt tuuakse välja milliseid aegridu on kasutatud teoreetilises mudelis olevate tegurite kirjeldamiseks. Seejärel kirjeldatakse töös kasutatavat meetodit eluasemehindade modelleerimiseks – ARDL modelleerimist – ning luuakse ARDL mudeli üldkuju.

2.1. Kasutatud andmed

Antud töös on uuritud eluasemehindade mõjutegurite elastsust USA näitel, sest USA on üks suurimaid majandusi maailmas ning riigi andmebaasid on väga mahukad ja omavad pikki aegridu töös uuritavatest teguritest. Antud töö eesmärk on uurida millised seosed on Ühendriikide eluasemehindade ning teoreetilises mudelis välja toodud tegurite vahel lühi- ja pikal perioodil. Töös on kasutatud kvartaalseid aegridu, et lühiperioodidünaamikat paremini uurida. Eluasemehindade kirjeldamiseks on töös kasutatud USA reaalsel eluaseme hinnaindeksit, mis on kättesaadav ajavahemikus 1970 I kv kuni 2020 II kv (FRED, tabel QUSR628BIS). Tabelis 2 on toodud välja töös uuritavate tegureid iseloomustavad aegread, esitamise intervall ning ajavahemik, mil andmed on kättesaadavad ning viide andmeallikale.

Tabel 2. Töös kasutatavad andmed

Uuritav tegur	Tegurit iseloomustav muutuja ja ühik	Esitav intervall	Kättesaadav ajavahemik	Viide andmeallikale
P	<i>Real Residential Property Prices for United States, Index</i> ehk USA reaalsel elukondliku kinnisvara hinnaindeks, indeks 2010 = 100	kvartaalne	1970 I kv – 2020 II kv	FRED, tabel QUSR628BIS
HSS	<i>Monthly Supply of Houses in the United States</i> ehk kuine eluaseme pakkumine USA-s, suhtarv: kuus müügis olevate eluasemete arvu suhe müüdud eluasemete arvu	kuine	1963 I kv – 2020 III kv	FRED, tabel MSACSR

Tabel 2. jätk Töös kasutatavad andmed

rrw	<i>Residential Improvements and Repairs</i> ehk elukondliku kinnisvara parendused ja remont, miljonit dollarit	kvartaalne	1947 I kv – 2020 III kv	U.S. Census Bureau, tabel Residential Improvements and Repairs
y	<i>Real Disposable Personal Income</i> ehk reaalne kasutatav isiklik sissetulek, miljardit 2012. aasta dollarit	kuine	1959 I kv – 2020 III kv	FRED, tabel DSPIC96
ycapita	<i>Real Disposable Personal Income: Per Capita</i> ehk reaalne kasutatav isiklik sissetulek <i>per capita</i> , miljardit 2012. aasta dollarit	kuine	1959 I kv – 2020 III kv	FRED, tabel A229RX0
i	<i>30-Year Fixed Rate Mortgage Average in the United States</i> ehk 30-aastane kinnisvaralaenu intressimäär, protsent	nädalane	1971 II kv – 2020 III kv	FRED, tabel MORTGAGE30 US
pop	<i>Working Age Population: Aged 15-64: All Persons for the United States</i> ehk tööealine rahvastik: 15-64-aastased	kuine	1977 I kv – 2020 III kv	FRED, tabel LFWA64TTUSM 647S
psec	<i>Wilshire 5000 Full Cap Price Index</i> ehk Wilshire 5000 kapitaliseerimise indeks, indeks	päevane	1971 I kv – 2020 III kv	FRED, tabel WILL5000PRFC
cvn	<i>New Privately-Owned Housing Units Completed: Total</i> ehk valminud uuslamute arv, tuhat tükki	kuine	1968 I kv – 2020 III kv	FRED, tabel COMPUTSA

Allikas: mitmed allikad (vt tabeli veerg „Viide andmeallikale“)

Tabelist 2 on näha, et töös kasutatavatest andmetest on kaks aegrida kvartaalsete, viis kuisete, üks nädalase ning üks päevase intervalliga. Päevase intervalliga aegrea, Wilshire 5000 kapitaliseerimise indeks, kvartaalseks suuruseks on arvestatud kvartali keskmist indeksi väärtust. Nädalase intervalliga aegrea, 30-aastase kinnisvaralaenu intressimäära, kvartaalseks suuruseks on arvestatud kvartali keskmist intressimäära. Valminud uuslamute arvu, tööealise rahvastiku arvu, reaalse kasutatava isikliku sissetuleku *per capita* ning reaalse kasutatava isikliku sissetuleku kvartaalseks suuruseks on summeeritud kuised väärtused. Eluaseme pakkumise suhtarvu kvartaalseks suuruseks on arvestatud kvartali keskmine suhtarv.

Vältimaks näilise seose esinemist inflatsiooni tõttu, on oluline eemaldada nominaalsetest muutujatest inflatsiooni mõju. Rahvaarv, eluaseme pakkumise suhtarv ning valminud uuslamute

arv ei ole rahalised väärtused, mistõttu ei ole vaja neist inflatsiooni mõju eemaldada. Töös kasutatavatest muutujatest nominaalsed. Nominaalsed muutujad on teisendatud reaalnäitajateks järgmise arvutuspõhimõtte alusel:

$$x_i(\text{real})_t = \frac{x_i(\text{nominal})_t}{\frac{THI_t}{100}}, \quad (4)$$

kus

$x_i(\text{real})_t$ – reaalmuutuja ajahetkel t ,

$x_i(\text{nominal})_t$ – nominaalmuutuja ajahetkel t ,

THI_t – tarbijahinnaindeks ajahetkel t ,

Tarbijahinnaindeksi (THI) muutujaks on valitud FRED poolt esitatava tarbijahinnaindeks ehk *Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items in U.S. City Average*. Reaalse intressimäära arvutamiseks on kasutatud Fisheri võrrandit, s.t reaalne intressimäär on leitud järgmiselt:

$$(1 + i_t) = (1 + r_t)(1 + \pi_t), \quad (5)$$

millest võib avaldada reaalse intressimäära

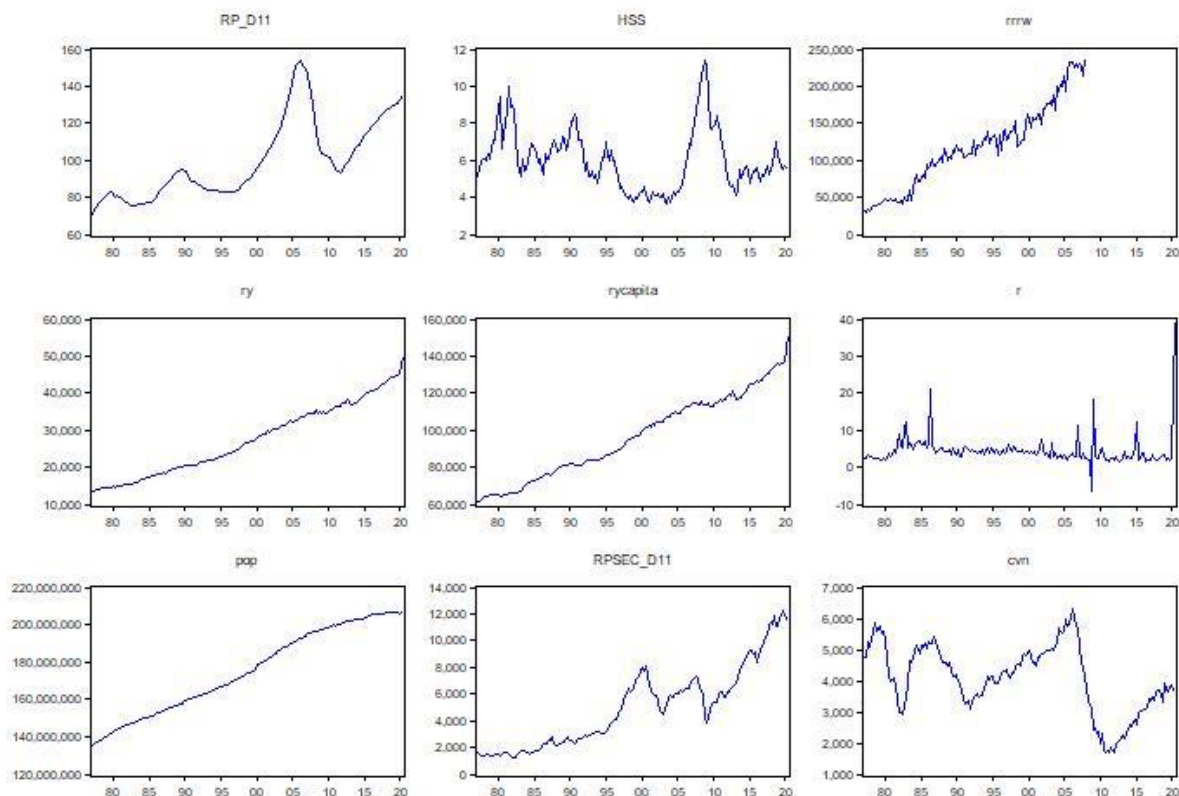
$$r_t = \frac{(1 + i_t)}{(1 + \pi_t)} - 1, \quad (6)$$

kus

r_t – reaalne intressimäär ajahetkel t ,

π_t – inflatsioon ajahetkel t .

Muutes nominaalsed tegurid reaolväärtusteks, on edaspidi tähistatud reaalnäitajad eelliitega r , näiteks reaalse USA elamuhinnaindeksi tähiseks on endise P asemel rP (reaalse intressimäära tähiseks on eelneva i asemel r , mitte ri). Lisaks inflatsiooni mõju eemaldamisele on kaks aegrida, eluasemehinnad ja aktsiate hinnad, sessoonselt korrigeeritud – ülejäänud aegread on juba andmebaasides sessoonselt korrigeeritud. Sessoonseks korrigeerimiseks on kasutatud EViews 10-s sisseprogrammeeritud Census X-13 korrigeerimist. All oleval joonisel (vt Joonis 1) on välja toodud töös uuritavate muutujate graafikud vaatlusperioodil.



Joonis 1. Uuritavad aegread, reaalnäitajad.

Allikas: autori koostatud EViews 10-s.

Märkused:

1. Tähis D11 teguri lõpus tähistab, et aegrida on EViews 10-s sessoonselt korrigeeritud. Töös on tähistatud tegurid ilma lisa tähiseta.

Vaadates joonist (vt Joonis 1), on näha, et vaatlusperioodil on eluaseme reaalhindadel esinenud tõusperiood, langusperiood ning hetkel on kestmas taas tõusuperiood. Sarnast trendi on näha ka uusarenduste mahtude, eluaseme pakkumise, väärtpaberite reaalhindade graafikutel. Tööealine rahvastik, reaalsissetulek, reaalsissetulek *per capita*, renoveerimis- ja ümberehitustööde maht on joonise alusel vaatlusperioodi ajal valdavalt kasvutrendis, küll on aga nende graafikutel teatud ajaperioodidel kõrvalekaldeid kasvutrendist. Reaalsel intressimääral joonise alusel selget trendi ei ilmne, pigem tundub muutuja varieeruvat konkreetse väärtuse ümber. Tabelis 3 on välja toodud USA eluaseme hinnaindeksi ja sõltuvate tegurite kirjeldav statistika vaatlusperioodi jooksul.

Tabel 3. Muutujate kirjeldav statistika

Uuritav tegur	Keskmine	Mediaan	Maksimum	Miinum
rP	99,39	93,81	153,59	70,94
HSS	6,05	5,78	11,40	3,63
rrrw	117 451,61	116 200,00	236 600,00	30 100,00
ry	27 300,42	26 494,10	49 727,80	13 450,50
rycapita	96 235,08	95 652,00	150 739,00	61 298,00
r	4,26	3,73	39,15	-6,30
pop	175 238 973,86	173 482 320,83	206 635 455,95	135 421 434,05
rpsec	4 948,02	4 772,15	12 246,58	1 196,31
cvn	4 070,67	4 135,00	6 329,00	1 677,00

Allikas: mitmed allikad (vt Tabel 2 veerg „Viide andmeallikale“), autori arvutused EViews 10-s.

Mudeli koostamisel on oluline andmete kvaliteet ja kvantiteet, mis autori hinnangul vastavad mõlemad väga heale tasemele. Töös kasutatavad andmed pärinevad usaldusväärsetest allikatest ning neil on olemas pikad aegread, millesse jäävad mitmed majandustsüklid, seetõttu võib eeldada mudelist head kirjeldusvõimet.

2.2. Eluasemehindade ARDL mudel

Lähtudes eluasemehindade modelleerimisel elutsüklimudelist ning lisades mudelisse eluaseme pakkumise, kinnisvarakauplejate nõudluse, renoveerimis- ja ehitustööde mahud ning lühiperioodi muutuja uusarenduste pakkumise, võib võrrandite 1, 2 ja 3 kaudu esitada eluaseme reaalhinnad järgmise võrrandi kaudu:

$$rP_t = f(HSS_t, rrrw_t, ry_t, r_t, pop_t, rpsec_t, cvn_t) \quad (7)$$

Võttes aluseks olemasolevad tööd nagu Égert, Mihaljek (2007), Meen (2002), Abelson *et al* (2005), Caldera, Johansson (2013), on antud töös võrrand 7 muudetud log-lineaarseks võrrandiks. Log-lineaarse mudeli puhul väljendavad mudelis olevate tegurite kordajad eluaseme reaalhinnade elastsust tegurite suhtes. Seetõttu on võetud enamus muutujatest naturaallogaritm – logaritmitud ei ole reaaltressimäära ning eluaseme pakkumist, kuna mõlemad muutujad on väljendatud protsentides.

Käesoleva töö eesmärk on selgitada USA eluaseme reaalhindade elastsust uuritavate tegurite suhtes nii lühi- kui ka pikal perioodil. Antud töös on kasutatud seetõttu Pesaran, Shin (1998) ning Pesaran *et al* (2001) poolt loodud ARDL (*autoregressive distributed lag*) meetodit, mille abil on võimalik hinnata tegurite seost eluasemehindadega mõlemal perioodil. ARDL meetodi peamised eelised teiste kointegratsiooni testide ees on järgmised (Pesaran *et al* 2001):

- 1) ARDL meetodi puhul ei pea olema uuritavad aegread samasse järku integreeritud, vaid võivad olla nii I(0) kui ka I(1) tüüpi aegread. Teised meetodid eeldavad aegriadel sama järku integratsiooni.
- 2) ARDL meetod on efektiivsem ja stabiilsem väiksemate valimite puhul kui teised meetodid.
- 3) ARDL meetodi puhul on võimalik hinnata tegurite elastsust nii lühi- kui ka pikal perioodil. Lühiperioodi tegurite hindamine tugineb ECM (*error correction model*) meetodil.

Mudel on autoregressiivne, mis tähendab, et osa sõltuvast muutujast on seletatav sama muutuja viitajaga väärtustega. Teine osa mudelist ehk hajutatud viitaegade (*distributed lag*) pool koosneb regressoritest koos nende viitaegadega. ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k) mudeli üldkuju on võimalik välja tuua järgnevalt (Pesaran, Pesaran 1997 viidatud Nkoro, Uko 2016):

$$\Phi(L, p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{i,t} + \delta w_{k_t} + u_t, \quad (8)$$

kus

$$\Phi(L, p) = 1 - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p,$$

$$\beta(L, q) = 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_q L^q,$$

$$i = 1, 2, 3 \dots \dots k,$$

$$u_t \sim iid(0; \delta^2),$$

kus

y_t – sõltuv muutuja,

L – viitaja operaator nii, et $L^1 y_t = y_{t-1}$

p ja q – vastavalt sõltuva muutuja ja regressori viitaegade pikkused nii, et $p = 0, 1, \dots, m$ ning

$q = 0, 1, \dots, n$,

α_0 – konstant,

$x_{i,t}$ – i -s regressor ajahetkel t ,

w_{k_t} – vektor deterministlikest muutujatest nagu trend, fiktiivsed muutujad või fikseeritud viitajaga eksogeensed muutujad.

Lähtudes võrranditest 7 ja 8, võib antud töös avaldada eluasemehindade ARDL mudeli üldkuju järgmiselt:

$$\ln(rP_t) = \alpha_0 + \sum_{p=1}^m \Phi_p \ln(rP_{t-p}) + \sum_{i=1}^l \sum_{q=0}^n \beta_i x_{i,t-q} + \delta w_{i,t} + u_t + u_t, \quad (9)$$

kus

$$x_i = \{HSS, \ln(rrrw), \ln(ry), r, \ln(pop), \ln(rpsec)\},$$

$$\delta w_k = \{d(\ln(cvn))\},$$

kus

d – muutuja esimest järku diferents.

Nagu nimetatud, on ARDL mudeli üheks eeliseks avaldada võrrand ECM kujul ehk on võimalik avaldada eluasemehinnad läbi pika- ja lühiperioodi muutujate. Viies võrrandi 9 ECM kujule, võib esitada selle järgmiselt:

$$d(\ln(rP_t)) = \alpha_0 + \sum_{p=1}^m \Phi_p d(\ln(rP_{t-p})) + \sum_{i=1}^l \sum_{q=0}^n \beta_i d(x_{it-i}) + \delta d(w_{kt}) + \gamma ECT_{t-1} + u_t, \quad (10)$$

kus

ECT_{t-1} – veaparandusliige (ingl keeles *error correction term*) ehk viitajaga kointegratsioonivõrrand,

kusjuures parameeter γ väljendab tasakaalust kõrvalekalde suurust ning $\frac{1}{\gamma}$ väljendab tasakaalust kõrvalekaldest tagasi tasakaaluseisundisse liikumise kiirust. Sealjuures võib ECT_t väljendada järgmiselt:

$$ECT_{t-1} = y_{t-1} + \sum_{i=1}^l \alpha_i (x_{i,t-1}) + u_{t-1}, \quad (11)$$

Testimaks ARDL mudeli abil kointegratsiooni, viiakse läbi F-Bounds test (piiride test), mille F-statistikut võrreldakse Pesaran *et al* (2001) poolt pakutud alumise ja ülemise piirväärtusega. Juhul kui F-statistik on väiksem alumisest piirväärtusest, võetakse vastu nullhüpotees, s.t muutujate vahel ei esine kointegratsiooni. Kui F-statistik on kõrgem kui ülemine piirväärtus, siis võetakse vastu alternatiivhüpotees ehk esineb kointegratsioon muutujate vahel. Kui F-statistik jääb alumise ja ülemise piiri vahele, ei ole võimalik testi tulemuste alusel järeldusi teha – ei ole võimalik vastu võtta ei null- ega ka alternatiivhüpoteesi. Pärast F-Bounds testi on vaja kontrollida, kas kointegratsioonivõrrandis olevad muutujad on olulised või mitte: kui mõni muutuja ei ole

statistiliselt oluline, ei esine kointegratsiooni antud muutuja ja sõltuva muutuja vahel. Viimaseks on vaja kontrollida, et ECM kujul olevas mudelis on veaparandusliikme ECT_t parameeter γ negatiivne ning statistiliselt oluline. (*Ibid*)

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED

Kolmandas peatükis viiakse läbi empiiriline analüüs teooria kontrollimiseks ning tuuakse välja analüüsi tulemused. Esmalt kontrollitakse ARDL mudeli eelduse kehtivust, s.t viiakse läbi ADF testid selgitamaks välja töös uuritavate aegridade tüübid. Seejärel luuakse ARDL mudelid ning testitakse kointegratsiooni olemasolu uuritavate tegurite vahel. Viimaseks kontrollitakse mudelite omadusi ning tuuakse välja lühi- ja pika perioodi parameetrite hinnangud ning on toodud välja tulemuste võimalikud põhjused.

3.1. ADF test ühikjuure kontrolliks

ARDL meetodi puhul võivad uuritavad aegread olla kombinatsioon $I(0)$ ja $I(1)$ tüüpi aegridadest, kuid need ei tohi olla $I(2)$ tüüpi aegread. Seetõttu tuleb kontrollida ühikjuure esinemist uuritavate aegridade puhul nii diferentsimata kui ka diferentsitud kujul. Antud töös on kontrollitud ühikjuurt ADF testi alusel ning viitaegade pikkus on valitud AIC alusel. Testi tulemused diferentsimata ning diferentsitud aegridade puhul on välja toodud vastavalt tabelites 4 ja 5. Tabelites on märgitud paksus kirjas need mudelid (konstandi ja trendiga, konstandiga või konstandi ja trendita mudel), mille alusel on ühikjuure protsessi esinemist testitud. Esiteks on kontrollitud konstandi ja trendiga mudelis konstandi $p(c)$ ja trendi t olulisust $p(t)$: kui konstant ja trend on mõlemad olulised, on antud mudeli alusel hinnatud ADF testi olulisust p . Juhul kui trend või konstant ei osutu oluliseks, on kontrollitud konstandiga mudelis konstandi olulisust $p(c)$: kui konstant on oluline, on selle mudeli alusel hinnatud ADF testi olulisust p . Juhul kui ka konstandiga mudelis olev konstant ei ole oluline, on hinnatud ADF testi olulisust p konstandi ja trendita mudelis.

Tabel 4. Diferentsimata aegridade ADF testi tulemused.

Muutuja	Konstandi ja trendiga				Konstandiga			Ilma konstandi ja trendita	
	t-statistik	p	p(c)	p(t)	t-statistik	p	p(c)	t-statistik	p
ln(rP)	-3,497	0,043	0,001	0,001	-1,028	0,743	0,279	1,214	0,942
HSS	-3,712	0,024	0,001	0,348	-3,629	0,006	0,001	-0,978	0,293
ln(pop)	2,608	1,000	0,011	0,001	-2,582	0,099	0,010	1,277	0,949
ln(cvn)	-3,790	0,019	0,000	0,041	-2,755	0,067	0,007	-0,142	0,634
ln(rpsec)	-3,115	0,106	0,003	0,001	-0,004	0,956	0,891	1,597	0,973
ln(rrrw)	-1,251	0,896	0,130	0,400	-1,839	0,361	0,031	2,815	0,999
ln(ry)	-2,354	0,403	0,014	0,032	-2,266	0,184	0,002	7,763	1,000
ln(rycapita)	-2,294	0,435	0,020	0,034	-1,434	0,565	0,080	6,653	1,000
r	-13,310	0,000	0,000	0,863	-4,820	0,000	0,000	-0,514	0,493

Allikas: autori arvutused EViews10-s.

Lähtudes Tabelis 4 välja toodud ADF testide tulemustest võib olulisuse nivool $\alpha=0,05$ väita, et $\ln(rP)$, HSS, $\ln(\text{cvn})$ ning r on statsionaarsed ehk $I(0)$ tüüpi aegread. Nii $\ln(rP)$ kui ka $\ln(\text{cvn})$ puhul tuleb modelleerimisel sisse arvestada nii trendimuutuja kui ka konstant. HSS ning r modelleerimisel tuleb lisada mudelisse konstant. Ülejäänud aegridadel tuleb testida ühikjuure protsessi esinemist diferentsitud aegridadel.

Tabel 5. Diferentsitud aegridade ADF testi tulemused

Muutuja	Konstandi ja trendiga				Konstandiga			Ilma konstandi ja trendita	
	t-statistik	p	p(c)	p(t)	t-statistik	p	p(c)	t-statistik	p
$d(\ln(rP))$	-3,157	0,096	0,972	0,746	-3,177	0,023	0,208	-2,919	0,004
$d(\text{HSS})$	-12,741	0,000	0,639	0,565	-12,754	0,000	0,836	-12,781	0,000
$d(\ln(\text{pop}))$	-4,313	0,004	0,001	0,006	-3,210	0,021	0,010	-1,742	0,077
$d(\ln(\text{cvn}))$	-3,991	0,011	0,526	0,581	-4,007	0,002	0,707	-4,005	0,000
$d(\ln(\text{rpsec}))$	-4,471	0,002	0,598	0,317	-4,359	0,001	0,111	-4,045	0,000
$d(\ln(\text{rrrw}))$	-4,495	0,002	0,012	0,115	-4,201	0,001	0,003	-2,811	0,005
$d(\ln(\text{ry}))$	-18,724	0,000	0,000	0,040	-10,211	0,000	0,000	-1,075	0,255
$d(\ln(\text{rycapita}))$	-18,558	0,000	0,000	0,238	-10,247	0,000	0,000	-1,439	0,140
$d(r)$	-8,870	0,000	0,477	0,373	-8,863	0,000	0,582	-8,873	0,000

Allikas: autori arvutused EViews 10-s.

Märkused:

1. Muutuja ees olev d tähistab muutuja esimest järku diferentsi.

Lähtudes Tabeli 4 ja 5 tulemustest, võib olulisuse nivool $\alpha=0,05$ väita, et aegread $\ln(\text{POP})$, $\ln(\text{RPSEC_D11})$, $\ln(\text{RRRW})$, $\ln(\text{RY})$ ning $\ln(\text{RYCAPITA})$ on statsionaarsed pärast ühekordset diferentsimist, s.t need aegread on $I(1)$ tüüpi aegread. $\ln(\text{POP})$ ja $\ln(\text{RY})$ modelleerimisel tuleb kasutada nii trendimuutujat kui ka konstanti; $\ln(\text{RRRW})$ ja $\ln(\text{RYCAPITA})$ modelleerimisel konstanti ning $\ln(\text{RPSEC_D11})$ puhul ei ole konstandi lisamine vajalik. Lähtudes ADF testide tulemustest, võib olulisuse nivool $\alpha=0,05$ väita, et ükski töös uuritavatest aegridadest ei ole $I(2)$ tüüpi aegrida, s.t neid kõiki võib kasutada ARDL mudelis.

3.2. Lühi- ja pika perioodi ARDL mudelid

Eeldusel, et ükski töös uuritavatest aegridadest ei ole $I(2)$ tüüpi, kontrollitakse esmalt eluasemehindade LN_RP_D11 ja kõigi võrrandis 9 välja toodud pika perioodi muutujate x_i vahelise kointegratsiooni olemasolu. Selleks hinnatakse esmalt F-Bounds testi tulemusi, seejärel kointegratsioonivõrrandi muutujate olulisust ning viimaks ECM mudelis veaparandusliikme olulisust ja selle kordajat.

Juhul kui F-Bounds test läbitakse, kointegratsioonivõrrandis olevad muutujad on kõik statistiliselt olulised ning veaparandusliige ECT_t on statistiliselt oluline ja selle kordaja γ on vahemikus $-1 < \gamma < 0$, võib antud mudeli põhjal teha järeldusi muutujate omavahelise pika perioodi dünaamika kohta. Juhul kui F-Bounds testi ei läbita või mõni muutuja on kointegratsioonivõrrandis ebaoluline või ECM kujul veaparandusliige ei ole statistiliselt oluline, eemaldatakse ARDL mudelist ükshaaval muutujaid (alustades madalaima olulisuse tõenäosusega muutujast) kuni ARDL mudel on sellisel kujul, et kõik eelnevalt nimetatud tingimused on täidetud.

Lähtudes ADF testide tulemustest, võib ARDL mudelites olla vajalik konstandi c ja/ või trendimuutuja t modelleerimine – selleks kontrollitakse kõigepealt mudelit konstandi ja trendiga, kui mõlemad muutujad on olulised, kaasatakse mõlemad muutujad mudelisse. Kui lisamuutuja(-d) ei ole oluline(-sed), siis eemaldatakse muutuja, mille statistiline olulisus on madalam ning uuritakse ARDL mudelit uuesti. Kui üks lisamuutujatest eraldi on mudelis oluline, jäetakse see ARDL mudelisse, kui kumbki pole ka eraldi statistiliselt oluline, jäetakse mõlemad lisamuutujad mudelist välja. Tabelis 6 on toodud välja hinnatud ARDL mudelite kointegratsioonivõrrandi parameetrite olulisuse tõenäosus; ECT kordaja γ koos selle olulisuse tõenäosusega; mudeli ARDL spetsifikatsioon; valimi maht; konstandi/ trendimuutuja olemasolu mudelis; F-Bounds testi F-Statistik koos selle olulisusega ning mudeli järeldus. Antud tabelis ei tooda välja kointegratsioonivõrrandi parameetrite kordajaid, kuna kõigepealt uuritakse, millised tegurid kuuluvad ja millised ei kuulu kointegratsioonivõrrandisse. Oluliste tegurite kordajad tuuakse välja hiljem.

Tabel 6. Kointegratsiooni testimine ARDL meetodil

Mudel	A	B	C	D
p(HSS)	0,254	0,062	0,090	0,076
p(ln(rrrw))	0,959			
p(ln(ry))	0,166	0,017	0,068	0,015
p(r)	0,804	0,275		
p(ln(pop))	0,000	0,220	0,147	
p(ln(rpsec))	0,118	0,084	0,064	0,094
ECT	-0,213	-0,012	-0,011	-0,011
p(ECT)	0,000	0,000	0,000	0,000
ARDL spetsifikatsioon	ARDL(8, 12, 12, 12, 12, 11, 12)	ARDL(6, 2, 2, 1, 0, 10)	ARDL(6, 1, 2, 1, 0)	ARDL(6, 1, 2, 1)
Valim	1977Q1-2007Q4	1977Q1-2020Q2	1977Q1-2020Q2	1977Q1-2020Q2
c/ t	c***, t***	-	c*	c*
F-Statistik	6,424***	5,460***	5,712***	5,995***
Järeldus	Puudub kointegratsioon ln(rP) ja ln(rrrw) vahel	Puudub kointegratsioon ln(rP) ja r vahel	Puudub kointegratsioon ln(rP) ja ln(pop) vahel	

Allikas: autori arvutused EViews 10-s.

Märkused:

1. Teguri x_i sulgude ees olev tähis p tähistab olulisuse tõenäosust.
2. *, **, *** tähistavad statistilist olulisust vastavalt nivoodel $\alpha=0,10$, $\alpha=0,05$ ning $\alpha=0,01$.
3. Reas ARDL spetsifikatsioon on järjestatud ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_n) x_i -le vastav viitaegade arv q_n samas järjekorras nagu on reastatud muutujate olulisuse tõenäosus (esimeses reas olevale muutujale vastab q_1 , teisele q_2 jne)

Tabeli 6 mudeli D alusel võib väita, et USA-s esineb pika-ajaline seos eluasemehindade ning eluaseme pakkumise, sissetulekute ja väärtpaberite hindade vahel. Mudeli D ECM kuju kirjeldusvõimet iseloomustav kohandatud $R^2=87,9\%$. Mudelist C on näha, et tööelise rahvastiku arv jääb napilt olulisuse nivool $\alpha=0,10$ välja, mis võib viidata kaudsele seosele eluasemehindadega. Seetõttu on järgnevalt mudelis D olev reaalsissetulek asendatud reaalsissetulek *per capitaga* ning loodud mudel E. Selgub, et muutuja vahetus parandas ECM mudeli kirjeldusvõimet (88,0% vs 87,9%) ning kointegratsioonivõrrandis olevate muutujate olulisuse tõenäosust. Võib väita, et esineb pika-ajaline seos eluasemehindade ning eluaseme pakkumise, *per capita* reaalsissetuleku ja väärtpaberite hindade vahel.

Järgnevalt on kaasatud kointegratsioonimudelisse E lisa lühiperioodimuutujaid. Selleks on kaasatud mudelisse ükshaaval lisaks ln(cvn) viitajaga diferentsile ka mudelis A kontrollitud pika

perioodi muutujate (mis ei olnud kointegratsioonivõrrandis olulised) viitajaga diferentse. Loodi kaks lisamudelit – F ja G – esimeses kaasati lisaks $\ln(\text{cvn})$ viitajaga diferentsile kõigi mudelis A olevate tegurite diferentsid, teises jäeti renoveerimis- ja ümberehitustööde diferentsid välja (valimi suurendamiseks). Tabelis 7 on toodud välja mudelite E, F ja G pika pika perioodi dünaamika: kointegratsioonivõrrandite parameetrite kordajad (koos standardvigadega); mudeli ARDL spetsifikatsioon; valimi maht; konstandi/ trendimuutuja olemasolu mudelis; F-Bounds testi F-Statistik.

Tabel 7. Pika perioodi dünaamika

Mudel	E	F	G
HSS_t	-0,154** (0,084)	-0,286* (0,168)	-0,158** (0,072)
$\ln(\text{rycapita}_t)$	2,401*** (0,840)	1,520** (0,605)	2,153*** (0,659)
$\ln(\text{rpsec}_t)$	-0,671** (0,329)	-0,684** (0,310)	-0,597** (0,262)
ARDL spetsifikatsioon	ARDL(6, 1, 2, 1)	ARDL(6, 0, 0, 1)	ARDL(6, 1, 2, 1)
Valim	1977Q1-2020Q2	1977Q1-2007Q4	1977Q1-2020Q2
c/ t	c***	c***	c***
F-Statistik	6,386***	18,211***	8,403***

Allikas: autori arvutused EViews 10-s.

ARDL mudelite E, F ja G põhjal võib väita, et pikal perioodil on eluasemehinnad kointegreeritud eluaseme pakkumise, sissetulek *per capita*ga ning väärtpaberite hindadega. Järgnevalt on tabelis 8 toodud välja ARDL mudelite E, F ja G lühiperioodi dünaamika ehk ECM kujul lühiperioodi tegurite kordajad (koos standardvigadega) koos determinatsioonikordajaga R^2 .

Tabel 8. Lühiperioodi dünaamika

Mudel	E	F	G
c	-0,209*** (0,041)	-0,070*** (0,008)	-0,204*** (0,035)
d(ln(rP _{t-1}))	0,809*** (0,072)	0,718*** (0,076)	0,829*** (0,069)
d(ln(rP _{t-2}))	-0,183** (0,089)	-0,170*** (0,089)	-0,162* (0,085)
d(ln(rP _{t-3}))	0,351*** (0,086)	0,453* (0,087)	0,326*** (0,083)
d(ln(rP _{t-4}))	-0,266*** (0,083)	-0,234*** (0,081)	-0,258*** (0,079)
d(ln(rP _{t-5}))	0,123** (0,060)	0,122* (0,063)	0,115** (0,057)
d(HSS _t)	-0,005*** (0,001)		-0,005*** (0,001)
d(ln(rycapita _t))	0,108*** (0,040)		0,041 ⁰ (0,042)
d(ln(rycapita _{t-1}))	-0,122** (0,053)		-0,145*** (0,051)
d(ln(repsec _t))	-0,019** (0,008)	0,004 (0,007)	-0,020*** (0,007)
d(ln(cvn _{t-1}))		-0,035*** (0,009)	-0,019* (0,008)
d(r _t)		0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)
d(ln(rrrw _t))		-0,007* (0,004)	
ECT _{t-1}	-0,013*** (0,003)	-0,013*** (0,001)	-0,014*** (0,002)
R ²	88,0%	90,7%	89,1%

Allikas: autori arvutused EViews 10-s.

ARDL mudelite E, F ja G ECM kujul selgub, et esineb lühiperioodi seos eluasemehindade ja eluaseme pakkumise, sissetulekute, väärtpaberite hindade, uusarenduste pakkumise, reaaltressimäärade, renoveerimis- ja ümberehitustööde vahel.

3.3. Mudelite omaduste kontroll

Lisaks mudelite parameetrite hindamisele on oluline kontrollida mudelite stabiilsust ning eelduste kehtivust. Selleks on viidud läbi järgmised kuus testi:

- 1) Breusch-Godfrey autokorrelatsiooni test,

- 2) Ramsey RESET test mudeli funktsionaalse kuju kontrollimiseks,
- 3) White'i heteroskedastiivsuse test,
- 4) Jarque-Bera test jääkväärtuste normaaljaotuse kontrollimiseks,
- 5) CUSUM test stabiilsuse kontrollimiseks,
- 6) CUSUMQ test stabiilsuse kontrollimiseks.

Esimese kuni neljanda testi tulemused on toodud välja tabelis 9 ning CUSUM ja CUSUMQ testide tulemused on toodud välja lisades 8-9, 14-15 ning 20-21.

Tabel 9. Mudelite diagnostika

Mudel	Test	F-statistik/ J-B statistik	Olulisuse tõenäosus p
E	Breusch-Godfrey	1,299	0,248
	Ramsey RESET	0,049	0,825
	White	2,724	0,000
	Jarque-Bera	0,763	0,683
F	Breusch-Godfrey	0,861	0,552
	Ramsey RESET	0,058	0,810
	White	2,767	0,000
	Jarque-Bera	8,581	0,014
G	Breusch-Godfrey	1,301	0,247
	Ramsey RESET	0,057	0,811
	White	5,884	0,000
	Jarque-Bera	13,610	0,000

Allikas: lisad 1-19, autori arvutused EViews10-s.

Ühegi kontrollitava mudeli puhul ei esine Breusch-Godfrey testi alusel jääkväärtustel autokorrelatsiooni ning Ramsey RESET testi alusel on mõlema mudeli funktsionaalne kuju korrektne. Ükski mudel ei läbinud White'i heteroskedastiivsuse testi olulisuse nivool $\alpha=0,10$, mille tulemusena võivad mitte-olulised parameetrid näida olulisena, parameetrite suuruseid see ei mõjuta. Võttes arvesse, et kõigis mudelites esineb heteroskedastiivsus, on vajalik hinnata ARDL mudeleid uuesti kasutades White'i heteroskedastiivsust arvestavaid standardvigu ja kovariantsust. Mudel E läbis ainukesena kolmest mudelist Jarque-Bera testi, mis tähendab, et mudelid F ja G ei pruugi olla sobivad eluasemehindade prognoosimisel, kuna nende mudelite jääkväärtused ei allu normaaljaotusele.

Robustsete standardvigadega hinnatud kointegratsioonivõrrandid on välja toodud tabelis 10. Selgub, et kohandatud standardvigade puhul ei ole enam mudeli E ja F kointegratsioonivõrrandis tegur HSS olulisuse nivool $\alpha=0,10$ statistiliselt olulised. Küll on aga mudeli G

kointegratsioonivõrrandis tegur HSS olulisuse nivool $\alpha=0,10$ statistiliselt oluline. Seetõttu võib pikal perioodil ainult mudeli G alusel hinnata parameetri HSS seose suunda ja tugevust eluasemehindadega.

Tabel 10. Pika perioodi tegurite hindamine robustsete standardvigadega

Mudel	E	F	G
HSS _t	-0,154 (0,097)	-0,286 (0,202)	-0,158** (0,080)
ln(rycapita _t)	2,401*** (0,880)	1,520** (0,640)	2,153*** (0,665)
ln(rpsec _t)	-0,671* (0,343)	-0,684** (0,323)	-0,597** (0,259)
ARDL spetsifikatsioon	ARDL(6, 1, 2, 1)	ARDL(6, 0, 0, 1)	ARDL(6, 1, 2, 1)
Valim	1977Q1-2020Q2	1977Q1-2007Q4	1977Q1-2020Q2
c/ t	c***	c***	c***
F-Statistik	6,386***	18,211***	8,403***

Allikas: autori arvutused EViews 10-s.

Kõik mudelid läbisid CUSUM testi, kuid vaid mudel F läbis CUSUMQ testi olulisuse nivool $\alpha=0,05$ – EViews10-s ei ole võimalik hinnata CUSUMQ testi olulisuse nivool $\alpha=0,10$, mistõttu ei ole võimalik eeldada, et olulisuse nivool $\alpha=0,10$ ei esine mudelite E ja G valimis struktuurimuutust. Lähtudes eelnevast, on otsitud Quandt-Andrews testi abil mudelite E ja G valimises struktuurimuutust. Testide tulemustest (vt lisad 22 ja 23) selgub, et mudeli E valimis on struktuurimuutus perioodil 2008Q1 ning mudeli G valimis perioodil 2003Q2, mistõttu on loodud kaks fiktiivmuutujat DUM2008Q1 ja DUM2003Q2, mis on väärtusega 0 kuni struktuurimuutuseni ning väärtusega 1 struktuurimuutest (k.a) edasi. 2008Q1 muutus tuleneb suure tõenäosusega finantskriisi algusest ning 2003Q2 muutus kinnisvaramulli tekke algusest. Fiktiivmuutujate lisamine mudelitesse E ja G ei paranda aga CUSUMQ testi tulemust (vt lisad 9 vs 27 ning 21 vs 28) ning mudelite kirjeldusvõime ei parane oluliselt (vt lisad 1 vs 24 ning 3 vs 25), mistõttu ei ole mudelitesse E ja G fiktiivmuutujaid kaasatud, vaid on hinnatud parameetreid ilma fiktiivtunnusteta mudelites.

3.4. Tulemuste tõlgendamine

Lähtudes mudelitest E, F ja G võib olulisuse nivool $\alpha=0,10$ väita, et eluasemehinnad on lühiperioodil seotud kuni viie kvartali taguse eluasemehindade muutusega, kusjuures vahelduvalt

positiivselt ning negatiivselt (t-1 muuduga positiivselt, t-2 muuduga negatiivselt, t-3 muuduga positiivselt jne). Antud tulemusest võib välja lugeda, et eluasemehinnad ei ole ajas väga püsivad, vaid on inertsed. Valdavalt on positiivne seos suurem kui negatiivne, mistõttu võib väita, et eluasemehinnad on lühiperioodil nõrgalt kuni keskmiselt positiivselt seotud oma viitaegadega diferentsidest. Positiivne seos võib olla märk sellest, et hindade kasv on nii kodumajapidamistele kui ka kinnisvarakauplejatele indikatsiooniks, et hinnad tõusevad ka edaspidi, mistõttu teevad turuosalisel julgemalt ostuotsuseid, seega nihkub nõudluskõver paremale ning tekib surve hindade tõusule.

Mudeli E ja G alusel võib olulisuse nivool $\alpha=0,01$ väita, et eluasemehinnad on lühiperioodil negatiivselt seotud eluaseme pakkumise muutusega, kusjuures eluaseme pakkumise muutuse 10% kasvu korral on oodata eluasemehindade langust 0,05% võrra. Mudelis F eluasemehindade ja pakkumise vahel lühiperioodi seost välja ei tule, mis võib tuleneda antud mudeli väiksemast valimi mahust. Lähtudes kolmest mudelist, võib väita, et lühiperioodil on eluasemehindade ja pakkumise vahel väga nõrk negatiivne või olematu seos. Väga nõrk seos viitab lühiperioodil pakkumise jäikusele, seega võib eeldada, et lühiperioodil on pakkumine mitte-elastne.

Mudelis E ja G on eluasemehinnad lühiperioodil seotud käesoleva ja ühe viitajaga perioodi sissetuleku *per capita* muuduga, mudelis E on olulised nii sama perioodi kui ka eelneva perioodi sissetuleku muutus, mudelis G on ainult eelneva perioodi sissetuleku muutus. Mudelist E võib välja lugeda, et eluasemehinnad on sama perioodi sissetulek *per capitaga* muutusega positiivselt seotud ning eelmise perioodi sissetulek *per capita* muutusega negatiivselt. Kahe perioodi muutuste summa jääb nulli (arvestades hinnangute standardvigu). Sellest võib välja lugeda, et kui lühiperioodil tekib sissetulekust tulenev lühiperioodi šokk, siis järgmisel perioodil toimub korrektuur ning kogumõju lühiperioodil puudub. Mudelis F lühiperioodi seost eluasemehindade ja sissetulek *per capita* vahel ei selgu. Arvestades koondina kolme mudeli tulemusi, võib järeldada, et sissetulek *per capita* võib lühiperioodil olla seotud eluasemehinnaga, kuid järgmisel perioodil toimub korrektuur, mis tähendab, et koondina on lühiperioodil null-seos eluasemehindadega.

Mudelitest E ja G selgub olulisuse nivool $\alpha=0,05$ negatiivne seos eluasemehindade ja väärtpaberite hindade vahel. Mudelis F on küll väärtpaberite hindade muudu kordaja positiivne, kuid tegur ei ole statistiliselt oluline nivool $\alpha=0,10$. Mudelis E ja G on nõrk negatiivne seos: kummaski mudelis selgub, et väärtpaberite hindade 10% tõusu puhul on oodata samas kvartalis eluasemehindade langust 0,2% võrra – seos on väga nõrk või olematu, kuid statistiliselt oluline. Lühiperioodi

negatiivset seost võib põhjendada alternatiivinvesteeringutega: kui kinnisvarakauplejad suunavad oma raha eluasemesse investeerimise asemel börsile, suureneb nõudlus väärtpaberite vastu, aga samal ajal väheneb nõudlus eluaseme järele, mis survestab hindu negatiivselt.

Koos lisa lühiperioodimuutujatega mudelitest F ja G selgub olulisuse nivool $\alpha=0,05$ vastupidiselt eeldatule, et lühiperioodil esineb nõrk negatiivne seos eluasemehindade ja uusarenduste pakkumise vahel. Uusarenduste pakkumise muutuse 10% tõusu puhul samas kvartalis on oodata 0,2-0,3% langust eluasemehindades. Negatiivne seos võib olla tingituna siiski uusarenduste pakkumise kasvu mõjuga kogupakkumisele, s.t kui suureneb kogupakkumine, tekib siiski surve eluasemehindade langusele, mitte tõusule.

Mudelites F ning G on lühiperioodil reaalintressimäärade muutus olulisuse nivool $\alpha=0,01$ seotud eluasemehindadega, kuid seose mõju on marginaalne. Kui pikal perioodil ei ole reaalintressimäärad eluasemehindadega kointegreeritud ning lühiperioodil on mõju olematu, võib väita, et reaalintressimääradel puudub otsene seos eluasemehindadega. Sellest võib järeldada, et laenu hinnal ehk intressimääral seost eluasemehindadega ei ole, mis omakorda tähendab, et on võimalik, et eluasemehinnad on seotud pigem laenu pakkumise poolsete teguritega.

Mudelis F on testitud ka renoveerimis- ja ümberehitustööde muutuse lühiperioodi seost eluasemehindadega. Mudeli tulemustest selgub, et olulisuse nivool $\alpha=0,10$ esineb nõrk negatiivne seos sama perioodi renoveerimis- ja ümberehitustööde muutuse ja eluasemehindade vahel: tööde muutuse 10% kasvu korral on oodata samas kvartalis kuni 0,1% eluasemehindade langust. Negatiivne seos näitab, et ümberehitustöödel on positiivne seos eluaseme pakkumisega. Eluaseme pakkumise suurenemise korral tekib aga surve hindade langusele.

Enne robustsete standardvigade kasutamist mudelite parameetrite hindamisel, olid kõik kolm tegurit eluaseme pakkumine, sissetulek *per capita* ning väärtpaberite hinnad olulised kointegratsioonivõrrandis. Pärast White'i standardvigade kasutamist, ei ole võimalik mudelites E ning F olulisuse nivool $\alpha=0,10$ seost eluasemehindade ja pakkumise vahel tõestada. Mudelis G on aga eluaseme pakkumine oluline nivool $\alpha=0,05$ ning parameetri kordaja on väga sarnane mudelis E oleva parameetri kordajaga. Mudelis E jääb HSS olulisuse tõenäosus napilt välja lubatud piirest, mis võib vihjata, et mudelisse ei ole kaasatud kõiki olulisi tegureid ehk lühiperiooditegureid, mis on kaasatud mudelisse G. Mudelis F on parameetri kordaja hoopis erinev ning mitte-oluline, mis võib viidata mudeli valimi väiksemale mahule. Lähtudes eelnevast, on järeldatud, et pikal

perioodil on eluasemehinnad siiski seotud eluaseme pakkumisega. Seos kahe muutuja vahel on negatiivne ning lähtudes mudelist G võib väita, et pikal perioodil pakkumise 10% suurenemise korral on oodata hindade -1,6% langust. Seose tugevus näitab, et eluaseme pakkumine on pikal perioodil mitte-elastne.

Mudelites E ning G on olulisuse nivool $\alpha=0,01$ ning mudelis F nivool $\alpha=0,05$ sissetulek *per capita* pikal perioodil seotud eluasemehindadega. Seos on kõigis kolmes mudelis positiivne, mis kinnitab teooriat, s.t sissetulekute kasvu korral nihkub kodumajapidamiste eelarvekõver paremale, mis võimaldab neil tarbida rohkem eluaset, seega kasvab nõudlus ja tekib surve hindade kasvule. Kõigis mudelites on hinnad sissetulekute suhtes elastsed: mudeli E alusel võib väita, et sissetulekute 1% püsiva tõusu korral on oodata eluasemehinnade kasvu 2,4%, mudeli F alusel 1,5% ning mudeli G alusel 2,2% ulatuses. Mudeli F valim ulatub kuni 2007 aasta IV kvartalini, mistõttu võib eeldada, et pärast viimast majanduslangust on eluasemehinnad sissetulekute suhtes rohkem elastsed kui varasemalt.

Mudelite F ja G tulemuste alusel võib olulisuse nivool $\alpha=0,05$ väita, et eluasemehinnad on pikal perioodil negatiivselt seotud väärtpaberite hindadega. Mudelis E võib sama väite teha olulisuse nivool $\alpha=0,10$. Kõigis kolmes mudelis on parameetrite kordaja väga sarnane: pikal perioodil on eluasemehinnad väärtpaberite hindade suhtes mitte-elastsed (elastsus jääb vahemikku 0,60 – 0,68). Negatiivne seos viitab asjaolule, et kinnisvarakauplejate jaoks on väärtpaberid eluasemele alternatiivinvesteeringuks. Seetõttu kui suureneb nõudlus ühe vastu, on oodata nõudluse langust teise vastu.

Kõigis kolmes mudelis on veaparandusliige ECT statistiliselt oluline nivool $\alpha=0,01$ ning on negatiivne, mis näitab, et pikal perioodil liiguvad hinnad lühiperioodil põhjustatud kõrvalekalletest tagasi tasakaaluseisundisse. ECT kordaja on kõigil kolmel mudelil sarnane (-0,013 – -0,014) ja nullile lähedal. Lähtudes ECT kordaja pöördväärtusest $\frac{1}{\gamma}$, võib eeldada, et eluasemehinnad jõuavad lühiperioodi šokist põhjustatud kõrvalekaldest tagasi pika perioodi tasakaalu ligikaudu 18 aastaga. Pikk periood šokist taastumiseks viitab eluasemeturu madalale efektiivsusele ning turuosaliste ebaratsionaalsusele, s.t enamus tehingutest eluasemeturul tehakse kas all- või ülalpool tasakaaluhinda. Kouwenberg ja Zwinkels (2014) on oma töös jõudnud sarnastele tulemustele, tuues välja, et eluasemehinnad jõuavad tasakaaluni sama ajaga ehk 18 aastaga. Autorid toovad välja, et veaparandusliikme kordaja võib ajas muutuda, mistõttu võib mõnel perioodil olla

korrekatuur kiirem. Tsai *et al* (2012) on leidnud, et korrektuur šokist toimub kiiremini – 3 kuni 8 aastaga – sõltuvalt mudeli viitaegade valikust. Autorid toovad välja, tulenevalt mudeli lineaarsest kujust võib olla veaparandusliikme kordaja valesti hinnatud ning tegelikkuses võib korrektuur toimuda kiiremini (*Ibid*).

KOKKUVÕTE

Käesoleva töö eesmärgiks oli luua mudel, mille abil on võimalik selgitada USA eluasemehindade dünaamikat nii lühi- kui ka pikal perioodil. Eesmärgini jõudmiseks loodi kõigepealt teoreetiline mudel, mis lähtub eluasemeturu nõudluse ja pakkumise dünaamikast. Eluasemeturu nõudluse poolel on kodumajapidamised ning kinnisvarakauplejad, kusjuures kodumajapidamised on lõpptarbivad ning nende nõudlus moodustab suurema enamuse kogunõudlusest. Kinnisvarakauplejad on vaid vahendajad, kuid nende otsustel on oluline mõju eluaseme nõudlusele, seega ka hindadele. Pakkumise poolel on kodumajapidamised, kinnisvarakauplejad ning uusarendajad.

Lähtuvalt teoriast kontrolliti, kas eluasemehinnad on pikal perioodil seotud eluaseme pakkumisega ning kogunõudlusfunktsiooni teguritega. Teoreetilise raamistiku alusel kontrolliti eluasemehindade lühi- ja pika perioodi seoseid järgmiste teguritega: eluaseme pakkumine, tööelise rahvastiku arv riigis, väärtpaberite hinnad, renoveerimis- ja ümberehitustööde maht, kodumajapidamiste sissetulek, intressimäär, uusarenduste pakkumine. Antud töös uuriti seoseid reaalkväärtustes olevate näitajate vahel, et vältida inflatsiooni poolt põhjustatud näiliste seoste esinemist. Töö empiirilise analüüsi aluseks võeti USA eluasemeturg, sest USA on üks suurimaid majandusi, nende eluasemeturg on kõrgelt arenenud ning Ühendriikide andmebaasides on kättesaadavad suure valimiga ja usaldusväärsed aegread.

Lühi- ja pikaperioodi mudelite loomiseks kasutati ARDL meetodit. Antud meetodi eeliseks teiste kointegratsioonitestide ees on see, et ARDL modelleerimisel ei pea olema uuritavad aegread samasse järku integreeritud, antud meetod on stabiilsem väiksemate valimite puhul ning selle meetodi puhul on võimalik viia mudel kujule, kus on lihtne lugeda välja nii lühi- kui ka pika perioodi tegurite seosed eluasemehindadega. Töös loodi 7 ARDL mudelit: esimese nelja mudeli, abil selgitati välja millised tegurid on seotud eluasemehindadega pikal perioodil ja millised mitte. Viimase kolme mudeli, abil uuriti nii lühi- kui ka pika perioodi tegurite ja eluasemehindade vahelisi seoseid.

ARDL modelleerimise abil selgitati välja, et esineb kointegratsioon USA eluasemehindade ning eluaseme pakkumise, sissetuleku *per capita* (ja sissetuleku), ja väärtpaberite hindade vahel. Pikal perioodil on USA eluaseme pakkumine mitte-elastne ning seos pakkumise ja hindade vahel on negatiivne: pakkumise 10% jäädava kasvu juures on oodata hindade -1,6% langust.

Reaalsissetulek *per capita* on pikal perioodil elastne ning seos eluasemehindade vahel on positiivne: sissetuleku 1% jäädava tõusu juures on oodata eluasemehindade kasvu vahemikus 1,5% – 2,4% (elastsuskoeffitsient on pärast 2008. aasta finantskriisi võrreldes varasemaga suurenenud). Väärtpaberite hinnad on pikal perioodil mitte-elastsed ning seos eluasemehindade vahel on negatiivne: väärtpaberite hindade 1% jäädava tõusu juures on oodata eluasemehindade langust vahemikus 0,6 – 0,7 %.

Pakkumise negatiivne seos eluasemehindadega on kooskõlas teooria ja varasemate töödega, seos on selgitatav nõudluse-pakkumise dünaamikaga: pakkumiskõvera nihe paremale põhjustab eluasemehindade langust. Reaalsissetuleku ja eluasemehindade vaheline positiivne ja elastne seos on leidnud kinnitust ka varasemates töödes ning on põhjendatav kodumajapidamiste eelarvekõvera nihkega paremale. Lähtudes elutsükliteooriast, võimaldab kodumajapidamiste eelarvekõvera nihe paremale rohkem tarbida eluaset, seega suureneb nõudlus eluaseme järele ning tekib surve hindade kasvule. Väärtpaberite negatiivne seos eluasemehindadega näitab, et kinnisvarakauplejate jaoks on eluase väärtpaberitele alternatiivinvesteeringuks. Piiratud eelarve juures peavad kinnisvarakauplejad tegema valiku, kas investeerida ühte või teise varasse, mis tähendab, et väärtpaberite nõudluse suurenemisel väheneb eluaseme nõudlus ning vastupidi.

Lühiperioodil on eluasemehinnad väga inertsed, mis tähendab, et need on seotud kuni viie kvartali taguse iseenda muutusega, kusjuures hinnad läbivad iga kuu korrektuuri iseenda eelnevast muutusest: seos on kvartalite lõikes vaheldumisi positiivne ning negatiivne iseenda muutusega. Lühiperioodil on eluasemehinnad pakkumisega väga nõrgalt ja negatiivselt või seotud null-mõjuga, mis tähendab, et lühiperioodil on pakkumine peaaegu täielikult jäik. Sissetulek *per capita* on lühiperioodil küll seotud eluasemehindadega, kuid koondmõju läbi kvartalite on null: kui ühel perioodil toimub šokk, siis järgmisel perioodil toimub korrektuur. Vastupidiselt eeldatule, esineb negatiivne seos uusarenduste pakkumise ja eluasemehindadega, mis on tõlgendatav uusarenduste panusega kogupakkumisse: kogupakkumise suurenedes tekib surve hindade alanemiseks. Lühiperioodil on reaaltressimäärad eluasemehindade suhtes täielikult jäigad, mis tähendab, et nende vahel on lühiperioodil null-seos: kui laenu hind ei ole seotud eluasemehindadega, võib olla seos hoopis laenu pakkumise ja eluasemehindade vahel. Viimane lühiperioodi tegur, renoveerimis- ja ümberehitustööde muutus, on nõrgalt negatiivselt seotud eluasemehindadega, mis tähendab, et sellel on oluline positiivne mõju eluaseme pakkumisele (surve hindade langusele).

Lähtudes ARDL mudelite tulemustest, toimub USA eluasemehindadele põhjustatud lühiperioodi šokist taastumine kuni 18 aastat. Pikk ajavahemik šokist taastumiseks viitab eluasemeturu madalala efektiivsusele ning turuosaliste ebaratsionaalsusele, s.t enamus tehingutest turul tehakse kas ülal- või allpool tasakaaluhinda. Teine seletus võib olla, et eluasemehindade modelleerimiseks ei pruugi sobida lineaarne kuju, kuid see vajab edasist uurimist.

Käesolevas töös on uuritud kogu USA eluasemehindade mõjutegureid, kuid tegelikkuses on Ühendriikide osariigid väga erinevad: osariikides on väga erinevad seadused ning regulatsioonid, millel võib olla oluline mõju eluasemeturule. Lisaks on mõni osariik ajas muutunud rikkamaks kui teine samal ajal vaesemaks. Seetõttu võivad olla tulemused mõningal määral moonutatud, mistõttu on tulevikus võimalus uurida samade tegurite seoseid eluasemehindadega osariikide lõikes. Lisaks USA-le võib tulevikus uurida, kas Euroopa eluasemeturul selguvad sarnased või erinevad tulemused. Lisaks eelnevale on võimalik proovida antud tööd edasi arendada, proovides modelleerida pika perioodi seoseid ilma mudeli lineaarse kitsendusega. Selle abil on võimalik uurida, kas lineaarne kuju on parim eluasemehindade modelleerimiseks või mitte.

SUMMARY

ESTIMATIONS OF SHORT- AND LONG-TERM DRIVERS OF US HOUSING PRICES USING ARDL MODEL

Markus-Christopher Kitt

Housing market is one of the most important economic markets. It has direct impact to GDP through input in total consumption and investment. Consumption spending on housing services which includes gross rents and utilities payments has on average between 10% and 14% share of total US GDP (Bureau of Economic Analysis, table 1.1.5.; Bureau of Economic Analysis, table 2.3.5.). Investment, i.e construction of new residential buildings and remodeling of existing houses has on average between 2% and 7% share of total US GDP (Bureau of Economic Analysis, table 1.1.5.). In addition to direct effects to economy, housing market has also indirect effects. For example, housing market has impact on construction industry. Increase in demand for new houses or remodelling has positive impact to demand for construction works, therefore positive effects to demand of construction resources (labor and materials).

Malpezzi (2009) points out that in short run housing prices might differ significantly from long run equilibrium price due to low liquidity and efficiency of housing market. Therefore, to estimate if prices are in equilibrium or not, it is needed to estimate the short and long run factors of housing prices. As in Meen (2002) it is possible to explain long run housing prices through factors of housing demand and supply. Supply can be measured as difference in housing stock but demand can't be directly measured (*Ibid*). This thesis is built on assumption that total demand of housing consists of demand of households and investors, where demand of households is explained by life cycle theory as in Meen (1990; 2002) and demand of investors is explained by maximization of their profits with budget constraint.

The aim of this thesis is to model US housing prices via short and long run factors. For this, three research questions have been set. Firstly, which are the short and long term factors of US housing

prices. Secondly, what is the elasticity of the housing price short and long term factors. Finally, how fast the US housing prices return from short term shock to long run equilibrium. Based on the theory, it is assumed that there are long term relationships between housing prices and following factors: housing stock supply, renovation and remodelling, income, mortgage rates, working age population and securities prices. In short run, in addition to long run factors, it is assumed that housing prices have short-run relationship with construction of new residential buildings.

To test the validity of theoretical model, ARDL F-Bounds test has been conducted. Results from empirical analysis suggest that US housing prices are cointegrated in the long run with housing supply, income per capita and price of securities. Housing supply is relatively inelastic in long run and relationship with housing prices is negative: 10% increase in supply suggests a decrease of -1,6% in housing prices. This is explained as supply curve shifts right, it has negative impact to prices. Income per capita is relatively elastic and relationship with prices is positive: 1% increase in income per capita suggests an increase of 1,5% to 2,4% in housing prices. As life cycle theory suggests, with increase in income, households budget constraint is shifted right which has positive impact to housing demand, therefore positive effect to prices. Securities prices are relatively inelastic and relationship with prices is negative: 1% increase in securities prices suggests a decrease of -0,6% to -0,7% in housing prices. The findings suggest that housing and securities investments are alternative investments for investors – as demand for one investment type increases, the demand for other decreases.

In short run, housing prices are rather unstable: prices fluctuate between quarters, if in one quarter is deviation, then in next one is happening a correction. Supply in short run is almost perfectly inelastic. The relationship with income per capita is existing but the total impact is near zero: as in one quarter there is shock, in next one there is correction. Contrary to theory, there is negative relationship between supply of new housing and housing prices – it can be explained as it has positive impact to aggregate supply which causes supply curve to shift right, therefore has negative impact to prices. No short-run relationship between interest rates and housing prices is found: it might be that housing prices are not related with the cost of credit but rather with the credit supply. Renovation and remodeling are negatively related with housing prices which suggests that it has positive impact to housing supply, therefore negative impact to housing prices.

The error correction term in ARDL models suggests that US housing prices return from short run shock to long run equilibrium prices approximately in 18 years. Long period can be explained as

low market efficiency and irrationality of market participants – most of the transactions are made above or below equilibrium price. Another reason might be that linear model of housing prices might not be proper to explore the long and short run relationship of housing prices.

For further research, it would be interesting to check if the developed ARDL model is also applicable to other states in US or the results may vary from found in this thesis. In addition, to see if there are major differences in US and Europe's housing markets, the ARDL model could be applied on Europe's data and see if the results differ significantly from US results. Finally, further research should be done to test if the linear model is best fit for modeling US house prices or not – for which the ARDL model should be built on non-linear approach.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Abelson, P., Joyeux, R., Milunovich, G., & Chung, D. (2005). Explaining house prices in Australia: 1970–2003. *Economic Record*, 81, S96-S103.
- Baer, W. C. (1986). The shadow market in housing. *Scientific American*, 255(5), 29-35.
- Bureau of Economic Analysis (2020). 1.1.5.: Gross Domestic Product (database) [Online]. Kättesaadav: <https://apps.bea.gov/iTable/iTable.cfm?reqid=19&step=2#>, 2. jaanuar 2021.
- Bureau of Economic Analysis (2020). 2.3.5.: Personal Consumption Expenditures by Major Type of Product (database) [Online]. Kättesaadav: <https://apps.bea.gov/iTable/iTable.cfm?reqid=19&step=2#reqid=19&step=2&isuri=1&1921=survey>, 2. jaanuar 2021.
- Caldera, A., & Johansson, Å. (2013). The price responsiveness of housing supply in OECD countries. *Journal of Housing Economics*, 22(3), 231-249.
- Capozza, D. R., Hendershott, P. H., Mack, C., & Mayer, C. J. (2002). Determinants of real house price Dynamics. *National Bureau of Economic Research*, (No. w9262).
- Chen, M. C., & Patel, K. (1998). House price dynamics and Granger causality: an analysis of Taipei new dwelling market. *Journal of the Asian real estate society*, 1(1), 101-126.
- DiPasquale, D. (1999). Why don't we know more about housing supply?. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1), 9-23.
- DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1992). The markets for real estate assets and space: A conceptual framework. *Real Estate Economics*, 20(2), 181-198.
- Égert, B., & Mihaljek, D. (2007). Determinants of house prices in central and eastern Europe. *Comparative economic studies*, 49(3), 367-388.
- Fletcher, M., Gallimore, P., & Mangan, J. (2000). The modelling of housing submarkets. *Journal of Property Investment & Finance*, 18(4), 473-487.
- FRED (2020). A229RX0: Real Disposable Personal Income: Per Capita (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/A229RX0>, 29. oktoober 2020.
- FRED (2020). COMPUTSA: New Privately-Owned Housing Units Completed: Total (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/COMPUTSA#0>, 29. oktoober 2020.

- FRED (2020). CPIAUCSL: Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items in U.S. City Average (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL#0>, 29. oktoober 2020.
- FRED (2020). DSPIC96: Real Disposable Personal Income (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/DSPIC96>, 29. oktoober 2020.
- FRED (2020). LFWA64TTUSM647S: Working Age Population: Aged 15-64: All Persons for the United States (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/LFWA64TTUSM647S>, 29. oktoober 2020.
- FRED (2020). MORTGAGE30US: 30-Year Fixed Rate Mortgage Average in the United States (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/MORTGAGE30US#0>, 29. oktoober 2020.
- FRED (2020). MSACSR: Monthly Supply of Houses in the United States (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/MSACSR#0>, 29. oktoober 2020.
- FRED (2020). QUSR628BIS: Real Residential Property Prices for United States (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/QUSR628BIS>, 29. oktoober 2020.
- FRED (2020). WILL5000PRFC: Wilshire 5000 Full Cap Price Index (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/WILL5000PRFC#0>, 29. oktoober 2020.
- Green, R. K. (2002). Stock prices and house prices in California: new evidence of a wealth effect?. *Regional Science and Urban Economics*, 32(6), 775-783.
- Hofman, D. (2005). Kingdom of the Netherlands-Netherlands: Selected issues. *IMF Country Report*, (No. 05/225). Kättesaadav: https://www.imf.org/~media/Websites/IMF/imported-full-text-pdf/external/pubs/ft/scr/2005/_cr05225.ashx, 23. oktoober 2020.
- Hunt, B. and M. Badia (2005). United Kingdom: Selected issues. *IMF Country Report*, (No. 05/81). Kättesaadav: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2005/cr0581.pdf>, 23. oktoober 2020.
- Hwang, M., & Quigley, J. M. (2006). Economic fundamentals in local housing markets: evidence from US metropolitan regions. *Journal of regional science*, 46(3), 425-453.
- IMF (2020). World economic outlook database, October 2020. *World Econ Finance Survey*. [Online]. Kättesaadav: <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2020/October>, 31. detsember 2020.
- Jacobsen, D. & B. Naug (2005). What drives house prices?. *Norges Bank Economic Bulletin*, (No. 05 Q1). Kättesaadav: https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/economic_bulletin/2005-01/jacobsen.pdf, 23. oktoober 2020.

- Kakes, J., & Van Den End, J. W. (2004). Do stock prices affect house prices? Evidence for the Netherlands. *Applied Economics Letters*, 11(12), 741-744.
- Kouwenberg, R., & Zwinkels, R. (2014). Forecasting the US housing market. *International Journal of Forecasting*, 30(3), 415-425.
- Lamont, O., & Stein, J. C. (1997). Leverage and house-price dynamics in US cities. *National Bureau of Economic Research*, (No. W5961).
- Laurice, J., & Bhattacharya, R. (2005). Prediction performance of a hedonic pricing model for housing. *The Appraisal Journal*, 73(2), 198.
- McCarthy, J., & Peach, R. W. (2004). Are home prices the next bubble?. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, (No. 10.3).
- McQuinn, K., & O'Reilly, G. (2008). Assessing the role of income and interest rates in determining house prices. *Economic modelling*, 25(3), 377-390.
- Meen, G. (2002). The time-series behavior of house prices: a transatlantic divide?. *Journal of housing economics*, 11(1), 1-23.
- Meen, G. P. (1990). The removal of mortgage market constraints and the implications for econometric modelling of UK house prices. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(1), 1-23.
- Nagahata, T., Saita, Y., Tachibana, T., & Sekine, T. (2004). Equilibrium land prices of Japanese prefectures: A panel cointegration analysis. *Bank of Japan Working Paper Series*, (No 04-E-9).
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63-91.
- Oikarinen, E. (2005). Is housing overvalued in the Helsinki metropolitan area? *ETLA Discussion Papers*, (No. 992).
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Poterba, J. M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach. *The quarterly journal of economics*, 99(4), 729-752.
- Schnure, C. (2005). United States: Selected issues. *IMF Country Report*, (No. 05/258).
Kättesaadav: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2005/cr05258.pdf>, 23. oktoober 2020.
- Sinai, T., & Souleles, N. S. (2005). Owner-occupied housing as a hedge against rent risk. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 763-789.

- Tiwari, P., & Hasegawa, H. (2004). Demand for housing in Tokyo: A discrete choice analysis. *Regional Studies*, 38(1), 27-42.
- Tsai, I. C., Lee, C. F., & Chiang, M. C. (2012). The asymmetric wealth effect in the US housing and stock markets: evidence from the threshold cointegration model. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 45(4), 1005-1020.
- U.S. Census Bureau (2020). Residential Improvements and Repairs (database) [Online].
Kättesaadav: https://www.census.gov/construction/c50/c50_curr.pdf, 29. Oktober 2020.

LISAD

Lisa 1. Mudeli E ECM kuju

ARDL Error Correction Regression
 Dependent Variable: D(LN_RP_D11)
 Selected Model: ARDL(6, 1, 2, 1)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 28/12/20 Time: 01:45
 Sample: 1977Q1 2020Q2
 Included observations: 174

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.208849	0.040996	-5.094345	0.0000
D(LN_RP_D11(-1))	0.809258	0.071655	11.29376	0.0000
D(LN_RP_D11(-2))	-0.182741	0.088889	-2.055825	0.0414
D(LN_RP_D11(-3))	0.351073	0.085718	4.095683	0.0001
D(LN_RP_D11(-4))	-0.266283	0.082930	-3.210926	0.0016
D(LN_RP_D11(-5))	0.122515	0.059671	2.053165	0.0417
D(HSS)	-0.005281	0.000822	-6.426877	0.0000
D(LN_RYCAPITA)	0.108267	0.040203	2.693020	0.0078
D(LN_RYCAPITA(-1))	-0.122051	0.053348	-2.287812	0.0235
D(LN_RPSEC_D11)	-0.019434	0.007708	-2.521250	0.0127
CointEq(-1)*	-0.012784	0.002506	-5.101311	0.0000
R-squared	0.886700	Mean dependent var		0.003830
Adjusted R-squared	0.879749	S.D. dependent var		0.015793
S.E. of regression	0.005477	Akaike info criterion		-7.515501
Sum squared resid	0.004889	Schwarz criterion		-7.315791
Log likelihood	664.8486	Hannan-Quinn criter.		-7.434486
F-statistic	127.5658	Durbin-Watson stat		2.005072
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	6.386104	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-5.101311	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 2. Mudeli F ECM kuju

ARDL Error Correction Regression
 Dependent Variable: D(LN_RP_D11)
 Selected Model: ARDL(6, 0, 0, 1)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 28/12/20 Time: 01:51
 Sample: 1977Q1 2020Q2
 Included observations: 124

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.084960	0.009807	-8.662850	0.0000
D(LN_RP_D11(-1))	0.733712	0.076261	9.621063	0.0000
D(LN_RP_D11(-2))	-0.175217	0.089292	-1.962284	0.0523
D(LN_RP_D11(-3))	0.452773	0.086737	5.220099	0.0000
D(LN_RP_D11(-4))	-0.231293	0.080602	-2.869567	0.0049
D(LN_RP_D11(-5))	0.120410	0.062810	1.917057	0.0578
D(LN_RPSEC_D11)	0.003964	0.007286	0.544081	0.5875
D(CVN(-1))	-7.91E-06	2.08E-06	-3.808303	0.0002
D(R)	0.000688	0.000167	4.113518	0.0001
D(LN_RRRW)	-0.006763	0.004018	-1.683063	0.0952
CointEq(-1)*	-0.013432	0.001560	-8.608060	0.0000
R-squared	0.914606	Mean dependent var		0.005052
Adjusted R-squared	0.907049	S.D. dependent var		0.014036
S.E. of regression	0.004279	Akaike info criterion		-7.985595
Sum squared resid	0.002069	Schwarz criterion		-7.735409
Log likelihood	506.1069	Hannan-Quinn criter.		-7.883964
F-statistic	121.0281	Durbin-Watson stat		2.115886
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	18.03287	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-8.608060	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 3. Mudeli G ECM kuju

ARDL Error Correction Regression
 Dependent Variable: D(LN_RP_D11)
 Selected Model: ARDL(6, 1, 2, 1)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 28/12/20 Time: 01:50
 Sample: 1977Q1 2020Q2
 Included observations: 174

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.205947	0.036019	-5.717691	0.0000
D(LN_RP_D11(-1))	0.828104	0.069068	11.98966	0.0000
D(LN_RP_D11(-2))	-0.160346	0.085814	-1.868528	0.0635
D(LN_RP_D11(-3))	0.330792	0.083309	3.970681	0.0001
D(LN_RP_D11(-4))	-0.260501	0.079482	-3.277477	0.0013
D(LN_RP_D11(-5))	0.110943	0.057522	1.928699	0.0556
D(HSS)	-0.004808	0.000797	-6.034159	0.0000
D(LN_RYCAPITA)	0.048668	0.042378	1.148443	0.2525
D(LN_RYCAPITA(-1))	-0.139659	0.051558	-2.708762	0.0075
D(LN_RPSEC_D11)	-0.020113	0.007452	-2.699110	0.0077
D(CVN(-1))	-4.72E-06	2.12E-06	-2.231452	0.0271
D(R)	0.000369	0.000103	3.570196	0.0005
CointEq(-1)*	-0.014343	0.002502	-5.732490	0.0000
R-squared	0.897237	Mean dependent var		0.003830
Adjusted R-squared	0.889578	S.D. dependent var		0.015793
S.E. of regression	0.005248	Akaike info criterion		-7.590125
Sum squared resid	0.004434	Schwarz criterion		-7.354104
Log likelihood	673.3409	Hannan-Quinn criter.		-7.494381
F-statistic	117.1425	Durbin-Watson stat		2.018258
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	8.062280	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-5.732490	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 4. Breusch-Godfrey test mudelil E

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.299258	Prob. F(8,152)	0.2479
Obs*R-squared	11.13690	Prob. Chi-Square(8)	0.1941

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 28/12/20 Time: 00:50

Sample: 1977Q1 2020Q2

Included observations: 174

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_RP_D11(-1)	0.215908	0.211467	1.021004	0.3089
LN_RP_D11(-2)	-0.483563	0.371919	-1.300185	0.1955
LN_RP_D11(-3)	0.420725	0.327751	1.283676	0.2012
LN_RP_D11(-4)	-0.113027	0.301821	-0.374482	0.7086
LN_RP_D11(-5)	-0.085694	0.219518	-0.390376	0.6968
LN_RP_D11(-6)	0.049874	0.095007	0.524949	0.6004
HSS	-0.000359	0.000879	-0.408118	0.6838
HSS(-1)	0.001117	0.001219	0.916367	0.3609
LN_RYCAPITA	0.000808	0.041588	0.019424	0.9845
LN_RYCAPITA(-1)	-0.024578	0.069235	-0.354997	0.7231
LN_RYCAPITA(-2)	0.013025	0.057439	0.226759	0.8209
LN_RPSEC_D11	0.001359	0.007977	0.170309	0.8650
LN_RPSEC_D11(-1)	0.001760	0.008214	0.214235	0.8307
C	0.072926	0.093423	0.780599	0.4363
RESID(-1)	-0.232404	0.229351	-1.013311	0.3125
RESID(-2)	0.129854	0.166749	0.778740	0.4373
RESID(-3)	-0.026161	0.151702	-0.172451	0.8633
RESID(-4)	-0.246903	0.137293	-1.798365	0.0741
RESID(-5)	0.089765	0.101623	0.883322	0.3785
RESID(-6)	-0.028104	0.099128	-0.283508	0.7772
RESID(-7)	-0.125334	0.091117	-1.375538	0.1710
RESID(-8)	-0.169620	0.085707	-1.979055	0.0496

R-squared	0.064005	Mean dependent var	2.27E-16
Adjusted R-squared	-0.065310	S.D. dependent var	0.005316
S.E. of regression	0.005487	Akaike info criterion	-7.455210
Sum squared resid	0.004576	Schwarz criterion	-7.055789
Log likelihood	670.6032	Hannan-Quinn criter.	-7.293180
F-statistic	0.494955	Durbin-Watson stat	1.994879
Prob(F-statistic)	0.968808		

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 5. Ramsey RESET test mudelil E

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: LN_RP_D11 LN_RP_D11(-1) LN_RP_D11(-2)
LN_RP_D11(-3) LN_RP_D11(-4) LN_RP_D11(-5) LN_RP_D11(-6)
HSS HSS(-1) LN_RYCAPITA LN_RYCAPITA(-1) LN_RYCAPITA(-2)
LN_RPSEC_D11 LN_RPSEC_D11(-1) C

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.221702	159	0.8248
F-statistic	0.049152	(1, 159)	0.8248

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	1.51E-06	1	1.51E-06
Restricted SSR	0.004889	160	3.06E-05
Unrestricted SSR	0.004888	159	3.07E-05

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: LN_RP_D11

Method: ARDL

Date: 28/12/20 Time: 00:50

Sample: 1977Q1 2020Q2

Included observations: 174

Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (12 lags, automatic):

Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LN_RP_D11(-1)	1.854207	0.270779	6.847669	0.0000
LN_RP_D11(-2)	-1.021711	0.200174	-5.104106	0.0000
LN_RP_D11(-3)	0.549970	0.173644	3.167226	0.0018
LN_RP_D11(-4)	-0.638221	0.180258	-3.540599	0.0005
LN_RP_D11(-5)	0.401379	0.144919	2.769686	0.0063
LN_RP_D11(-6)	-0.125547	0.063604	-1.973897	0.0501
HSS	-0.005464	0.001199	-4.557662	0.0000
HSS(-1)	0.003416	0.001035	3.301991	0.0012
LN_RYCAPITA	0.113476	0.047488	2.389596	0.0180
LN_RYCAPITA(-1)	-0.206449	0.070056	-2.946905	0.0037
LN_RYCAPITA(-2)	0.123903	0.054978	2.253695	0.0256
LN_RPSEC_D11	-0.019868	0.008112	-2.449093	0.0154
LN_RPSEC_D11(-1)	0.010988	0.007906	1.389733	0.1666
C	-0.285560	0.353608	-0.807562	0.4205
FITTED^2	-0.003498	0.015780	-0.221702	0.8248

R-squared	0.999285	Mean dependent var	4.578680
Adjusted R-squared	0.999222	S.D. dependent var	0.198746
S.E. of regression	0.005544	Akaike info criterion	-7.469833
Sum squared resid	0.004888	Schwarz criterion	-7.197501
Log likelihood	664.8755	Hannan-Quinn criter.	-7.359358
F-statistic	15867.67	Durbin-Watson stat	2.005963
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 6. White test mudelil E

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.724545	Prob. F(63,110)	0.0000
Obs*R-squared	106.0424	Prob. Chi-Square(63)	0.0006
Scaled explained SS	99.06653	Prob. Chi-Square(63)	0.0025

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 28/12/20 Time: 00:51

Sample: 1977Q1 2020Q2

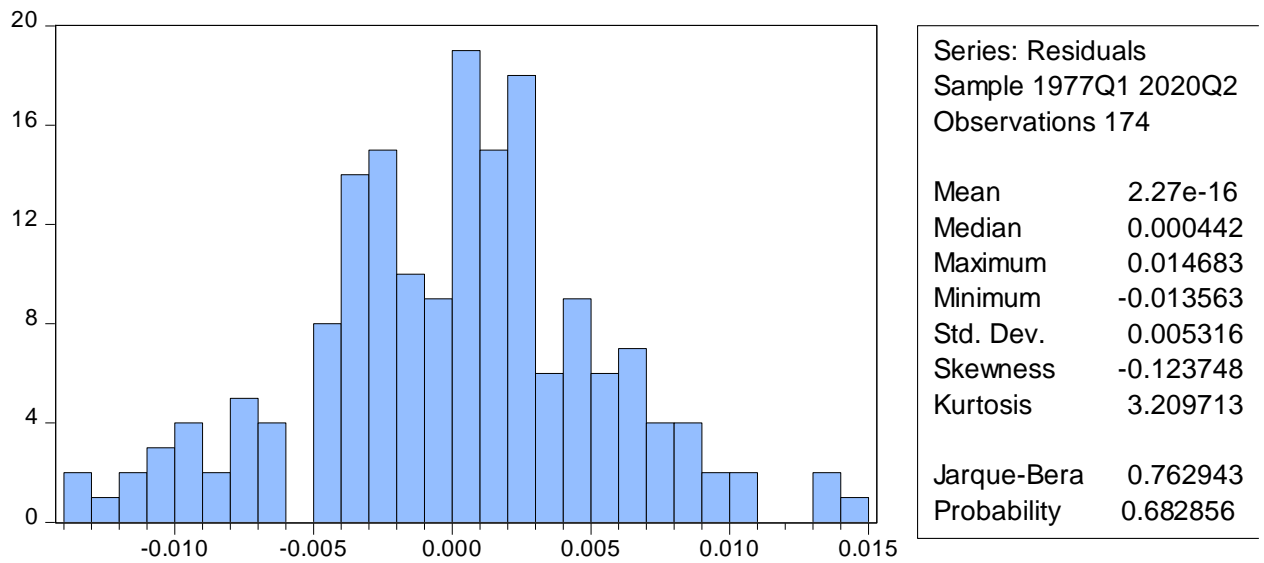
Included observations: 174

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.010850	0.097923	-0.110797	0.9120
LN_RP_D11(-1)^2	-0.079847	0.035554	-2.245798	0.0267
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-2)	0.108379	0.050717	2.136958	0.0348
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-3)	0.053060	0.037035	1.432697	0.1548
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-4)	0.017402	0.011639	1.495180	0.1377
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-5)	-0.043548	0.022368	-1.946863	0.0541
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-6)	0.016131	0.009440	1.708753	0.0903
LN_RP_D11(-1)*HSS	4.21E-05	0.001082	0.038911	0.9690
LN_RP_D11(-1)*HSS(-1)	-0.001697	0.001184	-1.432786	0.1548
LN_RP_D11(-1)*LN_RYCAPITA	0.001174	0.005605	0.209389	0.8345
LN_RP_D11(-1)*LN_RYCAPITA(-1)	0.004370	0.002913	1.500276	0.1364
LN_RP_D11(-1)*LN_RYCAPITA(-2)	0.000301	0.000363	0.831035	0.4078
LN_RP_D11(-1)*LN_RPSEC_D11	0.005499	0.004200	1.309452	0.1931
LN_RP_D11(-1)*LN_RPSEC_D11(-1)	-0.005347	0.003869	-1.381845	0.1698
LN_RP_D11(-1)	-0.019830	0.034705	-0.571370	0.5689
LN_RP_D11(-2)*LN_RP_D11(-3)	-0.089063	0.051279	-1.736845	0.0852
LN_RP_D11(-2)*HSS	-0.000948	0.002124	-0.446473	0.6561
LN_RP_D11(-2)*HSS(-1)	0.001965	0.002183	0.900316	0.3699
LN_RP_D11(-2)*LN_RYCAPITA	-0.004582	0.003563	-1.285723	0.2012
LN_RP_D11(-2)*LN_RPSEC_D11	-0.005100	0.003397	-1.501347	0.1361
LN_RP_D11(-3)*LN_RP_D11(-5)	0.018629	0.024170	0.770719	0.4425
LN_RP_D11(-3)*HSS	0.001655	0.002354	0.702838	0.4836
LN_RP_D11(-3)*HSS(-1)	9.85E-06	0.002306	0.004270	0.9966
LN_RP_D11(-3)*LN_RYCAPITA	0.001128	0.003463	0.325780	0.7452
LN_RP_D11(-3)*LN_RPSEC_D11	0.002296	0.005097	0.450536	0.6532
LN_RP_D11(-3)*LN_RPSEC_D11(-1)	0.004532	0.003921	1.155869	0.2502
LN_RP_D11(-4)*HSS	-0.000173	0.002290	-0.075505	0.9400
LN_RP_D11(-4)*HSS(-1)	-0.000331	0.002464	-0.134368	0.8934
LN_RP_D11(-4)*LN_RYCAPITA	-0.007612	0.006652	-1.144431	0.2549
LN_RP_D11(-4)*LN_RPSEC_D11	-0.004401	0.003664	-1.200984	0.2323
LN_RP_D11(-4)	0.045635	0.038597	1.182324	0.2396
LN_RP_D11(-5)*LN_RP_D11(-6)	5.57E-05	0.006864	0.008115	0.9935
LN_RP_D11(-5)*HSS	6.95E-05	0.002091	0.033236	0.9735
LN_RP_D11(-5)*HSS(-1)	-0.000620	0.002365	-0.262189	0.7937
LN_RP_D11(-5)*LN_RYCAPITA	0.005675	0.004090	1.387690	0.1680
LN_RP_D11(-5)*LN_RPSEC_D11	0.006427	0.002920	2.200974	0.0298
LN_RP_D11(-6)*HSS	-0.000726	0.000971	-0.747964	0.4561
LN_RP_D11(-6)*HSS(-1)	0.000659	0.001086	0.607027	0.5451
LN_RP_D11(-6)*LN_RPSEC_D11	-0.005005	0.001706	-2.933140	0.0041
LN_RP_D11(-6)	-0.032085	0.018592	-1.725746	0.0872
HSS^2	-1.07E-05	1.18E-05	-0.906728	0.3665
HSS*HSS(-1)	2.56E-05	2.28E-05	1.121603	0.2645
HSS*LN_RYCAPITA	-0.000514	0.000883	-0.581999	0.5618
HSS*LN_RYCAPITA(-1)	0.003522	0.001244	2.830637	0.0055
HSS*LN_RYCAPITA(-2)	-0.003156	0.001208	-2.612567	0.0102
HSS*LN_RPSEC_D11	0.000226	0.000161	1.399574	0.1645
HSS*LN_RPSEC_D11(-1)	-0.000145	0.000154	-0.942326	0.3481
HSS	0.001332	0.001391	0.957671	0.3403
HSS(-1)^2	-1.28E-05	1.22E-05	-1.046359	0.2977
HSS(-1)*LN_RYCAPITA	0.001503	0.000961	1.564413	0.1206
HSS(-1)*LN_RYCAPITA(-1)	-0.004228	0.001227	-3.446303	0.0008
HSS(-1)*LN_RYCAPITA(-2)	0.002872	0.001144	2.510811	0.0135
HSS(-1)*LN_RPSEC_D11	-0.000179	0.000185	-0.967398	0.3355
HSS(-1)*LN_RPSEC_D11(-1)	0.000130	0.000187	0.696954	0.4873
HSS(-1)	-0.001179	0.001559	-0.756569	0.4509
LN_RYCAPITA^2	2.58E-05	0.001599	0.016128	0.9872
LN_RYCAPITA*LN_RPSEC_D11	0.000555	0.000985	0.563703	0.5741
LN_RYCAPITA*LN_RPSEC_D11(-1)	0.000202	0.000311	0.649388	0.5174
LN_RYCAPITA	0.006950	0.024264	0.286437	0.7751
LN_RYCAPITA(-1)^2	-0.000693	0.000586	-1.181454	0.2400
LN_RPSEC_D11^2	-0.000137	0.000669	-0.205546	0.8375
LN_RPSEC_D11*LN_RPSEC_D11(-1)	5.92E-05	0.001286	0.046023	0.9634
LN_RPSEC_D11	-0.003709	0.007065	-0.525056	0.6006
LN_RPSEC_D11(-1)^2	6.61E-05	0.000654	0.101023	0.9197
R-squared	0.609439	Mean dependent var	2.81E-05	
Adjusted R-squared	0.385755	S.D. dependent var	4.19E-05	
S.E. of regression	3.28E-05	Akaike info criterion	-17.53343	
Sum squared resid	1.19E-07	Schwarz criterion	-16.37148	
Log likelihood	1589.408	Hannan-Quinn criter.	-17.06207	
F-statistic	2.724545	Durbin-Watson stat	2.375526	
Prob(F-statistic)	0.000002			

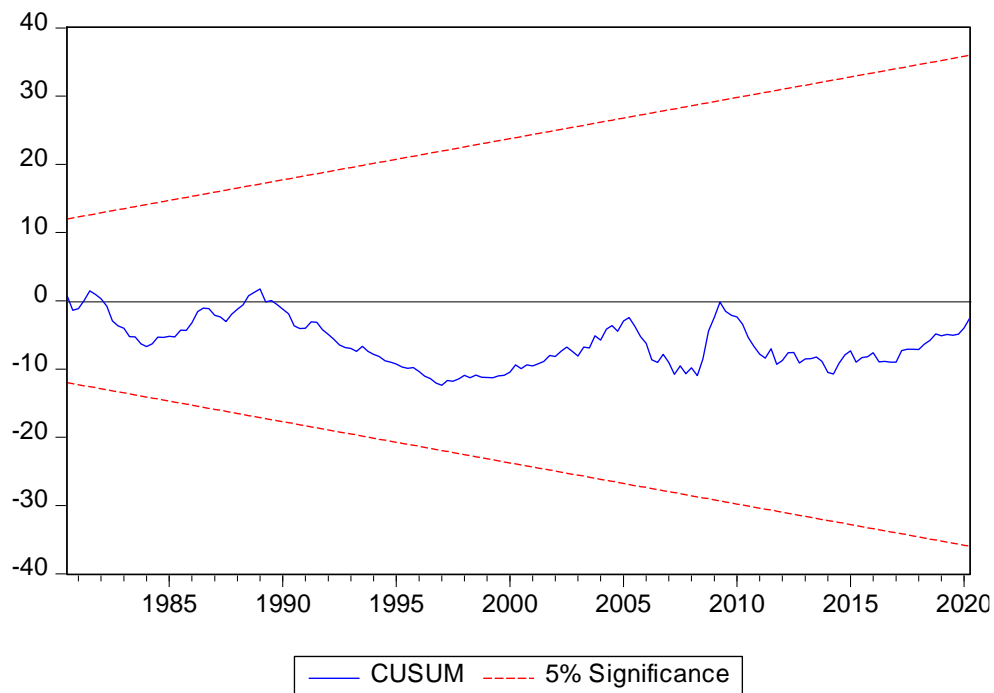
Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 7. Jarque-Bera test mudelil E



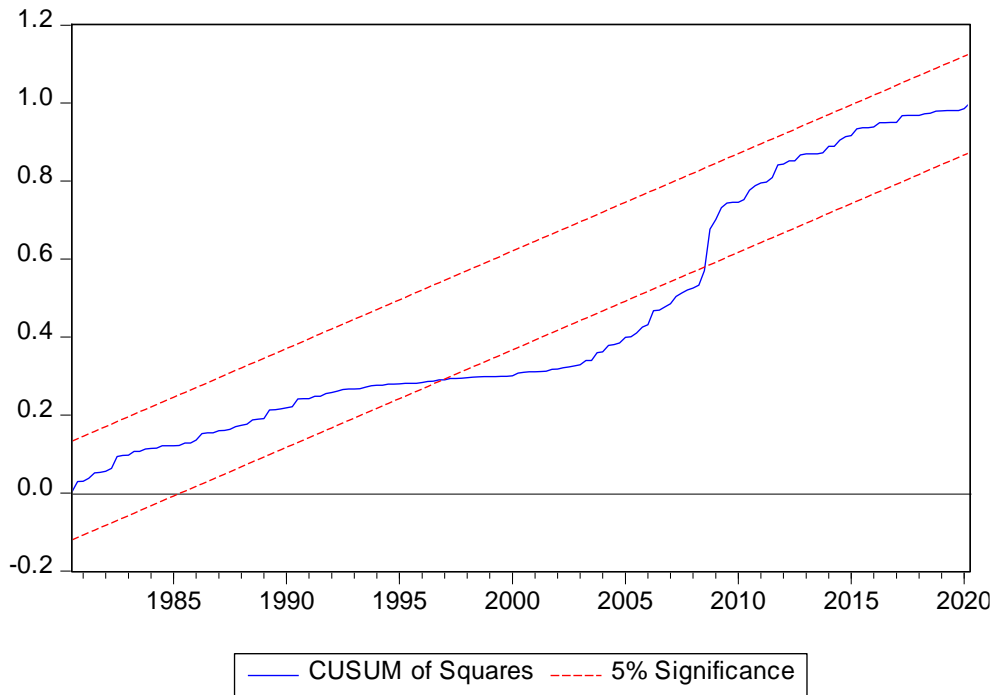
Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 8. CUSUM test mudelil E



Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 9. CUSUMQ test mudelil E



Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 10. Breusch-Godfrey test mudelil F

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.861194	Prob. F(8,102)	0.5518
Obs*R-squared	7.845603	Prob. Chi-Square(8)	0.4487

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 27/12/20 Time: 23:17

Sample: 1977Q1 2007Q4

Included observations: 124

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_RP_D11(-1)	0.109741	0.119719	0.916651	0.3615
LN_RP_D11(-2)	-0.206899	0.233914	-0.884511	0.3785
LN_RP_D11(-3)	0.170432	0.248394	0.686136	0.4942
LN_RP_D11(-4)	-0.092982	0.227273	-0.409122	0.6833
LN_RP_D11(-5)	-0.021142	0.177929	-0.118823	0.9056
LN_RP_D11(-6)	0.044071	0.085005	0.518449	0.6053
HSS	0.000172	0.000668	0.257013	0.7977
LN_RYCAPITA	-0.001120	0.012659	-0.088484	0.9297
LN_RPSEC_D11	-0.000875	0.007767	-0.112679	0.9105
LN_RPSEC_D11(-1)	0.000784	0.007689	0.101999	0.9190
D(LN_CVN(-1))	-0.000495	0.010066	-0.049191	0.9609
D(R)	-5.05E-05	0.000179	-0.282071	0.7785
D(LN_RRRW)	-0.001752	0.004282	-0.409052	0.6834
C	-0.002064	0.104522	-0.019744	0.9843
RESID(-1)	-0.157363	0.147141	-1.069467	0.2874
RESID(-2)	-0.025362	0.145639	-0.174142	0.8621
RESID(-3)	-0.054591	0.131124	-0.416330	0.6780
RESID(-4)	-0.219023	0.123033	-1.780195	0.0780
RESID(-5)	0.120121	0.117933	1.018554	0.3108
RESID(-6)	-0.039184	0.117401	-0.333760	0.7392
RESID(-7)	-0.029929	0.110537	-0.270758	0.7871
RESID(-8)	-0.145226	0.109665	-1.324268	0.1884
R-squared	0.063271	Mean dependent var	-9.32E-16	
Adjusted R-squared	-0.129585	S.D. dependent var	0.004101	
S.E. of regression	0.004358	Akaike info criterion	-7.873911	
Sum squared resid	0.001938	Schwarz criterion	-7.373539	
Log likelihood	510.1825	Hannan-Quinn criter.	-7.670648	
F-statistic	0.328074	Durbin-Watson stat	2.018789	
Prob(F-statistic)	0.997538			

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 11. Ramsey RESET test mudelil F

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: LN_RP_D11 LN_RP_D11(-1) LN_RP_D11(-2)
LN_RP_D11(-3) LN_RP_D11(-4) LN_RP_D11(-5) LN_RP_D11(-6)
HSS LN_RYCAPITA LN_RPSEC_D11 LN_RPSEC_D11(-1)
D(LN_CVN(-1)) D(R) D(LN_RRRW) C

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.240484	109	0.8104
F-statistic	0.057833	(1, 109)	0.8104

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	1.10E-06	1	1.10E-06
Restricted SSR	0.002068	110	1.88E-05
Unrestricted SSR	0.002067	109	1.90E-05

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: LN_RP_D11

Method: ARDL

Date: 27/12/20 Time: 23:30

Sample: 1977Q1 2007Q4

Included observations: 124

Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (12 lags, automatic):

Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LN_RP_D11(-1)	1.756810	0.226956	7.740737	0.0000
LN_RP_D11(-2)	-0.911509	0.180258	-5.056700	0.0000
LN_RP_D11(-3)	0.638322	0.172722	3.695660	0.0003
LN_RP_D11(-4)	-0.707031	0.175417	-4.030576	0.0001
LN_RP_D11(-5)	0.366388	0.138366	2.647956	0.0093
LN_RP_D11(-6)	-0.124471	0.066004	-1.885831	0.0620
HSS	-0.003768	0.000822	-4.582058	0.0000
LN_RYCAPITA	0.018635	0.012745	1.462214	0.1466
LN_RPSEC_D11	0.004706	0.007713	0.610130	0.5430
LN_RPSEC_D11(-1)	-0.013589	0.007893	-1.721565	0.0880
D(LN_CVN(-1))	-0.035626	0.009598	-3.711975	0.0003
D(R)	0.000695	0.000193	3.607671	0.0005
D(LN_RRRW)	-0.007115	0.004164	-1.708876	0.0903
C	-0.134070	0.284340	-0.471514	0.6382
FITTED^2	-0.003292	0.013690	-0.240484	0.8104

R-squared	0.999578	Mean dependent var	4.523291
Adjusted R-squared	0.999524	S.D. dependent var	0.199542
S.E. of regression	0.004355	Akaike info criterion	-7.921984
Sum squared resid	0.002067	Schwarz criterion	-7.580821
Log likelihood	506.1630	Hannan-Quinn criter.	-7.783395
F-statistic	18436.83	Durbin-Watson stat	2.112664
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 12. White test mudelil F

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.766917	Prob. F(79, 44)	0.0002
Obs*R-squared	103.2221	Prob. Chi-Square(79)	0.0351
Scaled explained SS	130.6442	Prob. Chi-Square(79)	0.0002

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 27/12/20 Time: 23:31

Sample: 1977Q1 2007Q4

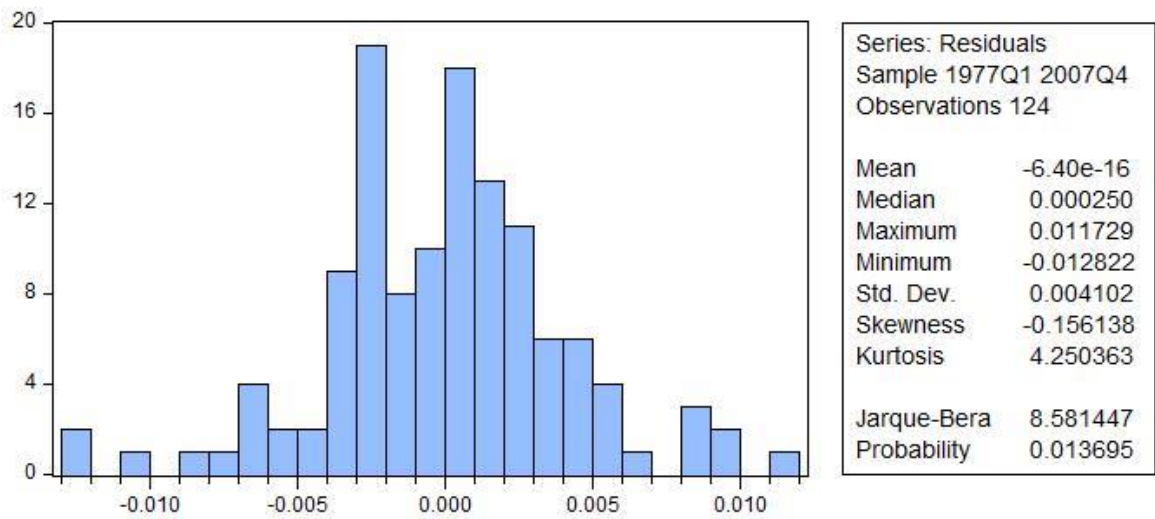
Included observations: 124

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006108	0.032069	-0.190463	0.8498
LN_RP_D11(-1)^2	0.000641	0.013720	0.046725	0.9629
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-2)	-0.003479	0.019767	-0.176009	0.8611
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-3)	0.005637	0.013109	0.429982	0.6693
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-4)	-0.007595	0.011003	-0.690270	0.4936
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-5)	-0.009090	0.005189	-1.751904	0.0868
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-6)	0.003527	0.015486	0.227764	0.8209
LN_RP_D11(-1)*HSS	-0.000104	0.000906	-0.114410	0.9094
LN_RP_D11(-1)*LN_RYCAPITA	0.008159	0.005088	1.603442	0.1160
LN_RP_D11(-1)*LN_RPSEC_D11	-0.008102	0.003767	-2.150533	0.0370
LN_RP_D11(-1)*LN_RPSEC_D11(-1)	0.007190	0.002810	2.559083	0.0140
LN_RP_D11(-1)*D(LN_CVN(-1))	-0.023596	0.015723	-1.500735	0.1406
LN_RP_D11(-1)*D(R)	0.000641	0.000502	1.275646	0.2088
LN_RP_D11(-1)*D(LN_RRRW)	-0.017533	0.009695	-1.808468	0.0774
LN_RP_D11(-1)*D(LN_CVN(-1))	-0.040545	0.023515	-1.724175	0.0917
LN_RP_D11(-2)*LN_RP_D11(-6)	0.013016	0.020308	0.640912	0.5249
LN_RP_D11(-2)*HSS	0.000643	0.001564	0.411480	0.6827
LN_RP_D11(-2)*LN_RYCAPITA	-0.006747	0.005919	-1.139941	0.2605
LN_RP_D11(-2)*LN_RPSEC_D11	0.003720	0.005377	0.691898	0.4926
LN_RP_D11(-2)*D(LN_CVN(-1))	0.048270	0.028590	1.688332	0.0984
LN_RP_D11(-2)*D(R)	-0.000499	0.001189	-0.419631	0.6768
LN_RP_D11(-2)*D(LN_RRRW)	0.033721	0.018950	1.779473	0.0821
LN_RP_D11(-3)*HSS	-0.000753	0.001314	-0.572905	0.5696
LN_RP_D11(-3)*LN_RYCAPITA	0.002417	0.004705	0.513675	0.6100
LN_RP_D11(-3)*LN_RPSEC_D11	-0.006078	0.005314	-1.143805	0.2589
LN_RP_D11(-3)*D(LN_CVN(-1))	-0.016975	0.030821	-0.550740	0.5846
LN_RP_D11(-3)*D(R)	-0.000947	0.001302	-0.727367	0.4709
LN_RP_D11(-3)*D(LN_RRRW)	-0.022026	0.021113	-1.043227	0.3025
LN_RP_D11(-4)*HSS	0.000741	0.001123	0.660032	0.5127
LN_RP_D11(-4)*LN_RYCAPITA	0.000382	0.003918	0.097585	0.9227
LN_RP_D11(-4)*LN_RPSEC_D11	0.011322	0.004985	2.271193	0.0281
LN_RP_D11(-4)*LN_RPSEC_D11(-1)	-0.008112	0.003067	-2.644981	0.0113
LN_RP_D11(-4)*D(LN_CVN(-1))	-0.003734	0.032486	-0.114948	0.9090
LN_RP_D11(-4)*D(R)	0.000331	0.001510	0.219394	0.8274
LN_RP_D11(-4)*D(LN_RRRW)	0.027546	0.017996	1.530623	0.1330
LN_RP_D11(-5)*HSS	-0.000330	0.000910	-0.362635	0.7186
LN_RP_D11(-5)*D(LN_CVN(-1))	-0.009526	0.033567	-0.283780	0.7779
LN_RP_D11(-5)*D(R)	0.001185	0.001327	0.893281	0.3766
LN_RP_D11(-5)*D(LN_RRRW)	-0.027134	0.014426	-1.880882	0.0666
LN_RP_D11(-5)	0.042650	0.026354	1.618383	0.1127
LN_RP_D11(-6)*HSS	-0.001051	0.004317	-0.243371	0.8088
LN_RP_D11(-6)*LN_RYCAPITA	-0.000342	0.000449	-0.761784	0.4503
LN_RP_D11(-6)*LN_RPSEC_D11	-0.005315	0.001852	-2.869253	0.0063
LN_RP_D11(-6)*D(LN_CVN(-1))	-0.000305	0.001642	-0.185569	0.8536
LN_RP_D11(-6)*D(R)	0.005610	0.013271	0.422730	0.6746
LN_RP_D11(-6)*D(LN_RRRW)	-0.000694	0.000544	-1.276181	0.2086
HSS^2	4.82E-06	6.42E-06	0.750401	0.4570
HSS*LN_RYCAPITA	3.52E-06	0.000178	0.019782	0.9843
HSS*LN_RPSEC_D11	-8.33E-05	8.68E-05	-0.959419	0.3426
HSS*LN_RPSEC_D11(-1)	0.000101	8.34E-05	1.207274	0.2338
HSS*D(LN_CVN(-1))	0.000116	0.000139	0.834506	0.4085
HSS*D(R)	-3.40E-06	3.49E-06	-0.975581	0.3346
HSS*D(LN_RRRW)	1.75E-05	5.18E-05	0.337295	0.7375
HSS	0.000403	0.001344	0.299962	0.7656
LN_RYCAPITA^2	0.000170	0.000417	0.406637	0.6862
LN_RYCAPITA*LN_RPSEC_D11	-2.74E-06	0.000615	-0.004459	0.9985
LN_RYCAPITA*LN_RPSEC_D11(-1)	0.000109	0.000302	0.359586	0.7209
LN_RYCAPITA*D(LN_CVN(-1))	-0.000473	0.002668	-0.177430	0.8600
LN_RYCAPITA*D(R)	-4.36E-05	8.65E-05	-0.503369	0.6172
LN_RYCAPITA*D(LN_RRRW)	-0.000222	0.001487	-0.149400	0.8819
LN_RPSEC_D11^2	-0.001217	0.000723	-1.683247	0.0994
LN_RPSEC_D11*LN_RPSEC_D11(-1)	0.002175	0.001323	1.643461	0.1074
LN_RPSEC_D11*D(LN_CVN(-1))	-0.000886	0.002050	-0.431893	0.6679
LN_RPSEC_D11*D(R)	-1.85E-05	5.36E-05	-0.345755	0.7312
LN_RPSEC_D11*D(LN_RRRW)	0.000811	0.000811	1.000881	0.3224
LN_RPSEC_D11	0.000252	0.003811	0.066104	0.9476
LN_RPSEC_D11(-1)^2	-0.000953	0.000633	-1.505065	0.1395
LN_RPSEC_D11(-1)*D(LN_CVN(-1))	0.001051	0.001931	0.544227	0.5890
LN_RPSEC_D11(-1)*D(R)	3.03E-05	5.13E-05	0.590809	0.5577
LN_RPSEC_D11(-1)*D(LN_RRRW)	-0.000758	0.000878	-0.863129	0.3927
D(LN_CVN(-1))^2	0.002015	0.001786	1.141124	0.2600
D(LN_CVN(-1))*D(R)	-8.48E-05	7.08E-05	-1.198501	0.2371
D(LN_CVN(-1))*D(LN_RRRW)	0.001189	0.000992	1.198072	0.2373
D(LN_CVN(-1))	0.003208	0.021644	0.148234	0.8828
D(R)^2	4.53E-07	2.19E-07	2.065138	0.0448
D(R)*D(LN_RRRW)	1.74E-05	2.86E-05	0.607556	0.5466
D(R)	0.000338	0.000749	0.451836	0.6536
D(LN_RRRW)^2	-0.000149	0.000219	-0.680754	0.4996
D(LN_RRRW)	0.002861	0.012364	0.231367	0.8181
R-squared	0.832436	Mean dependent var	1.67E-05	
Adjusted R-squared	0.531583	S.D. dependent var	3.00E-05	
S.E. of regression	2.06E-05	Akaike info criterion	-18.49238	
Sum squared resid	1.86E-08	Schwarz criterion	-16.67284	
Log likelihood	1220.527	Hannan-Quinn criter.	-17.75324	
F-statistic	2.766917	Durbin-Watson stat	2.318475	
Prob(F-statistic)	0.000193			

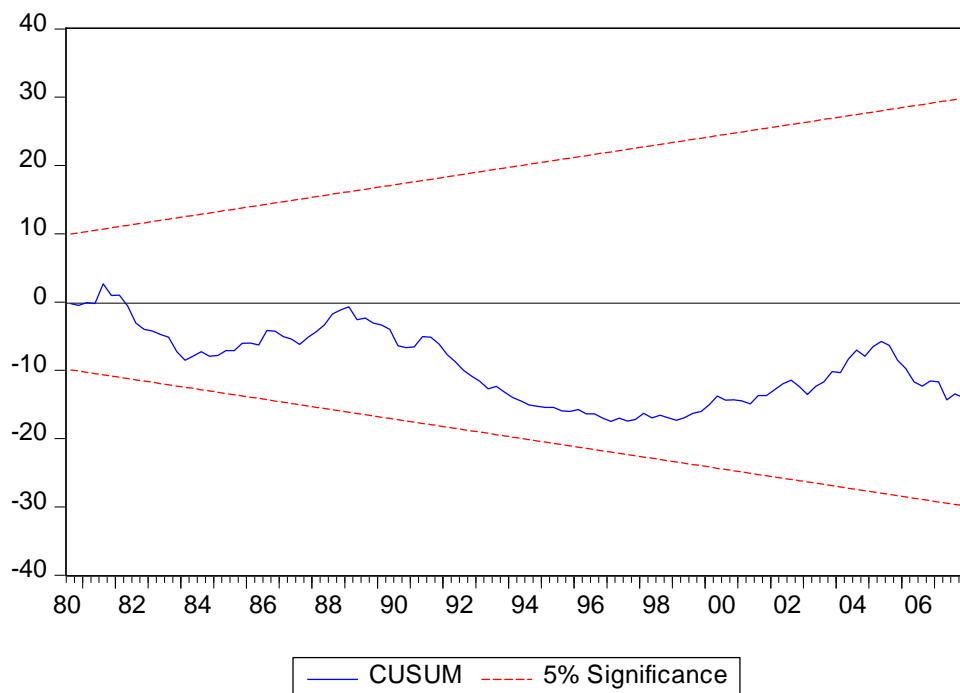
Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 13. Jarque-Bera test mudelil F



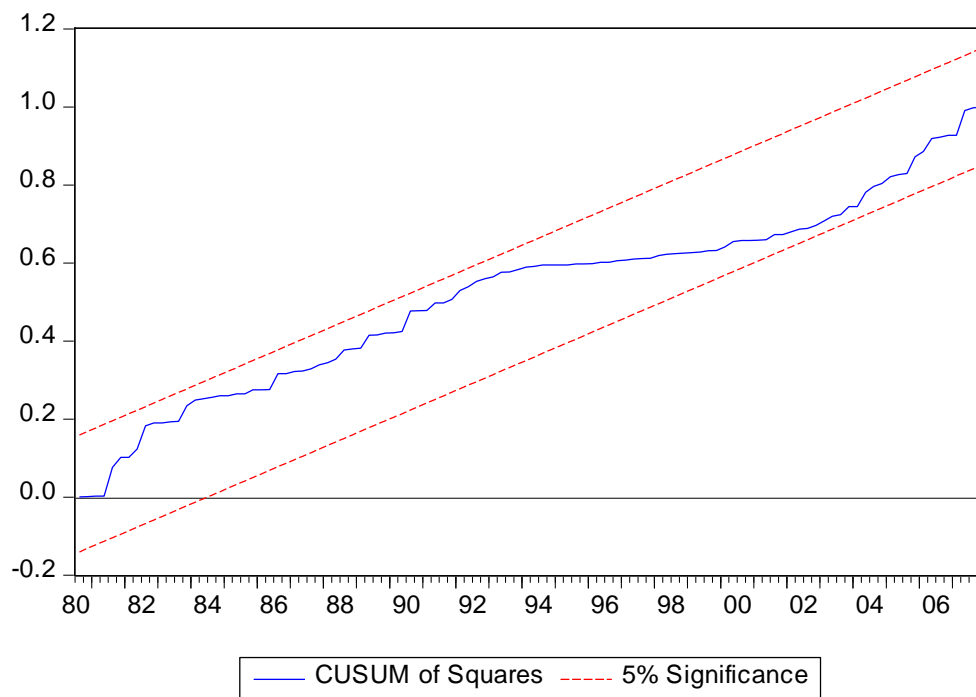
Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 14. CUSUM test mudelil F



Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 15. CUSUMQ test mudelil F



Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 16. Breusch-Godfrey test mudelil G

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.300710	Prob. F(8,150)	0.2473
Obs*R-squared	11.28755	Prob. Chi-Square(8)	0.1859

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 30/12/20 Time: 02:47

Sample: 1977Q1 2020Q2

Included observations: 174

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_RP_D11(-1)	0.139965	0.160298	0.873154	0.3840
LN_RP_D11(-2)	-0.377064	0.296212	-1.272953	0.2050
LN_RP_D11(-3)	0.417050	0.285330	1.461643	0.1459
LN_RP_D11(-4)	-0.169488	0.263046	-0.644330	0.5203
LN_RP_D11(-5)	-0.038164	0.193883	-0.196841	0.8442
LN_RP_D11(-6)	0.029870	0.085047	0.351212	0.7259
HSS	-0.000334	0.000862	-0.388079	0.6985
HSS(-1)	0.000853	0.001103	0.772944	0.4408
LN_RYCAPITA	-0.003908	0.043755	-0.089307	0.9290
LN_RYCAPITA(-1)	-0.001707	0.063726	-0.026782	0.9787
LN_RYCAPITA(-2)	-0.000208	0.053388	-0.003903	0.9969
LN_RPSEC_D11	0.001138	0.007672	0.148329	0.8823
LN_RPSEC_D11(-1)	0.000659	0.007754	0.085051	0.9323
D(LN_CVN(-1))	-3.20E-06	0.008085	-0.000396	0.9997
D(R)	2.93E-05	0.000108	0.271778	0.7862
C	0.038457	0.079504	0.483717	0.6293
RESID(-1)	-0.148399	0.186373	-0.796246	0.4271
RESID(-2)	0.175594	0.151706	1.157467	0.2489
RESID(-3)	-0.038820	0.143054	-0.271362	0.7865
RESID(-4)	-0.220453	0.124677	-1.768192	0.0791
RESID(-5)	0.107496	0.098502	1.091302	0.2769
RESID(-6)	-0.112319	0.099606	-1.127627	0.2613
RESID(-7)	-0.098509	0.092189	-1.068560	0.2870
RESID(-8)	-0.110665	0.088163	-1.255232	0.2113
R-squared	0.064871	Mean dependent var	7.72E-16	
Adjusted R-squared	-0.078515	S.D. dependent var	0.005039	
S.E. of regression	0.005233	Akaike info criterion	-7.540161	
Sum squared resid	0.004108	Schwarz criterion	-7.104429	
Log likelihood	679.9940	Hannan-Quinn criter.	-7.363401	
F-statistic	0.452421	Durbin-Watson stat	2.012373	
Prob(F-statistic)	0.985581			

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 17. Ramsey RESET test mudelil G

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: LN_RP_D11 LN_RP_D11(-1) LN_RP_D11(-2)
LN_RP_D11(-3) LN_RP_D11(-4) LN_RP_D11(-5) LN_RP_D11(-6)
HSS HSS(-1) LN_RYCAPITA LN_RYCAPITA(-1) LN_RYCAPITA(-2)
LN_RPSEC_D11 LN_RPSEC_D11(-1) D(LN_CVN(-1)) D(R) C

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.238842	157	0.8115
F-statistic	0.057046	(1, 157)	0.8115

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	1.60E-06	1	1.60E-06
Restricted SSR	0.004393	158	2.78E-05
Unrestricted SSR	0.004391	157	2.80E-05

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: LN_RP_D11

Method: ARDL

Date: 30/12/20 Time: 02:49

Sample: 1977Q1 2020Q2

Included observations: 174

Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (12 lags, automatic):

Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LN_RP_D11(-1)	1.753290	0.265434	6.605363	0.0000
LN_RP_D11(-2)	-0.960693	0.191499	-5.016691	0.0000
LN_RP_D11(-3)	0.474047	0.164242	2.886269	0.0044
LN_RP_D11(-4)	-0.563928	0.170680	-3.304018	0.0012
LN_RP_D11(-5)	0.359829	0.138550	2.597102	0.0103
LN_RP_D11(-6)	-0.111565	0.060902	-1.831879	0.0689
HSS	-0.004578	0.001126	-4.066357	0.0001
HSS(-1)	0.002393	0.000988	2.421369	0.0166
LN_RYCAPITA	0.038159	0.045588	0.837047	0.4038
LN_RYCAPITA(-1)	-0.149658	0.065789	-2.274820	0.0243
LN_RYCAPITA(-2)	0.142392	0.053505	2.661281	0.0086
LN_RPSEC_D11	-0.019750	0.007795	-2.533706	0.0123
LN_RPSEC_D11(-1)	0.011435	0.007570	1.510571	0.1329
D(LN_CVN(-1))	-0.019015	0.007710	-2.466230	0.0147
D(R)	0.000373	0.000119	3.133246	0.0021
C	-0.123190	0.343456	-0.358678	0.7203
FITTED^2	0.003684	0.015423	0.238842	0.8115
R-squared	0.999357	Mean dependent var	4.578680	
Adjusted R-squared	0.999292	S.D. dependent var	0.198746	
S.E. of regression	0.005289	Akaike info criterion	-7.553913	
Sum squared resid	0.004391	Schwarz criterion	-7.245270	
Log likelihood	674.1904	Hannan-Quinn criter.	-7.428708	
F-statistic	15260.00	Durbin-Watson stat	2.019163	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 18. White test mudelil G

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	5.883869	Prob. F(93,80)	0.0000
Obs*R-squared	151.8061	Prob. Chi-Square(93)	0.0001
Scaled explained SS	206.7647	Prob. Chi-Square(93)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 30/12/20 Time: 02:51

Sample: 1977Q1 2020Q2

Included observations: 174

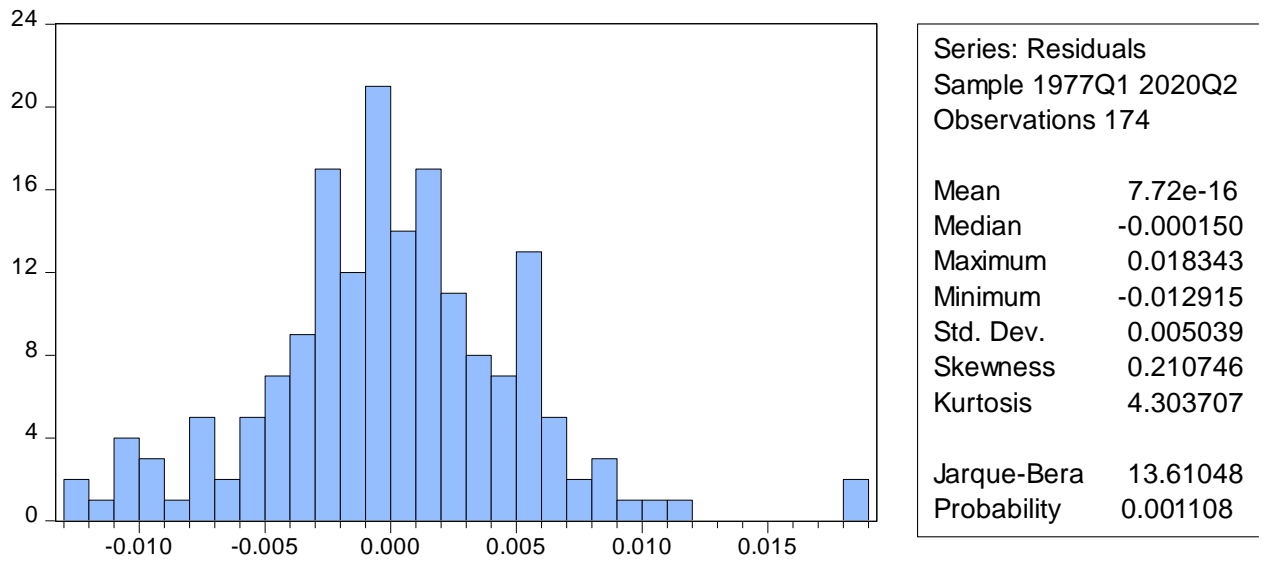
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.037773	0.043144	0.875524	0.3839
LN_RP_D11(-1)^2	-0.071073	0.035645	-1.993915	0.0496
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-2)	0.087362	0.049072	1.780281	0.0788
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-3)	0.059068	0.038138	1.548798	0.1254
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-4)	0.012681	0.011330	1.119243	0.2664
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-5)	-0.022421	0.019073	-1.175512	0.2433
LN_RP_D11(-1)*LN_RP_D11(-6)	0.001562	0.007339	0.212772	0.8320
LN_RP_D11(-1)*HSS	0.001905	0.001124	1.694552	0.0941
LN_RP_D11(-1)*HSS(-1)	-0.002390	0.001228	-1.945803	0.0552
LN_RP_D11(-1)*LN_RYCAPITA	-0.002492	0.004941	-0.504324	0.6154
LN_RP_D11(-1)*LN_RYCAPITA(-1)	0.002373	0.002037	1.165047	0.2475
LN_RP_D11(-1)*LN_RYCAPITA(-2)	3.47E-05	0.003368	0.008953	0.9288
LN_RP_D11(-1)*LN_RPSEC_D11	-0.002410	0.003995	-0.603272	0.5480
LN_RP_D11(-1)*LN_RPSEC_D11(-1)	0.003024	0.004008	0.754437	0.4528
LN_RP_D11(-1)*D(LN_CVN(-1))	0.010819	0.010933	0.989504	0.3254
LN_RP_D11(-1)*D(R)	-0.000382	0.000437	-0.874023	0.3847
LN_RP_D11(-1)*D(R)	0.017469	0.029153	0.599197	0.5507
LN_RP_D11(-2)*LN_RP_D11(-3)	-0.072726	0.051260	-1.418779	0.1598
LN_RP_D11(-2)*HSS	-0.002146	0.002018	-1.063325	0.2908
LN_RP_D11(-2)*HSS(-1)	0.001290	0.002112	0.611023	0.5429
LN_RP_D11(-2)*LN_RYCAPITA	-0.002701	0.003363	-0.803216	0.4242
LN_RP_D11(-2)*LN_RPSEC_D11	-0.003938	0.003208	-1.198479	0.2350
LN_RP_D11(-2)*D(LN_CVN(-1))	-0.023735	0.019078	-1.244137	0.2171
LN_RP_D11(-2)*D(R)	0.000908	0.000944	0.961324	0.3393
LN_RP_D11(-3)*LN_RP_D11(-5)	-0.004773	0.021661	-0.220374	0.8261
LN_RP_D11(-3)*HSS	-0.000260	0.002346	-0.110641	0.9122
LN_RP_D11(-3)*HSS(-1)	0.003569	0.002510	1.421927	0.1589
LN_RP_D11(-3)*LN_RYCAPITA	-0.000103	0.003577	-0.028844	0.9771
LN_RP_D11(-3)*LN_RPSEC_D11	0.011139	0.004746	2.347123	0.0214
LN_RP_D11(-3)*LN_RPSEC_D11(-1)	-0.003205	0.004075	-0.786439	0.4339
LN_RP_D11(-3)*D(LN_CVN(-1))	0.027389	0.023347	1.171317	0.2442
LN_RP_D11(-3)*D(R)	-0.001485	0.000925	-1.608362	0.1121
LN_RP_D11(-4)*HSS	0.000504	0.002245	0.224337	0.8231
LN_RP_D11(-4)*HSS(-1)	-0.002774	0.002733	-1.015078	0.3131
LN_RP_D11(-4)*LN_RYCAPITA	0.001250	0.006069	0.205955	0.8373
LN_RP_D11(-4)*LN_RPSEC_D11	-0.007016	0.003196	-2.195633	0.0310
LN_RP_D11(-4)*D(LN_CVN(-1))	-0.041798	0.023536	-1.775930	0.0795
LN_RP_D11(-4)*D(R)	0.001409	0.000849	1.660688	0.1007
LN_RP_D11(-4)	-0.001761	0.034061	-0.051702	0.9589
LN_RP_D11(-5)*LN_RP_D11(-6)	0.011643	0.005861	1.986299	0.0504
LN_RP_D11(-5)*HSS	-0.000120	0.002058	-0.058076	0.9538
LN_RP_D11(-5)*HSS(-1)	0.001240	0.002476	0.500871	0.6178
LN_RP_D11(-5)*LN_RYCAPITA	0.001009	0.003387	0.298020	0.7665
LN_RP_D11(-5)*LN_RPSEC_D11	0.006531	0.002565	2.548642	0.0128
LN_RP_D11(-5)*D(LN_CVN(-1))	0.044415	0.021372	2.078194	0.0409
LN_RP_D11(-5)*D(R)	-0.000445	0.000885	-0.514777	0.6081
LN_RP_D11(-6)*HSS	3.14E-05	0.000952	0.033030	0.9737
LN_RP_D11(-6)*HSS(-1)	-0.000948	0.001111	-0.853454	0.3960
LN_RP_D11(-6)*LN_RPSEC_D11	-0.004763	0.001485	-3.252361	0.0017
LN_RP_D11(-6)*D(LN_CVN(-1))	-0.017755	0.008518	-2.084541	0.0403
LN_RP_D11(-6)*D(R)	3.54E-06	0.004142	0.008595	0.9932
LN_RP_D11(-6)	-0.015357	0.014798	-1.037759	0.3025
HSS^2	-1.08E-05	1.20E-05	-0.897358	0.3722
HSS*HSS(-1)	3.11E-05	2.34E-05	1.328603	0.1878
HSS*LN_RYCAPITA	0.000179	0.000867	0.206139	0.8372
HSS*LN_RYCAPITA(-1)	0.001548	0.001189	1.302250	0.1966
HSS*LN_RYCAPITA(-2)	-0.001540	0.001207	-1.275311	0.2059
HSS*LN_RPSEC_D11	-3.55E-05	0.000158	-0.224170	0.8232
HSS*LN_RPSEC_D11(-1)	-9.54E-06	0.000157	-0.060820	0.9517
HSS*D(LN_CVN(-1))	-0.000209	0.000164	-1.277882	0.2050
HSS*D(R)	4.95E-06	4.40E-06	1.125497	0.2637
HSS	-0.001459	0.001330	-1.096837	0.2760
HSS(-1)^2	-9.80E-06	1.31E-05	-0.745513	0.4581
HSS(-1)*LN_RYCAPITA	-9.14E-05	0.000972	-0.094007	0.9253
HSS(-1)*LN_RYCAPITA(-1)	-0.001669	0.001261	-1.322951	0.1896
HSS(-1)*LN_RYCAPITA(-2)	0.001460	0.001205	1.211549	0.2293
HSS(-1)*LN_RPSEC_D11	1.04E-05	0.000183	0.057047	0.9547
HSS(-1)*LN_RPSEC_D11(-1)	0.000101	0.000195	0.519568	0.6048
HSS(-1)*D(LN_CVN(-1))	0.000197	0.000193	1.021569	0.3101
HSS(-1)*D(R)	-1.03E-05	5.49E-06	-1.884425	0.0629
HSS(-1)	0.002522	0.001454	1.734052	0.0868
LN_RYCAPITA^2	0.000685	0.000661	1.036298	0.3032
LN_RYCAPITA*LN_RPSEC_D11	-8.68E-05	0.000524	-0.165485	0.8690
LN_RYCAPITA*LN_RPSEC_D11(-1)	-0.000208	0.000298	-0.696459	0.4882
LN_RYCAPITA*D(LN_CVN(-1))	-0.009019	0.009159	-0.984675	0.3278
LN_RYCAPITA*D(R)	-2.46E-05	9.04E-05	-0.271702	0.7866
LN_RYCAPITA(-1)*D(LN_CVN(-1))	-0.000696	0.014531	-0.047882	0.9619
LN_RYCAPITA(-1)*D(R)	0.000208	0.000224	0.928409	0.3560
LN_RYCAPITA(-1)	-0.009605	0.009938	-0.965473	0.3367
LN_RYCAPITA(-2)*D(LN_CVN(-1))	0.010546	0.010024	1.052048	0.2959
LN_RYCAPITA(-2)*D(R)	-0.000197	0.000214	-0.920271	0.3602
LN_RPSEC_D11^2	-0.000435	0.000574	-0.758107	0.4506
LN_RPSEC_D11*LN_RPSEC_D11(-1)	0.000826	0.001122	0.735960	0.4639
LN_RPSEC_D11*D(LN_CVN(-1))	-0.004144	0.001337	-3.099648	0.0027
LN_RPSEC_D11*D(R)	3.55E-05	3.30E-05	1.074347	0.2859
LN_RPSEC_D11	0.003046	0.003103	0.981424	0.3293
LN_RPSEC_D11(-1)^2	-0.000250	0.000575	-0.435507	0.6644
LN_RPSEC_D11(-1)*D(LN_CVN(-1))	0.004017	0.001395	2.879709	0.0051
LN_RPSEC_D11(-1)*D(R)	-3.36E-05	3.40E-05	-0.987602	0.3263
D(LN_CVN(-1))^2	8.85E-05	0.000707	0.125230	0.9007
D(LN_CVN(-1))*D(R)	2.20E-06	4.22E-05	0.052142	0.9585
D(LN_CVN(-1))	-0.005104	0.011086	-0.460389	0.6465
D(R)^2	2.74E-07	2.11E-07	1.300533	0.1972
D(R)	0.000142	0.000371	0.383736	0.7022

R-squared	0.872449	Mean dependent var	2.52E-05
Adjusted R-squared	0.724171	S.D. dependent var	4.60E-05
S.E. of regression	2.42E-05	Akaike info criterion	-18.11952
Sum squared resid	4.67E-08	Schwarz criterion	-16.41290
Log likelihood	1670.398	Hannan-Quinn criter.	-17.42721
F-statistic	5.883869	Durbin-Watson stat	2.309555
Prob(F-statistic)	0.000000		

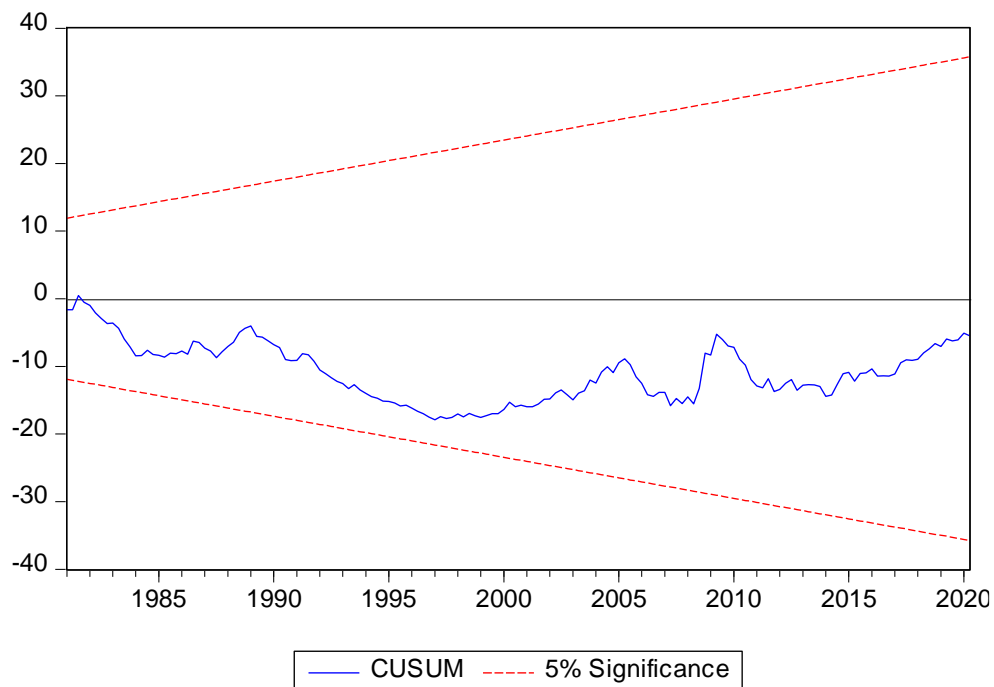
Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 19. Jarque-Bera test mudelil G



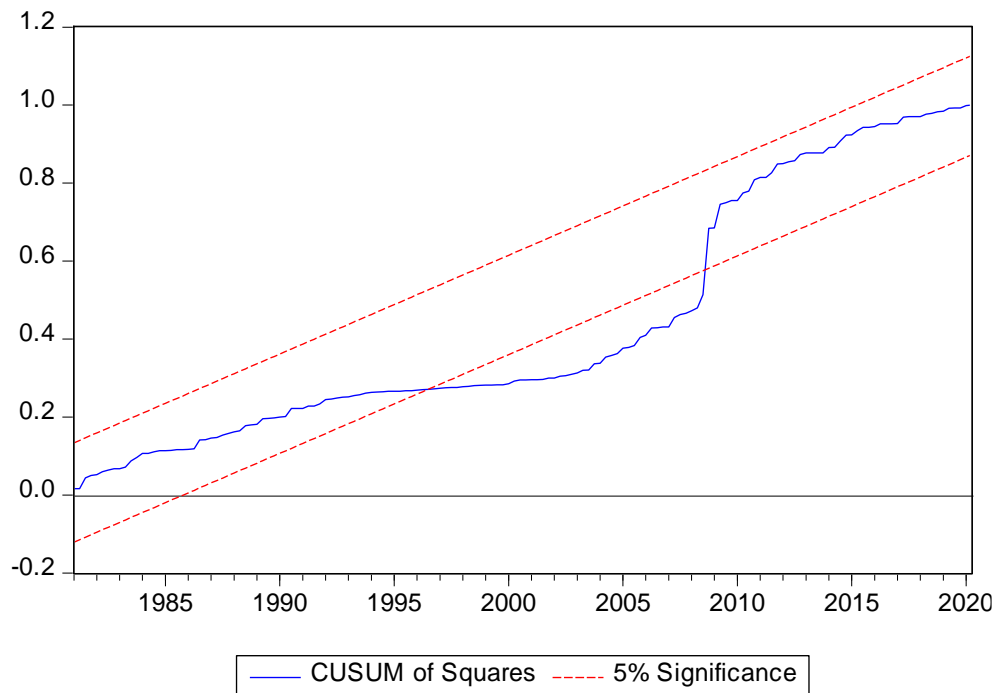
Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 20. CUSUM test mudelil G



Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 21. CUSUMQ test mudelil G



Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 22. Quandt-Andrews test mudelil E

Quandt-Andrews unknown breakpoint test
 Null Hypothesis: No breakpoints within 15% trimmed data
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 1977Q1 2020Q2
 Test Sample: 1983Q4 2013Q4
 Number of breaks compared: 121

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (2008Q1)	41.29797	0.0000
Maximum Wald F-statistic (2008Q1)	165.1919	0.0000
Exp LR F-statistic	16.92677	0.0000
Exp Wald F-statistic	78.17501	0.0000
Ave LR F-statistic	11.12519	0.0000
Ave Wald F-statistic	44.50075	0.0000

Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 23. Quandt-Andrews test mudelil G

Quandt-Andrews unknown breakpoint test
Null Hypothesis: No breakpoints within 15% trimmed data
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 1977Q1 2020Q2
Test Sample: 1983Q4 2013Q4
Number of breaks compared: 121

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (2003Q2)	37.13772	0.0000
Maximum Wald F-statistic (2003Q2)	222.8263	0.0000
Exp LR F-statistic	15.35509	0.0000
Exp Wald F-statistic	107.1191	0.0000
Ave LR F-statistic	15.79590	0.0000
Ave Wald F-statistic	94.77540	0.0000

Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 24. Mudeli E ECM kuju koos fiktiivmuutujaga

ARDL Error Correction Regression
 Dependent Variable: D(LN_RP_D11)
 Selected Model: ARDL(6, 1, 2, 1)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 28/12/20 Time: 01:49
 Sample: 1977Q1 2020Q2
 Included observations: 174

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.147455	0.029096	-5.067847	0.0000
D(LN_RP_D11(-1))	0.799371	0.072550	11.01821	0.0000
D(LN_RP_D11(-2))	-0.190230	0.089047	-2.136280	0.0342
D(LN_RP_D11(-3))	0.346177	0.085913	4.029374	0.0001
D(LN_RP_D11(-4))	-0.262618	0.083042	-3.162461	0.0019
D(LN_RP_D11(-5))	0.120063	0.059674	2.011973	0.0459
D(HSS)	-0.005469	0.000824	-6.640064	0.0000
D(LN_RYCAPITA)	0.103692	0.040316	2.572005	0.0110
D(LN_RYCAPITA(-1))	-0.119073	0.053407	-2.229524	0.0272
D(LN_RPSEC_D11)	-0.019253	0.007716	-2.495094	0.0136
DUM2008Q1	0.001752	0.000971	1.803328	0.0732
CointEq(-1)*	-0.009399	0.001855	-5.068287	0.0000
R-squared	0.887144	Mean dependent var		0.003830
Adjusted R-squared	0.879481	S.D. dependent var		0.015793
S.E. of regression	0.005483	Akaike info criterion		-7.507930
Sum squared resid	0.004870	Schwarz criterion		-7.290064
Log likelihood	665.1899	Hannan-Quinn criter.		-7.419550
F-statistic	115.7684	Durbin-Watson stat		1.995761
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	6.302959	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-5.068287	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 25. Mudeli G ECM kuju koos fiktiivmuutujaga

ARDL Error Correction Regression
 Dependent Variable: D(LN_RP_D11)
 Selected Model: ARDL(6, 1, 2, 1)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 28/12/20 Time: 02:09
 Sample: 1977Q1 2020Q2
 Included observations: 174

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.068140	0.011006	-6.190921	0.0000
D(LN_RP_D11(-1))	0.817027	0.068307	11.96117	0.0000
D(LN_RP_D11(-2))	-0.172680	0.084701	-2.038713	0.0432
D(LN_RP_D11(-3))	0.319521	0.081941	3.899388	0.0001
D(LN_RP_D11(-4))	-0.250219	0.078419	-3.190801	0.0017
D(LN_RP_D11(-5))	0.118483	0.056469	2.098180	0.0375
D(HSS)	-0.005003	0.000789	-6.340899	0.0000
D(LN_RYCAPITA)	0.032734	0.041869	0.781824	0.4355
D(LN_RYCAPITA(-1))	-0.145559	0.050886	-2.860480	0.0048
D(LN_RPSEC_D11)	-0.022134	0.007399	-2.991375	0.0032
D(LN_CVN(-1))	-0.021610	0.007524	-2.872168	0.0046
D(R)	0.000397	0.000103	3.860785	0.0002
DUM2003Q2	0.004134	0.001036	3.989877	0.0001
CointEq(-1)*	-0.017345	0.002778	-6.243455	0.0000
R-squared	0.900736	Mean dependent var	0.003830	
Adjusted R-squared	0.892670	S.D. dependent var	0.015793	
S.E. of regression	0.005174	Akaike info criterion	-7.613272	
Sum squared resid	0.004283	Schwarz criterion	-7.359095	
Log likelihood	676.3546	Hannan-Quinn criter.	-7.510162	
F-statistic	111.6814	Durbin-Watson stat	2.017944	
Prob(F-statistic)	0.000000			

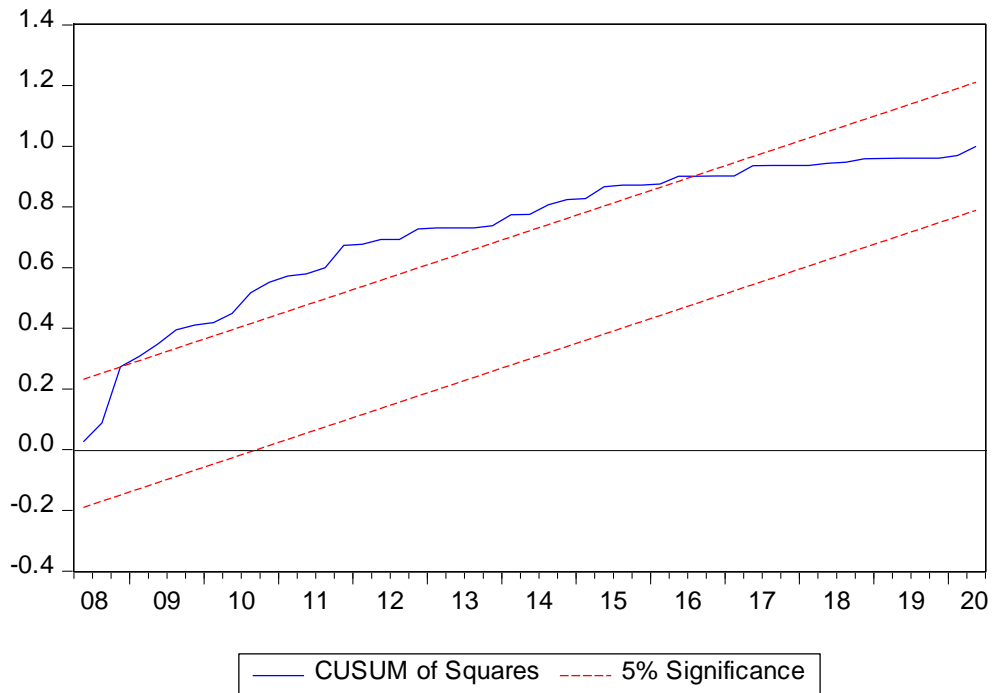
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	9.562461	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-6.243455	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

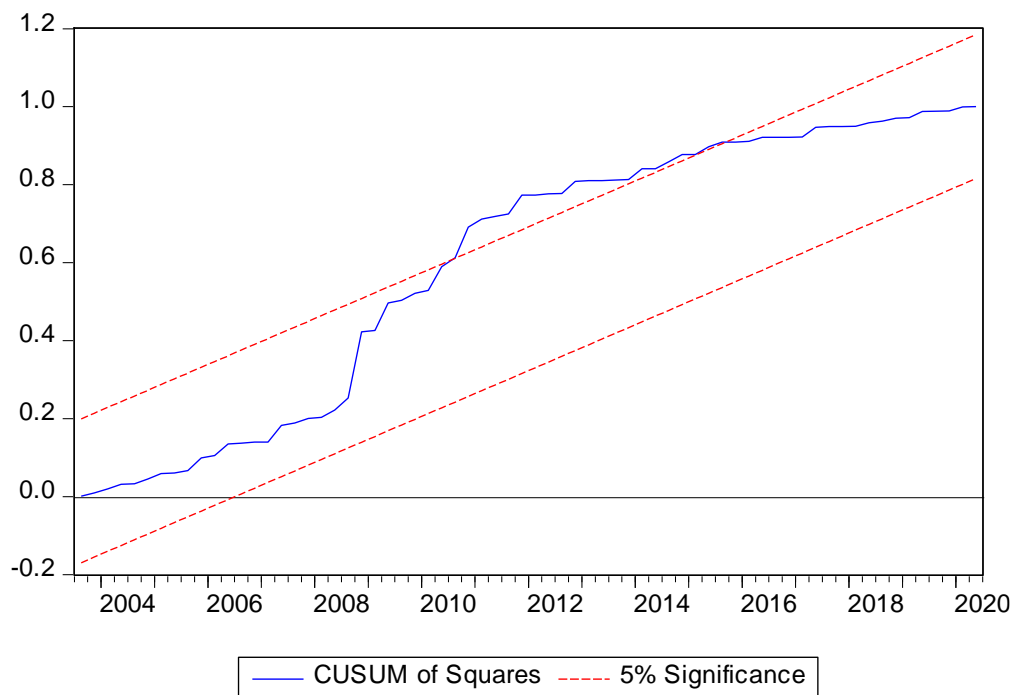
Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 26. CUSUMQ test mudelil E koos fiktiivmuutujaga



Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 27. CUSUMQ test mudelil G koos fiktiivmuutujaga



Allikas: FRED, Census Bureau (vt Tabel 2), autori arvutused EView10-s.

Lisa 28. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Markus-Christopher Kitt

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose USA eluasemehindade mõjutegurite hindamine lühi- ja pikal perioodil ARDL mudeliga, mille juhendaja on Merike Kukk,

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

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

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

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

04.01.2021

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 loomingulise tegevusega ning lõputöö kaas- või ühisautor(id) ei ole andnud lõputööd kaitsevale üliõpilasele kindlaksmääratud tähtajaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.