

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Marie-Helene Uiga

**KINNISVARAHINDADE MÕJU ERATARBIMISELE ŠVEITSI
JA NORRA NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, MA

Tallinn 2020

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 6814 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Marie-Helene Uiga

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 179418TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: mariehelene.uiga@gmail.com

Juhendaja: Signe Rosenberg, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	5
SISSEJUHATUS	6
1. TEOREETILINE TAUST JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURIMUSED	8
1.1. Kinnisvaraturu olemus.....	8
1.1.1. Kinnisvara omamine ja rentimine.....	8
1.1.2. Kinnisvarahindu mõjutavad tegurid	10
1.1.3. Kinnisvaraturg Šveitsis.....	11
1.1.4. Kinnisvaraturg Norras	12
1.2. Eratarbimine	14
1.3. Varasemad empiirilised uuringud.....	15
2. KASUTATAVAD ANDMED NING MEETODID.....	17
2.1. Kasutatavad andmed, kirjeldav statistika	17
2.2. Andmete statsionaarsus	21
2.3. Kasutatud meetodid	22
3. ÖKONOMEETRILINE MUDEL NING JÄRELDUSED	24
3.1. Muutujate vaheline seos	24
3.2. Regressioonanalüüs	26
3.2.1 Esialgsed mudelid.....	27
3.2.2 Ökonomeetrilised testid ning lõplikud mudelid	29
3.3. Järeldused	32
KOKKUVÕTE	34
SUMMARY.....	36
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	38
LISAD	42
Lisa 1. <i>Ramsey's RESET</i> test – Šveits	42
Lisa 2. <i>Ramsey's RESET</i> test – Norra.....	43
Lisa 3. Doornik-Hanseni test – Šveits	44
Lisa 4. Doornik-Hanseni test – Norra.....	45
Lisa 5. Heteroskedastiivsuse test – Šveits	46
Lisa 6. Heteroskedastiivsuse test – Norra.....	47
Lisa 7. Multikollineaarsuse test – Šveits	48

Lisa 8. Multikollineaarsuse test – Norra.....	49
Lisa 9. Autokorrelatsiooni test – Šveits.....	50
Lisa 10. Autokorrelatsiooni test – Norra	51
Lisa 11. Lõplik Norra mudel koos testide tulemustega	52
Lisa 12. Multikollineaarsuse test – lõplikus Norra mudelis	53
Lisa 13. Lihtlitsents	54

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva töö eesmärk on välja selgitada, kuidas on kinnisvarahinnad ja eratarbimine omavahel seotud ning millisel määral kinnisvarahinnad mõjutavad eratarbimist. Samuti soovitakse leida vastus küsimusele, kas osakaal kinnisvara omavate ja üürivate inimeste vahel avaldab mõju eratarbimisele. Eesmärgi täitmiseks on püstitatud hüpotees, et kinnisvarahinnad on eratarbimisega positiivselt seotud, kuid kinnisvarahindade tõustes suureneb eratarbimine Norras rohkem kui Šveitsis.

Töös luuakse kaks mudelit, üks kirjeldamaks Norra ning teine kirjeldamaks Šveitsi näitajaid. Riikide valik on põhjustatud koduomamismäärast. Nimelt Norras on määr kõrgel tasemel, samal ajal kui Šveitsis on määr madal. Analüüsis kasutatakse järgmisi näitajaid: eratarbimine, elamukinnisvarahinnad, SKP, intressimäärad. Andmed pärinevad FRED andmebaasist ning kasutatakse andmeid perioodil 1980Q2-2019Q3. Töös viiakse läbi korrelatsioon- ning regressioonanalüüs programmis *Gretl*.

Kinnisvarahindade ja eratarbimise puhul on seos positiivne vaid Norras. Šveitsi mudelis on kinnisvarahindade ja eratarbimiskulutuste puhul tegemist ebaolulise seosega. Norra näitajate põhjal leidis autor, et kinnisvarahindade kasvumäära 1 protsendipunktiline tõus toob endaga kaasa ka 0.105 protsendipunktilise kasvu eratarbimiskulutuste kasvumääras. Kuna Šveitsi mudeli puhul pidi kinnisvarahinnad mudelist elimineerima ning Norra mudeli kirjeldusvõime on madal, saab tööd edasi arendada kasutades selleks näiteks mikroandmeid. Samuti võib mudeleid parandada oluliste tunnuste lisamine, nagu näiteks sissetulekud.

Võtmesõnad: eratarbimine, kinnisvarahinnad, koduomamismäär

SISSEJUHATUS

Kinnisvarahinnad on peale viimast majanduskriisi teinud hüppelise kasvu ning pakuvad hetkel palju kõneainet. Toimunud on jagunemine kahte leeri: ühed, kes ennustavad lähiajal hindade suuremat jähnenemist, ning teised, kes usuvad, et kinnisvarahinnad pole veel oma tippu saavutanud. Kinnisvarahindade kasv on seotud kinnisvaraomanike tarbimiskäitumisega, mis tähendab, et tarbijate säästmise võib väheneda, kui majapidamiste rikkus kasvab (Paabut, Kattai 2007, 9). OECD (2020) poolt avaldatud tarbijate kindlustunde indikaator on 2020. aasta kohta selgelt positiivne, ehk tarbijad kalduvad järgmise 12 kuu jooksul pigem kulutama kui säästma. See annab alust arvata, et kinnisvarahindadel on veel ruumi kasvada. Kuid kinnisvarahindade mõju eratarbimisele sõltub paljudest erinevatest aspektidest nagu näiteks tarbijahinnad, eluasemeinvesteeringud, reaalsed kinnisvarahinnad, hüpoteeklaenu (André *et al.* 2012).

Bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kuidas on kinnisvarahinnad ja eratarbimine omavahel seotud ning millisel määral kinnisvarahinnad mõjutavad eratarbimist. Samuti soovitakse leida vastus küsimusele, kas osakaal kinnisvara omavate ja üürivate inimeste vahel avaldab mõju eratarbimisele.

Bakalaureusetöös püstitatud hüpoteesi aluseks on Campbell ja Cocco (2007) uurimus, kus leiti seos, et kinnisvarahindade tõustes vanem rahvastik, kes on suurema tõenäosusega koduomanikud, suurendavad tarbimist ning noorem, kes pigem rendib, vähendab tarbimist. Kuna töös on uuritud paralleelselt kahe riigi andmeid, Norra, kus on kõrge koduomamisemäär, ning Šveits, kus määr on madal, on käesoleva töö hüpotees püstitatud järgmiselt: kinnisvarahinnad on eratarbimisega positiivselt seotud, kuid kinnisvarahindade tõustes suureneb eratarbimine Norras rohkem kui Šveitsis.

Eesmärgi täitmiseks ning uurimisküsimusele vastuse saamiseks on autor püstitanud järgmised uurimisülesanded:

- 1) uurida ning võtta kokku teema teoreetiline taust ning anda ülevaade varasematest empiirilistest uurimustest;

- 2) koguda sobivad andmed;
- 3) koostada ökonomeetiline mudel ning viia selle põhjal läbi analüüs;
- 4) esitada saadud tulemused ning siduda need varasemate uuringutega järelduste tegemiseks.

Töös viiakse läbi korrelatsioon- ning regressioonanalüüs vähimruutude meetodil. Nagu eelnevalt mainitud, võrreldakse omavahel Šveitsi ja Norra kvartaalseid näitajaid perioodil 1980Q2-2019Q3. Riikide valikul on lähtutud Eurostati (2020) analüüsist, milles leiti, et analüüsitud riikidest oli Šveitsis madalaim kodumajanduse kasv ja Norra puhul üks kõrgemaid (13. kohal). Samuti kitsendas valikut andmete kättesaadavus. Mudelis analüüsitakse eratarbimiskulutuste sõltuvust intressimäärade, elamukinnisvarahindadest ja sisemajanduse koguproduktist. Töös kasutatakse aegridu, mis pärinevad FRED andmebaasist.

Töö jaguneb kolmeks peatükiks, kus esimeses peatükis antakse ülevaade kinnisvaraturust üldiselt ning spetsiifilisemalt keskendutakse kinnisvarahindu mõjutavatele teguritele ning Šveitsi ja Norra kinnisvaraturule. Samuti kirjeldatakse eratarbimise olemust ja varasemaid empiirilisi uuringuid teemal kinnisvarahindade seos eratarbimisega. Teises osas põhjendatakse andmete valikut ja kirjeldatakse andmeid ning tutvustatakse lähemalt kasutatavat meetodikat. Kolmandas osas keskendutakse ökonomeetrilise analüüsi läbiviimisele, järelduste tegemisele ning nende sidumisele erialase kirjandusega.

1. TEOREETILINE TAUST JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURIMUSED

Bakalaureusetöö esimeses peatükis kirjeldatakse kinnisvaraturu olemust ning kinnisvarahindu mõjutavaid tegureid. Samuti antakse ülevaade Šveitsi ja Norra kinnisvaraturust. Lisaks kinnisvaraturule kirjeldatakse ka eratarbimise olemust. Peatüki lõpus antakse ülevaade varasematest empiirilistest uurimustest, mis on seotud kinnisvarahindade mõjuga eratarbimisele.

1.1. Kinnisvaraturu olemus

Nõudlus ja pakkumine jagab kinnisvaraturu tsükliliseks. Needleman'i teooria järgi algab tsükel suure nõudlusega elamispindade järele, mis toob kaasa kõrgemad kinnisvara- ja rendihinnad ning omakorda suureneb elamispindade pakkumist. Pakkumise kasv hakkab järk-järgult vähendama kinnisvara- ning rendihindu, mis viib pakkumise seiskumiseni. Tsükel kordub kõrgema vakantsuse määraga ülepakkumise tsüklis. (Alghamdi 1995) Samale tulemusele jõudis Mueller (1999), kes leidis, et kinnisvaratsükel jaguneb neljaks faasiks: 1) taastumine, 2) ekspansioon, 3) ülepakkumine, 4) langus. Turgudel valitseb alati seisund, kus nõudlus või pakkumine kasvab teisest kiiremini. Kasvutempod on võrdsed ainult tsükli tipus või madalaimal kohal. (*Ibid.*) Uurides lähemalt metropolide kinnisvarahindu ning tsüklite kestust, leidsid Alqaralleh ja Canepa (2020), et tsükel on asümmeetriline ehk laienemine kestab kauem kui jähnemine.

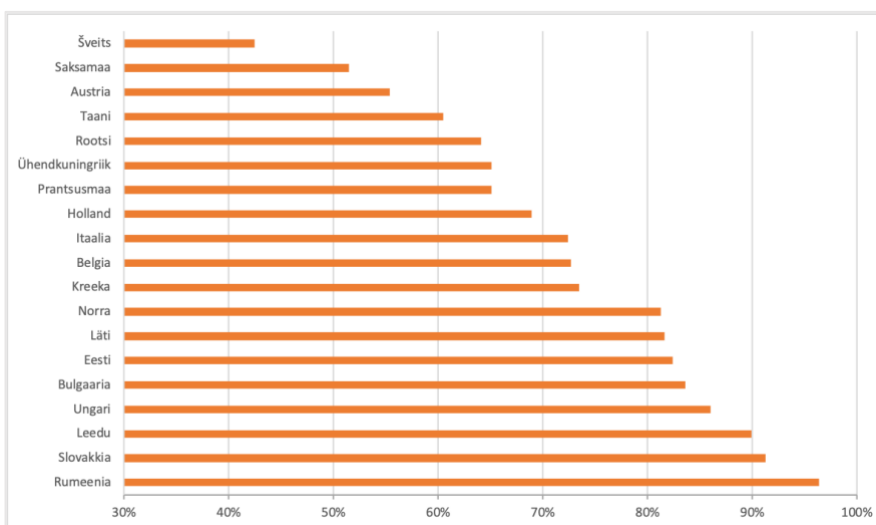
Kinnisvara moodustab suure osa majapidamiste rikkusest. Seda kasutatakse ka investeerimisallikana, millega on võimalik teenida tegevustulu, kinnisvara välja rentides ja kapitalitulu, seda soetatud hinnast kõrgema hinnaga maha müües. Nagu ka teised turud, liigub kinnisvaraturg tsükliliselt ning on hetki, mis soosivad kinnisvara soetamist ning hetki, mis rentimist.

1.1.1. Kinnisvara omamine ja rentimine

Majapidamised rendivad eluaset, kuna nende madal kapitalitase takistab laenu võtmist sellise kinnisvara ostmiseks, mis vastaks nende eluks vajaminevale tarbimistasemele (Li, Yao 2007).

Kodu omamine sõltub nii paikseks jäämisest kui ka säästmisvõimalustest. Nooremad majapidamised säästavad, et ennast kindlustada tulevikuks ning kinnisvara on ettevaatusabinõuna vähem kasulik kui likviidne vara. Koduomamise määr kasvab eluea tõustes ning kolimine elutsükli jooksul väheneb. Selline muster on tingitud sellest, et rentijad on mobiilsemad ning eluea kasvades lahendatakse määramatused sissetulekutes ning leibkonna suurustes. (Halket, Vasudev 2014)

Joonisel 1 on kirjeldatud koduomamismäära võrdlust valitud Euroopa riikide lõikes. Sugugi mitte igal pool pole tavaline omada eraomandina kodu. Šveitsis ning Saksamaal on määrad kõige väiksemad, olles vastavalt 43% ja 52%. Kõige kõrgemad on määrad Rumeenias ning Slovakkias, olles vastavalt 96% ja 91%.



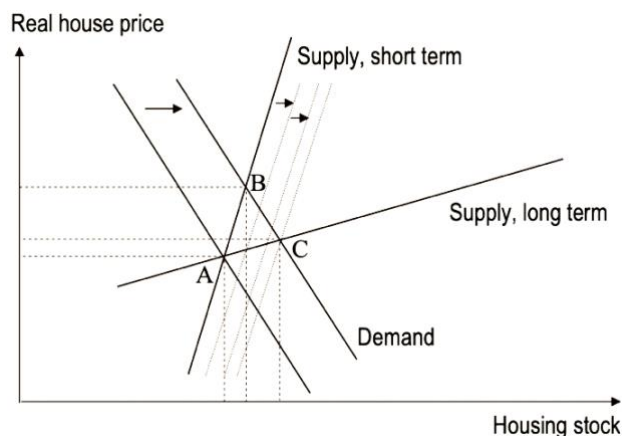
Joonis 1. Koduomamismäär valitud Euroopa riikides aastal 2018
Allikas: Eurostat (2020); autori kohandatud

Beidas-Strom *et al.* (2009) analüüsisid oma töös kinnisvara- ning rendihindade dünaamikat. Nad leidsid, et võttes mudelist välja inflatsiooni, on reaalsed ning nominaalsed kinnisvarahinnad endiselt suhteliselt sarnased, kuid reaalse ja nominaalse rendihindade vahel on väga suured kõikumised. See viitab sellele, et kinnisvarahinnad kõiguvad rohkem kui rendihinnad ning kinnisvarahinnad liiguvad protsükliiselt äritsükliga. Tegurid, mis suurendavad kinnisvara nõudlust, mõjutavad nii kinnisvara- kui ka rendihindu positiivselt, kuid tegurid, mis muudavad kinnisvara soetamise kallimaks (näiteks intressimäär), mõjutab positiivselt ainult rendihindu. Sellised tegurid näitavad, et kinnisvara- ja rendihinnad ei pruugi alati liikuda samasuunaliselt. (*Ibid.*)

1.1.2. Kinnisvarahindu mõjutavad tegurid

Kinnisvarahindade langus vähendab majapidamiste jõukust ning võimalust saada hüpoteegiga tagatud laene. Samuti võib see vähendada eratarbimist ning üldist majandustaset. (Jacobsen *et al.* 2007) Seetõttu on oluline tuvastada tegurid, mis kinnisvarahindu mõjutavad. Riikidesiseselt võivad kinnisvarahinnad erineda linnade ja piirkondade vahel, kuid on oluline märkida, et suurriikides võivad hinnad olla ebavõrdselt jaotunud ka maakondlikul tasandil (Wang *et al.* 2017).

Tegurid, mis mõjutavad kinnisvarahindu, on keerukad. Neid on kirjanduses kirjeldatud mitmel moel. Ühe võimalusena on kirjeldatud neid läbi nõudluse ja pakkumise. Kinnisvarašokist tingituna võivad lühiajaliselt hinnad olla rohkem tõusnud kui pikaajaliselt, seda sellepärast, et pakkumise kohanemine võtab suurenenud nõudluse tõttu rohkem aega. Joonisel 2, kus horisontaalteljel on kujutatud elamufondi ning vertikaalteljel reaalseid kinnisvarahindu, on kirjeldatud, kuidas alustades algsest tasakaalupunktist A liigub uus tasakaalupunkt lühiajaliselt punkti B nõudluse järsu tõusu tagajärjel. Selles punktis on näha kinnisvarahindade märkimisväärset kasvu. Kuna ehitusmahtudel on ajalised, ressursilised ning mitmed muud piirangud, siis lühiajaliselt muudab see pakkumiskõvera järsemaks kui pikaajaliselt. Pikaajaliselt liigutakse seega uude tasakaalupunkti C, kus on näha, kuidas kinnisvarahinnad on lühiajalisest perspektiivist madalamad. (Jacobsen *et al.* 2007, 40)



Joonis 2. Nõudluse ja pakkumise kohanemine eluasemeturul lühi- ja pikaajaliselt
Allikas: (Jacobsen *et al.* 2007, 40)

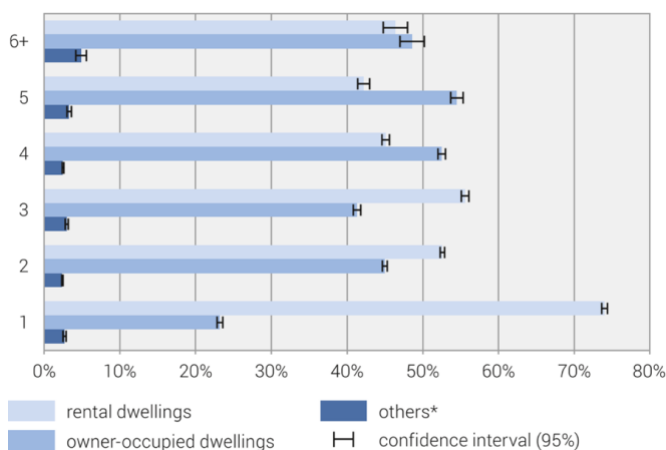
Lisaks nõudlusele ja pakkumisele tuuakse kirjanduses näiteid ka spetsiifilistematest teguritest. Uurides intressimäära elastsust kinnisvarahindade suhtes, leidsid Iossifov *et al.* (2008), et kinnisvarahindadele avaldavad tugevat mõju lühiajalised intressimäärad ning monetaarpoliitika. Ong (2013) ei leidnud statistilist olulisust intressimäärade suhtes, kuid leidis statistiliselt olulise

positiivse korrelatsiooni populatsiooni ja kinnisvarahindade vahel. See näitab, et linnastumise tagajärjel hakkavad ka hinnad tõusma, kuna nõudlus tõuseb. (*Ibid.*) Taolist liikumist kirjeldab ka joonis 2.

1.1.3. Kinnisvaraturg Šveitsis

Koduomamise määr on institutsionaalsete korralduste tulemus ning on iseloomulik anglosaksi traditsioonidele. Läänemaailmas, eriti inglise keelt kõnelevates riikides, on iseloomulik omada kodu. Seevastu saksa kultuuris on kinnisvara rentiva elanikkonna osakaal kõrgem. (Kemeny 1981 viidatud Werczberger 1997, 338) Vaatamata kõrgetele sissetulekutele on Šveitsi kinnisvaraturul väike nõudlus koduomamise suhtes. See tuleneb kõrgetest omamiskuludest, mida põhjustavad maksud, ning pankade kõrgetest deposiitidest, mis muudavad kodu soetamise väga kulukaks. Üüriturug on siiski kontrollitud ning üürileandja võimalus hindu tõsta on piiratud õigusaktidega. Üürihinda on võimalik tõsta vaid sellisel juhul kui kulud kasvavad. Seda võivad põhjustada näiteks intressimäära tõus või renoveerimiskulud. On tõenäolisem, et suuremad leibkonnad omavad kodu. 48.6% koduomanikest on leibkonnad, kus on üle kolme liikme. (Werczberger 1997) Seda kirjeldab ka joonis 3.

Joonisel 3 on näha 2019. aastal Šveitsi Statistikaameti poolt läbi viidud uuringu tulemusi kodu omavate (keskmist tooni sinises) ning kodu rentivate (helesinises) elanike jaotusest leibkondade lõikes. Kõige madalam on koduomamise määr üksinda elavatel inimestel ning kõrgeim 5 liikmega leibkondades. Jaotus on üsna võrdne leibkondade lõikes, erinevus on kuni 15 protsendipunkti 2-6+ leibkondade puhul. Kõige suurem on erinevus koduomamise ja rentimise vahel üksikute leibkondadel, kus erinevus on umbes 50 protsendipunkti.



Joonis 3. Kasutusel olevad eluruumid leibkonna suuruse ja omandivormi järgi aastal 2017
Allikas: FSO (2019)

Tabelis 1.1. on toodud korterihindade kasv kümnes erinevas piirkonnas perioodil 2007-2015. Analüüsimiseks kasutatud hinnad on küsitud hinnad, mitte lõplikud tehinguhinnad (Ardila *et al.* 2015, 2). Tabelist on näha, et hindade kasv ei ole igal pool samasugune. Mõnes piirkonnas on kasv küll 2007-2015 perioodil positiivne, kuid aastasel ajavahemikul perioodil 2014-2015 on kasv negatiivne.

Tabel 1.1. Suurimad korterihindade kasvud perioodil 2007 1. kvartal – 2015 2. kvartal kümnes Šveitsi piirkonnas

Piirkond	Mediaan küsitud hinna kasv ruutmeetri kohta	
	2007 1. kv - 2015 2. kv	2014 2. kv - 2015 2. kv
Luzern	71%	12%
Zug	64%	13%
Riviera-Pays-d'Enhaut	61%	0%
Horgen	61%	-4%
Schwyz	58%	17%
Sursee	58%	6%
Ouest lausannois	57%	-7%
Aarau	56%	11%
Affoltern	56%	9%
Lausanne	54%	1%

Allikas: Ardila *et al.* (2015, 2-3), autori kohandatud

Šveitsis on kõrged ehitusstandardid, näiteks peavad korterelamutes olema ehitusjärgselt täielikult varustatud köögid. Samuti on kasutuskõlbliku maad raske leida, sest üle poole kogu riigist katavad mäed, metsad ja järved. Eelpool nimetatul, koos madala koduomamismääraga, on alates 2000. aastast kasvatanud kinnisvara hindu 159%. (Kuhn, Grabka 2018; Werczberger 1997) Basten ja Koch (2015) leidsid oma analüüsis, et lisaks kõigele eelnevale soodustab kinnisvarahindade tõusu ka sisseränne. Nad leidsid, et täiendav sisseränne, mis moodustab eelmise aasta populatsioonist 1%, on seotud 9.3% kinnisvarahindade tõusuga (*Ibid.*).

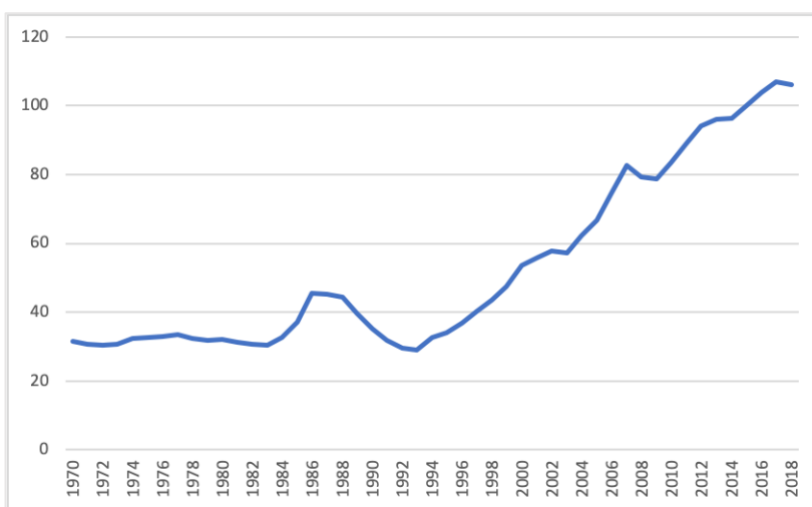
1.1.4. Kinnisvaraturg Norras

Norras on ajalooliselt olnud kinnisvara rentimine pigem haruldane ning see on tõusnud linnastumise tagajärjel (Torgersen 1987 viidatud Stamsø 2009, 206). 1930ndatel tekkisid ühistud, mis pakkusid alternatiivi üürimisele, kuna see andis üürnikele kasutusõiguse ning kollektiivse omandiõiguse. Kõrget koduomamise määra klassifitseeritakse ka sotsiaaldemokraatlikuks jooneks, kuna 1980ndatel reguleeris see krediidi- ning eluasemeturgu, millega tagati enamikele leibkondadele elamispiind turuhinnast madalama hinnaga. Norra puhul on tegemist dualistliku

üürituruga, kus üks osa kasumile orienteeritud ning teine avaliku sektori poolt kontrollitud. Taoline süsteem on iseloomulik liberaalsetele heaoluriikidele. (Stamsø 2009, 207-209)

Norra Statistikaameti andmetel omas 2018. aastal 76.8% majapidamistest oma kodu (Statistics Norway 2019). Kõrgele koduomamismäärale on aidanud kaasa 1980ndatel tutvustatud toetused esmakordsetele koduomanikele ning madala sissetulekuga elanikkonnale. Toetust on võimalik taotleda ise ning see on seotud eluaseme kuludega, sest toetust võib maksta kuni teatava protsendini eluaseme hinnast. Ülejäänud osa on võimalik finantseerida riikliku eluaseme laenuga, mille intressmäär on turutasemest madalam. Toetuse saajal ei ole lubatud eluruumi müüa või toetust kasutada muul otstarbel, vastasel juhul tuleb see tagasi maksta. (Stamsø 2008, 383-385) Norra kulutab koduostjate toetamisele umbes 0.51% SKP-st, andes peamiselt välja laene ning garantiisid (OECD 2019).

OECD (2020) kinnisvara hinnaindeksi andmete põhjal koostatud joonisel (joonis 4), kus baasaastaks on 2015, on näha, et kinnisvarahinnad on Norras olnud pidevas tõusutrendis. Tabelist 1.2 on näha, et kinnisvarahindade kasv on pigem mõjutanud kodu mitteomava elanikkonna kulusid. Täpsemalt on need 3 aasta jooksul kasvanud 10.2%, samal ajal kui koduomanike kulud on kasvanud kõigest 1.7%. See annab alust arvata, et kinnisvarahindade tõus mõjutab rohkem rentijaid kui omanikke. Elanikkond, kes tunneb, et kulud eluasemele on koormavad, on langenud ühe protsendipunkti võrra aastatel 2015 kuni 2018, 5%-ni, ehk isegi kui hinnad on kõrged, siis need on vastavuses sissetulekuga.



Joonis 4. Norra reaalne kinnisvarahinnaindeks aastatel 1970-2018, 2015=100
Allikas: OECD (2020); autori koostatud

Tabel 1.2. Majapidamiste kulud eluasemele ning toimetulek Norras aastatel 2015 ja 2018

	2015	2018	Muutus
Omanike keskmised intressid ning järelmaksud (NOK/aastas)	74 413	67 422	-10.4%
Üürnike keskmine rent (NOK/aastas)	68 972	76 823	10.2%
Keskised eluaseme kulud (NOK/aastas)	94 134	95 762	1.7%
Tunnevad, et eluasemekulud on koormavad	6%	5%	-1.0*
Osakaal omanikest, kellel on laen	65%	64%	-1.0*

Allikas: Statistics Norway (2019), autori kohandatud

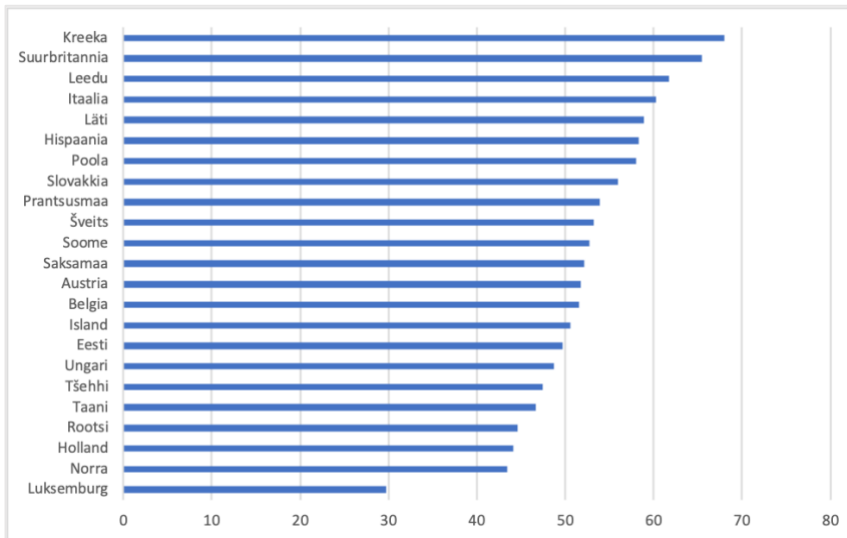
Märkused:

1. (*) Esitatud protsendipunktides

Peale 2008. aastal toimunud majanduskriisi langesid kinnisvarahinnad praktiliselt igal pool maailmas, kuid Norras oli tegu vaid minimaalse ajutise langusega. Hinnad hakkasid kasvama juba 2009. aastal, tehes sama tempoga nagu see oli enne finantskriisi. 2008. aastast 2012. aastani kasvasid kinnisvarahinnad ligi 30%. Norra pealinnas Oslos on hinnad ligi 35% ülehinnatud. Ülehindlus ei tähenda automaatselt kinnisvaramulli, vaid seda võib määratleda kui tasakaaluhinnast kõrvale kallet. Suurenenud teadlikkus keskkonnamõtjudest ning erinevad regulatiivsed muudatused on järk-järgult suurendanud ehituskulusid. Näiteks on tõstetud käibemaksu 20 protsendilt 25 protsendini ning laiendatud seda teenustele; linnastumise tagajärjel on suurenenud vajadus maa-aluste parkimiskohtade järele ning tihedamalt asustatud kohtades on kulukam maad osta. (Krakstad, Oust 2015)

1.2. Eratarbimine

Eratarbimine on oluline näitaja majandustegevuse hindamisel, kuna see moodustab suure osa riikide SKP-st (Vosen, Schmidt 2011). Joonisel 5 on näha majapidamiste tarbimise protsentuaalset osakaalu valitud Euroopa riikide SKP-st. On näha, et riigiti osakaalud varieeruvad, kuid kõigis (v.a Luksemburgis) on eratarbimise osakaal üle 40%. Üldjuhul kasutatakse eratarbimise prognoosimiseks küsitlusi ja uuringuid, kuid ühe uudse võimalusena on leitud, et kasutades analüüsimiseks *Google Trends* infot on tulemus korrektsem. *Google Trends* annab infot selle kohta, milliseid tooteotsinguid inimesed teevad ning millises mahus. (*Ibid.*) Majapidamiste tarbimise osakaal SKP-st on Šveitsis ligi 10 protsendipunkti võrra kõrgem kui Norras, olles vastavalt 53.1% ning 43.4% (OECD 2020).



Joonis 5. Majapidamiste tarbimise protsentuaalne osakaal SKP-st valitud Euroopa riikides
Allikas: OECD (2020); autori koostatud

Analüüsid rikkuse mõju eratarbimisele Ameerika Ühendriikide andmete põhjal, leiab Sousa (2008), et pikaajaliselt on eratarbimise muutusi parem kirjeldada läbi nii otseselt või kaudselt hoitava aktsiaturu vara kui ka börsivälise vara. Börsiväline vara avaldab eratarbimisele püsivat mõju, samal ajal kui aktsiaturušokid teevad seda peamiselt ajutiselt (*Ibid.*). Empiirilised tulemused näitavad, et era- ning valitsuse tarbimine käituvad kui täiendkaubad. Valitsuse kulutuste suurenemine suurendab eratarbimise marginaalset kasulikkust või jätab selle muutmata. Valitsussektori suurus võib avaldada sellele suhtele negatiivset mõju. Suurte valitsussektoritega riikides on tavaliselt madalamad erasäästude suhtarvud kui väikse valitsussektoriga riikides. (Karras 1994)

1.3. Varasemad empiirilised uuringud

Kinnisvarahindade mõju eratarbimisele on eelnevalt uuritud mitmete erinevate meetodite abil. Li ja Yao (2007) uurisid kinnisvarahindade mõju eratarbimisele ning heaolule elutsükli jooksul, kus nad leidsid, et kinnisvarahindade tõus tõstab kõigi vanuseklasside tarbimist, kuid mõju on keskealistele kõige väiksem. Kodu üüriv elanikkond ning noored koduomanikud on kinnisvarahindade tõusu puhul kõige halvemas seisus, sest hindade kallinemise puhul kasutatakse tihti ära võimalust kergemini laenu võtta, mis omakorda suurendab ka tarbimist. (*Ibid.*) Teistsugust lähenemist on kasutanud oma kinnisvarabuumi järgses uurimuses Beidas-Strom *et al.* (2009), kus uuriti lähemalt kinnisvaratsükli Lähis-Ida riikides, võrreldes omavahel koduomanikke ning

rentijaid. Uurimuses leiti, et hüpoteeklaenu turu kiire kasv langetas eraisikute kulutusi. Samuti leiti, et Kuveidis liikusid enne 2005. aastat kinnisvarahinnad ning tarbimine samasuunaliselt, kuid 2006. aastal langes eratarbimine aktsiaturgude korrektsioonide ning rangete laenueskirjade tõttu. (*Ibid.*)

Uurimustest on leitud, et tarbimise kasv on positiivses korrelatsioonis sissetulekute kasvu ning kinnisvarahindade muutusega (Campbell, Cocco 2007; André *et al.* 2012; Ludwig, Sløk 2002). Campbell ja Cocco (2007) leidsid, et 1%line kinnisvarahindade kasv toob endaga kaasa 1.22%lise kasvu tarbimiseses. Samuti leidsid nad statistilise olulisuse piirkondlike ning riiklike kinnisvarahindade erinevuse vahel. Olulise tegurina on kirjeldatud ka muutusi hüpoteeklaenudes, mis avaldavad olulist mõju hindadele ning tarbimisele. Eluase on koduomanikule tarbekaup ehk hindade tõus on majaomanikule kui hüvitus kaudse kõrgema üürikulu eest. Elanikkonna vananedes võib tarbimine hakata kinnisvarahindadele rohkem reageerima. Tarbimise tundlikkust kinnisvarahindade suhtes mõjutavad veel vanus ning eluaseme staatus – kas ollakse majaomanikud või rentijad. (*Ibid.*) See tuleb välja André *et al.* (2012) uurimuses, kes leidsid, et Saksamaal, kus on võrdlemisi madal koduomamisemäär, ei ole kinnisvara hinnašokil peaaegu mingit mõju tarbimisele. Sarnasele tulemusele jõudsid ka Ludwig ja Sløk (2002), kes märkisid, et pikaajaliselt on eratarbimise elastsus kinnisvarahindade suhtes positiivne just kõrgete koduomamismääradega riikides.

Kinnisvaral on otsene seos majapidamiste rikkusega. Majapidamsed saavad oma rikkust suurendada sissetulekuid säästes või võib see olla tingitud varade ümberhindlusest. Kinnisvarahindade tõus toob seega kaasa tõusu leibkondade netoväärtuses. On leitud, et kalduvus tarbida reaalselt vara on oluliselt madalam kui finantsvarade tarbimine, mis näitab, et kinnisvara mõju tarbimisele on väike. (Paiella 2007) Kinnisvara marginaalset tarbimiskalduvust suurendab näiteks aktsiaturgude langus, mis võib põhjustada majapidamiste tarbimise suuremat hajutamist (Benjamin *et al.* 2004).

2. KASUTATAVAD ANDMED NING MEETODID

Bakalaureusetöö teises peatükis keskendutakse kasutatavate andmete ning meetodite kirjeldamisele, mida on kasutatud ökonomeetrilise mudeli läbiviimiseks. Andmed pärinevad FRED'i andmebaasist ning nende analüüsimiseks kasutatakse *MS Excel'it* ning statistikaprogrammi *Gretl*.

2.1. Kasutatavad andmed, kirjeldav statistika

Töös kasutatakse kvartaalseid andmeid perioodil 1980Q2-2019Q3. Tegemist on aegridadega. Kõik kasutatavad andmed pärinevad FRED'i andmebaasist. Vaadeldavate perioodide arvuks on 158, mis on aegridade analüüsiks piisava pikkusega. Perioodi valiku põhjuseks on andmete kättesaadavus. Selleks, et võrrelda koduomamise ning rentimise mõju, analüüsitakse töös kahte erinevat riiki, ühte, mille koduomamisemäär on väiksem ning teist, mille määr on suurem. Omavahel võrreldakse Šveitsi ja Norra näitajaid. Valik tuleneb sellest, et Šveitsi puhul on tegemist riigiga, kus koduomamisemäär on Eurostati (2020) poolt analüüsitud riikides kõige väiksem (42.5%) ning Norra puhul on tegemist ühe suurima koduomamisemääraga riigiga 81.3% (13. kohal).

Analüüsi aluseks on võetud Campell ja Cocco (2007) uurimus, kus baasmudeliks oli reaalse lühiajalise tarbimise kasvumäära sõltuvus reaalistest intressimääradest, reaalse kinnisvarahindade kasvumääradest, reaalse hüpoteeklaenude kasvumääradest ning demograafilise tunnuse muutujast. Antud mudeliga analüüsiti mikroandmeid, mille tõttu on seda kohandatud vastavalt temale ning andmete kättesaadavusele (*Ibid.*). Bakalaureusetöös kasutatakse muutujatena lõplike eratarbimiskulutuste-, reaalse eluasemekinnisvarahindade- ning sisemajandusekoguprodukti kvartaalset kasvumäära. Lisaks eelnevalt mainitud muutujatele kasutatakse ka 3-kuulisi pankade vahelisi intressimääri. Sellist intressimäära kasutasid oma töös ka Musso *et al.* (2011). Nad keskendusid oma töös monetaarpoliitikale ning leidsid USA näitel, et lühiajaline intressimäär avaldab tugevat mõju eluasemeturuga seotud muutujatele (*Ibid.*). Sellest järeldatakse, et antud intressimäära kasutamine muutujana on korrektne. SKP lisatakse mudelisse

selleks, et parandada mudeli kirjeldusvõimet, sest suure osa SKP-st moodustab eratarbimine (Vosen, Schmidt 2011).

Tabelis 2.1 on toodud töös kasutatavate muutujate kirjeldav statistika, mille koostamisel kasutati programmi *Gretl*. Tabelist on näha, et muutujad on rohkem kõikunud pigem Norras kui Šveitsis. Samuti on keskmised kasvuprotsendid ning mediaanid kõrgemad Norras. Kõige rohkem erinevad keskmisest väärust intressimäär Norras, mille standardhälve on 4.72%, ning eluasemekinnisvarahindade muutus Norras, mille standardhälve on 2.97%. Kõige vähem erineb keskmisest väärust eratarbimiskulutuste muutus Šveitsis, mille standardhälve on 0.56%. Järgnevalt on lähemalt kirjeldatud bakalaureusetöös kasutatavaid andmeid, mis pärinevad FRED (2020) andmebaasidest ning on autori poolt tehtud kättesaadavaks *Google Sheets* keskkonnas.

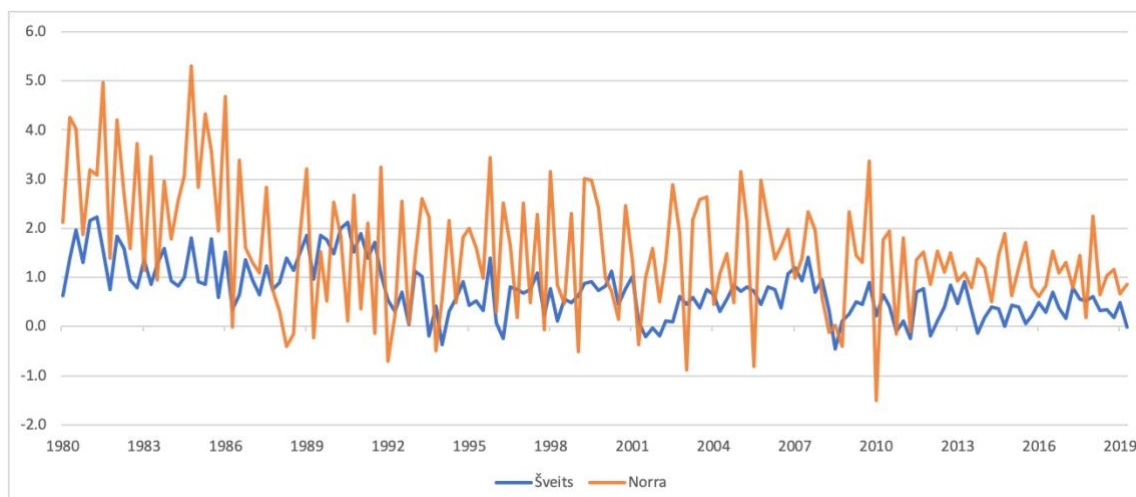
Tabel 2.1. Kirjeldav statistika

Muutuja	Keskmine	Mediaan	Standardhälve	Min	Max
Eratarbimiskulutuste muutus Norras (%)	1.554	1.454	1.256	-1.512	5.306
Eratarbimiskulutuste muutus Šveitsis (%)	0.733	0.697	0.564	-0.460	2.227
Eluasemekinnisvarahindade muutus Norras (%)	0.906	1.004	2.966	-7.911	7.459
Eluasemekinnisvarahindade muutus Šveitsis (%)	0.322	0.384	1.457	-3.684	4.124
Sisemajanduse koguprodukti muutus Norras (%)	0.574	0.527	1.266	-2.607	3.952
Sisemajanduse koguprodukti muutus Šveitsis (%)	0.436	0.492	0.611	-1.952	2.460
Intressimäär Norras (%)	6.741	5.768	4.718	0.810	16.500
Intressimäär Šveitsis (%)	2.696	1.974	2.855	-0.839	10.070

Allikas: FRED (2020), autori koostatud lisas 1 toodud andmete põhjal

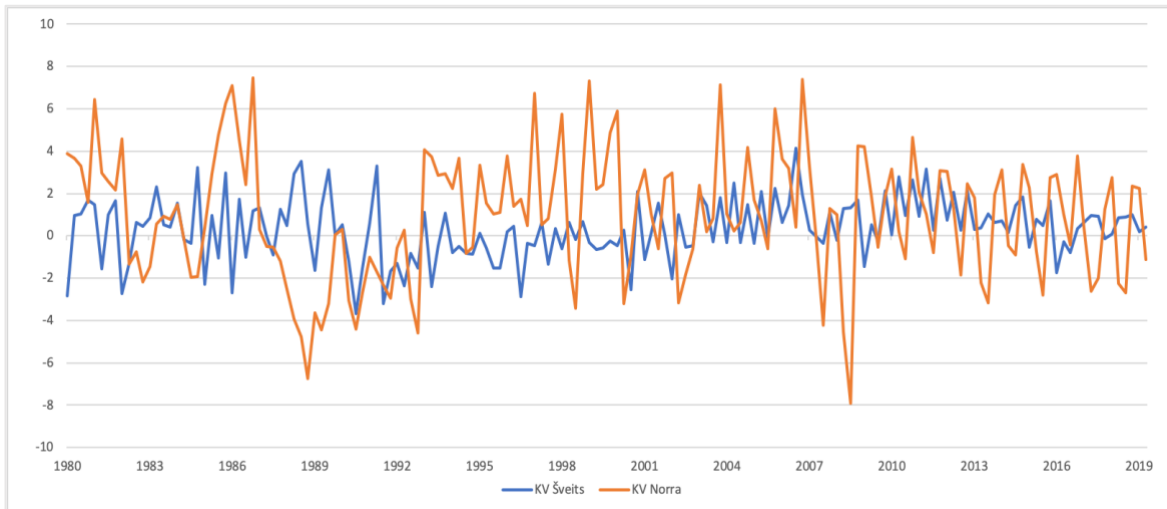
Lõplikute eratarbimiskulutuste puhul on tegemist hooajaliselt kohandatud andmetega ning need on antud protsentuaalse muutusena, võrreldes eelmise kvartaliga. Joonisel 6 on näha Norra ning Šveitsi eratarbimise muutust ajas, kus y-teljel on toodud protsendid ning x-teljel aastad. Andmetest joonistub välja, et tarbimiskulutused kasvavad Norras rohkem kui Šveitsis. Samuti on näha, et kulutused on muutlikumad Norras, kus kvartalite vahelised kasvumäärad on üsna erinevad. Tarbimiskulutused on antud perioodil mõlemas riigis enamasti kasvanud, kuid kasvu kiirus varieerub. Mõlemas riigis langes majanduskriisi ajal eratarbimiskulutuste kasv nullilähedale, kuid kasvas seejärel samale tasemele, vaadates eelnevaid kasvuprotsente. Märkimisväärne on see, et

kriisi ajal langes nii Šveitsis kui Norras, tarbimine ainult mõnel üksikul kvartalil, olles maksimaalselt -0.5% Norras 2008. aasta 4. kvartalis ning -1.5% Šveitsis 2010. aasta 2. kvartalis. Tarbimine siiski kasvas ka siis, mitte küll palju, kuid kulutused ei langenud. Šveitsis pole kasvumäär langenud peale 2014. aasta 1. kvartalit, kus toimus 0.1protsendiline langus ning Norras pole kasvumäär langenud alates 2011. aasta 3. kvartalist, kus toimus sama suur langus. Peale viimast langust on kasvumäärad olnud keskmiselt vastavalt 0.4% ning 1.1%.



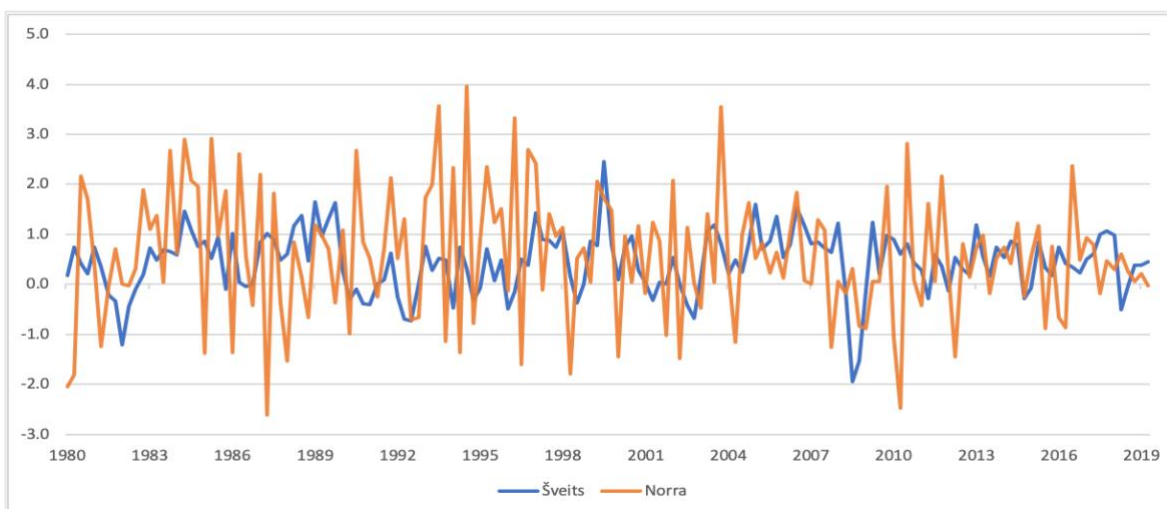
Joonis 6. Lõplike eratarbimiskulutuste muutus Šveitsis ja Norras perioodil 1980Q2-2019Q3
Allikas: FRED (2020), autori koostatud

Elamukinnisvarahinnad on kõigist kasutatavatest andmetest, peale intressimäärade, olnud perioodi jooksul kõige muutlikumad. Joonisel 7 on näha Norra ning Šveitsi reaalse eluasemekinnisvarahindade kvartaalset muutust ajas, kus y-teljel on toodud protsendid ning x-teljel aastad. Norras kõiguvad hinnad rohkem kui Šveitsis, kuid on stabiilsemad just Šveitsis. Seda kinnitab ka näitaja standardhälve, mis Norras on 2.97% ning Šveitsis 1.46%. Šveitsi hindade stabiilsemat olukorda näitab ka see, et kriisi ajal hinnad langesid väga vähe. Norras langesid hinnad 2008. aasta viimasel kvartalil -7.9%, peale mida toimus ka kõrge kasv. Kui võrrelda kriisijärgset perioodi, siis alates 2010. aastast on Šveitsis toimunud vähem langusi kui Norras, kuid kuna Norras on kasvud kõrgemad, siis keskmine kasvumäär antud perioodil on mõlemas riigis võrdne, olles 0.8%.



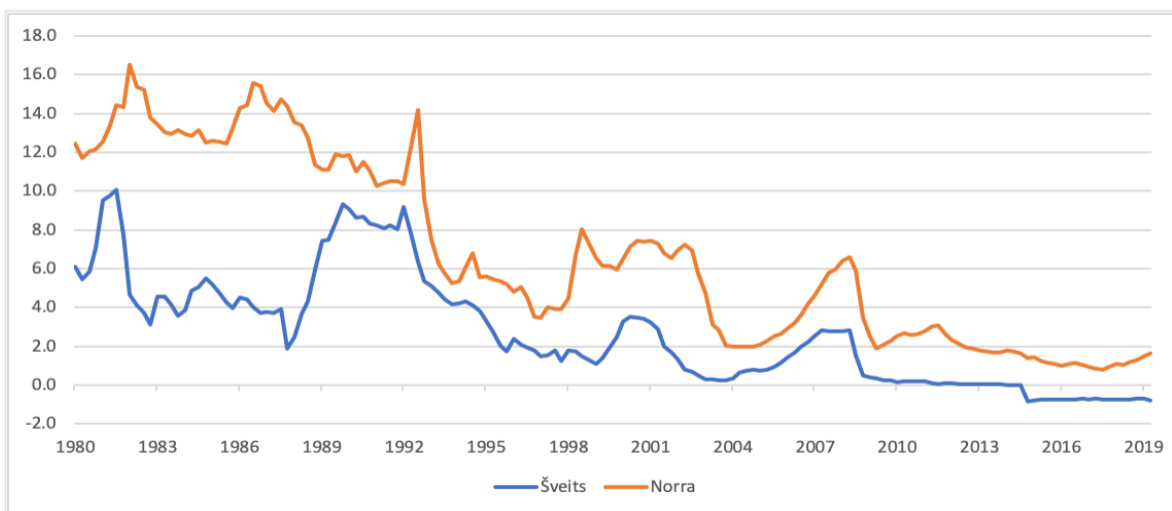
Joonis 7. Reaalsete elamukinnisvarahindade muutus Šveitsis ja Norras perioodil 1980Q2-2019Q3
Allikas: FRED (2020), autori koostatud

SKP kirjeldab hästi riigi üldist majandusolukorda ning nagu varasemalt öeldud, moodustab sellest suure osa eratarbimine. Andmed reaalse sisemajanduse koguprodukti kvartaalse muutuse kohta on hooajaliselt kohandatud. Võrreldes teiste muutujatega on SKP muutus nii Norras, kui ka Šveitsis kõige sarnasemal tasemel. Joonisel 8 on näha Norra ning Šveitsi reaalse SKP muutust ajas, kus y-teljel on toodud protsendid ning x-teljel aastad. Üldine majanduslik olukord riikides on pigem positiivne, kus suurem langus toimus mõlemas riigis aastatel 2008 kuni 2010, mida põhjustas majanduskriis. Sama suurt langust vaadeldaval perioodil Šveitsis pole varasemalt olnud, kuid Norras toimus teine sama suur langus 1987. aasta 3. kvartali, kus SKP langes -2.6% võrreldes eelmise kvartaliga, mis on 0.1 protsendipunkti rohkem kui 2010. aastal majanduskriisist tingitud langus.



Joonis 8. Reaalse SKP muutus Šveitsis ja Norras perioodil 1980Q2-2019Q3
Allikas: FRED (2020), autori koostatud

Ainsateks andmeteks, mis pole antud kvartaalse kasvumäärana, on intressimäärad. Nende puhul on tegemist 3-kuuliste pankade vaheliste intressimääradega. Jooniselt 9 on näha Norra ning Šveitsi intressimäärad, kus y-teljel on toodud protsendid ning x-teljel aastad. Intressimäärad on kõrgemad Norras, kuid need liiguvad Šveitsiga samas trendis ning on vaadeldaval perioodil olnud pigem langevas trendis. Alates 2014. aasta viimasest kvartalist on intressimäärad Šveitsis olnud negatiivsed. Negatiivseid intressimääri kasutatakse tavaliselt majanduse elavdamiseks. Vaadates Šveitsi SKP-d alates 2014. aastast, kus vaadeldavate perioodide arvuks on 22, siis antud perioodil on langus toimunud vaid neljal kvartalil, kus suurim langus on olnud -0.5%.



Joonis 9. Intressimäärad Šveitsis ja Norras perioodil 1980Q2-2019Q3
Allikas: FRED (2020), autori koostatud

Selleks, et veenduda kasutatud andmete korrektsuses, on järgmises alapeatükis uuritud andmete statsionaarsust.

2.2. Andmete statsionaarsus

Aegridade analüüsimiseks ja modelleerimiseks on oluline, et kasutatavad andmed oleksid statsionaarsed. Selleks on kõigi muutujate kohta läbi viidud programmis *Gretl* ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) test. Kuigi kõik andmed, peale intressimäärade, on antud kasvumääradena, siis mõningatel juhtudel ei pruugi kasvumäära kasutamine üksi olla piisav statsionaarsuse saavutamiseks.

Tabel 2.2. ADF tulemused Norras

Mudel	Näitaja	P-väärtus			
		tarbimine	kinnisvarahinnad	SKP	intressimäärad
Konstandita	Mudel	0.041	0.001	0.067	0.130
Konstandiga	Mudel	0.026	0.005	6.309×10^{-23}	0.638
	Konstant	0.011	0.127	1.220×10^{-10}	0.587
Konstandi ja trendiga	Mudel	7.571×10^{-6}	0.021	3.352×10^{-22}	0.046
	Aeg	0.005	0.473	0.051	0.002

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Tabel 2.3. ADF tulemused Šveitsis

Mudel	Näitaja	P-väärtus			
		tarbimine	kinnisvarahinnad	SKP	intressimäärad
Konstandita	Mudel	0.040	0.021	5.796×10^{-8}	0.074
Konstandiga	Mudel	0.034	0.111	6.295×10^{-10}	0.307
	Konstant	0.026	0.308	2.740×10^{-5}	0.324
Konstandi ja trendiga	Mudel	0.007	0.112	8.016×10^{-9}	0.020
	Aeg	0.008	0.261	0.863	0.002

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Tabelites 2.2 ning 2.3 on toodud ADF testide tulemused. Tulemusi tuleks interpreteerida alt ülespoole, ehk tulemusi tuleks hakata tõlgendama konstandi ja trendiga mudelist. Selleks, et vastav mudel oleks sobiv, peavad mudelile vastavad näitajad olema väiksemad kui 0.05. Norra ning Šveitsi tulemused olid sarnased. Kinnisvarahindade jaoks ostus sobivaimaks mõlemal juhul ilma konstandita mudel. Konstandiga mudel andis sobiva tulemuse SKP jaoks ning eratarbimise ja intressimäära puhul oli sobivaks konstandi ja trendiga mudel. Kõikide muutujate p-väärtus on väiksem kui 0.05, mis näitab, et olulisuse nivool 0.05 on mõlema riigi kõik muutujad statsionaarsed ja muutujaid ei ole vaja diferentsida ning need on mudeli loomiseks sobivad.

2.3. Kasutatud meetodid

Töö eesmärgi täitmiseks, uurimisküsimusele vastamiseks ning hüpoteeside kontrollimiseks viiakse läbi korrelatsioon- ning regressioonanalüüs. Analüüsid viiakse läbi kasutades programmi *Gretl*, mis on saadaval vabavarana. Korrelatsioonanalüüsi kasutatakse nägemaks, kas muutujate vahel on statistiliselt oluline seos. Selleks leitakse lineaarse korrelatsioonikordaja kriitiline väärtus olulisuse nivool 95%. Kui korrelatsioonimaatriksis saadud empiirilised väärtused on kriitilisest

suuremad, on tegemist statistiliselt oluliste seostega. Seoste tugevust näitab absoluutväärtus. Kui absoluutväärtus on väiksem kui 0.3, siis on tegemist nõrga seosega. Kui absoluutväärtus jääb vahemikku (kaasaarvatud) 0.3-0.7, on tegemist keskmise tugevusega seosega. Ning kui absoluutväärtus on suurem kui 0.7, on tegemist tugeva seosega.

Järgmise sammuna viiakse vähimruutude meetodi abil läbi regressioonanalüüs, selleks, et luua statistiliselt oluline matemaatiline mudel. Luuakse kaks mudelit, üks kirjeldamaks Norra, ning teine kirjeldamaks Šveitsi muutujate vahelist seost. Mudelite hindamiseks viiakse läbi erinevaid teste, mida on lähemalt kirjeldatud järgmises lõigus. Mudelites on sõltuvaks muutujaks lõplikute eratarbimiskulutuste protsentuaalne muutus ning sõltumatuteks muutujateks reaalse elamukinnisvarahindade protsentuaalne muutus, reaalse SKP protsentuaalne muutus ning 3 kuulised pankadevahelised intressimäärad. Lineaarliikmed ning vabaliige leitakse analüüsi käigus. Matemaatiline mudel on kirjeldatud järgnevalt:

$$C_t = a_1 \times KV_t + a_2 \times SKP_t + a_3 \times I_t + b \quad (1)$$

kus

C – reaalse lõplikute eratarbimiskulutuste protsentuaalne muutumine,

KV – reaalse elamukinnisvarahindade protsentuaalne muutumine,

SKP – reaalse SKP protsentuaalne muutumine,

I – 3-kuulised pankadevahelised intressimäärad,

a_1 – lineaarliige,

a_2 – lineaarliige,

a_3 – lineaarliige,

b – vabaliige,

t – kvartal.

Eelmises alapeatükis leiti, et kasutatavad andmed on statsionaarseid ning neid on edasises analüüsis võimalik kasutada. Bakalaureusetöö kolmandas peatükis keskendutakse mudeli loomisele ning analüüsimisele programmis *Gretl*. Lähemalt uuritakse, kas mudelites esineb autokorrelatsioon, heteroskedastiivsus ning multikollineaarsus. Samuti kasutatakse *Ramsey's RESET* testi leidmaks, kas mudelite kuju on õige ning Doornik-Hanseni testi nägemaks, kas mudelite jääkliikmed alluvad normaaljaotusele.

3. ÖKONOMEETRILINE MUDEL NING JÄRELDUSED

Töö kolmandas peatükis luuakse ökonomeetriline mudel, kirjeldamaks eratarbimiskulutuste kavu seost elamukinnisvarahindade kasvu, SKP kasvu ja lühiajaliste intressimääradega. Selles peatükis viiakse ellu bakalaureusetöö eesmärk, vastatakse püstitatud uurimisküsimusele ning analüüsitakse, kas töö alguses püstitatud hüpotees peab paika. Mudel luuakse statistikaprogrammis *Gretl*.

3.1. Muutujate vaheline seos

Esimese analüüsina, kirjeldamaks muutujate vahelist seost, viib autor läbi korrelatsioonanalüüsi. Selleks, et hinnata tabelites 3.1. ja 3.2. toodud korrelatsioonmaatriksite tulemusi, tuleb esmalt leida lineaarse korrelatsioonikordaja kriitiline väärtus. Kriitiliseks vääruks olulisuse nivool 0.05 valimi mahuga 158 on 0.1562. Selleks, et tegemist oleks statistiliselt oluliste seostega, peavad empiiriliste väärtuste absoluutväärtused olema suuremad kui kriitiline väärtus. Seoste suunda näitab märk kordaja ees.

Tabel 3.1. Norra korrelatsioonimaatriks

	Eluasemekinnisvarahindade kasv	Eratarbimise kasv	SKP kasv	Intressimäärad
Eluasemekinnisvarahindade kasv	1.0000	0.2053	0.0237	-0.1246
Eratarbimise kasv	–	1.0000	0.1643	0.3121
SKP kasv	–	–	1.0000	0.0205
Intressimäärad	–	–	–	1.0000

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Norra näitajate põhjal on näha, et kõik muutujad on eratarbimiskulutuste kasvuga statistiliselt olulises seoses ning samuti on tegemist positiivsete seostega. Eluasemekinnisvarahindade- ning SKP kasvu puhul on tegemist nõrga positiivse seosega eratarbimiskulutuste kasvu suhtes, sest muutujate empiiriline väärtus on väiksem kui 0.3, olles vastavalt 0.2053 ja 0.1643. 3-kuuliste pankadevaheliste intressimäärade ning eratarbimise vahel on aga keskmise tugevusega positiivne

seos, kus korrelatsioonikordaja on 0.3121. Sellega leiab osaliselt kinnitust püstitatud hüpotees – Norras on kinnisvarahinnad statistiliselt olulises ning positiivses seoses eratarbimiskulutustega.

Tabel 3.2. Šveitsi korrelatsioonimaatiks

	Eluasemekinnisvarahindade kasv	Eratarbimise kasv	SKP kasv	Intressimäärad
Eluasemekinnisvarahindade kasv	1.0000	-0.1481	0.1075	-0.2170
Eratarbimise kasv	–	1.0000	0.2218	0.6570
SKP kasv	–	–	1.0000	-0.0808
Intressimäärad	–	–	–	1.0000

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Šveitsi korrelatsioonimaatriksi põhjal esineb statistiliselt oluline positiivne seos eratarbimiskulutuste kasvu ning SKP kasvu ja eratarbimiskulutuste kasvu ning intressimäärade vahel, olles vastavalt 0.2218 ning 0.6570. Eratarbimise ning SKP vahel on nõrk seos ja eratarbimise ning intressimäärade vahel on keskmise tugevusega seos. Arvestades seoste tugevust ühtivad omavahel Norra ning Šveitsi tulemused. Märkimisväärne on aga asjaolu, et eratarbimiskulutuste kasvu ning eluasemekinnisvarahindade kasvu seosel Šveitsis statistiline olulisus puudub. Samuti on seose suund negatiivne, mis Norras oli positiivne. Saadud tulemus ei vasta autori ootustele ning järgmise sammuna analüüsitakse andmeid, selleks et leida põhjus miks Šveitsis kahe näitaja vahel puudub statistiliselt oluline seos.

Andmete analüüsimiseks viiakse läbi QLR test, mis näitab, kas kasutatud andmetes toimub struktuurseid muudatusi. QLR testi poolt pakutud murdepunktiks on 1992. aasta 2. kvartal ning testi olulisuse tõenäosus on 1.627×10^{-9} , mis tähendab, et vastu tuleb võtta sisukas hüpotees, ehk andmetes esinevad struktuursed muutused. Uurides lähemalt QLR testi graafikut, ilmneb asjaolu, et Chow F-testi väärtus ületab kriitilise piiri 1991. aasta 2. kvartalis ning langeb jäädavalt alla selle uuesti peale 1994. aasta 4. kvartalit. Järgmise sammuna on Chow testiga kontrollitud, kas murdepunktiks võiks olla 1991. aasta 2. kvartal, kui F-testi väärtus ületas kriitilise piiri. Saadud tulemuse kohaselt on testi p-väärtus 0.000, mis on märk parameetrite ebastabiilsusest. Lähtudes eelnevast informatsioonist jagatakse perioodi kaheks: 1980Q2-1991Q1 ja 1991Q2-2019Q3.

Esimesel perioodil, 1980Q2-1991Q1, on korrelatsioonimaatriksi järgi seos statistiliselt oluline vaid intressimäärade ning eratarbimiskulutuste kasvu vahel. Teisel perioodil, 1991Q2-2019Q3, on seos statistiliselt oluline nii eratarbimiskulutuste kasvu ning intressimäärade vahel, kui ka

eratarbimiskulutuste kasvu ning SKP kasvu vahel. Saadud tulemused ei vasta endiselt autori ootustele, seega järgmise sammuna elimineeritakse kogu periood, alates 1980. aasta 2. kvartalist, kuni perioodini, mis pole enam QLR graafiku tulemusena üle kriitilise piiri. Kaasaarvatud 1993. aasta 2. kvartal, mis graafiku järgi jäi alla kriitilise piiri, kuid peale mida toimub siiski kasv üle selle. Perioodi 1980Q2-1994Q4 elimineerimine andmetest andis tulemuseks statistiliselt olulised seosed, mis on toodud tabelis 3.3. Sellise perioodi vajalikku elimineerimist võib põhjustada asjaolu, et aastatel 1991-1996 leidis aset Šveitsi panganduskriis, mida põhjustas kinnisvaramulli lõhkemine peale dekaadi pikkust hinnatõusu (Gestel, Baesens 2009, 89).

Tabel 3.3. Šveitsi korrelatsioonimaatiks 1995Q1-2019Q3

	Eluasemekinnisvarahindade kasv	Eratarbimise kasv	SKP kasv	Intressimäärad
Eluasemekinnisvarahindade kasv	1.0000	-0.2200	-0.0474	-0.2401
Eratarbimise kasv	–	1.0000	0.4626	0.3383
SKP kasv	–	–	1.0000	0.0073
Intressimäärad	–	–	–	1.0000

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Olulisuse nivool 0.05, kus perioodide arvuks on 99, on lineaarse korrelatsioonikordja kriitiline väärtus 0.1975. Sellest järeldub, et nii elamukinnisvarahindade kasv, SKP kasv, kui ka intressimäärad on statistiliselt olulises seoses eratarbimiskulutuste kasvuga. Elamukinnisvarahindade puhul on tegemist nõrga seosega ning SKP ja intressimäärade puhul tugeva seosega. Varasemalt püstitatud hüpoteesi, et kinnisvarahinnad on positiivselt seotud eratarbimisega, lükkab osaliselt ümber saadud tulemus, sest kasutatud andmete põhjal on tegemist negatiivse seosega. Mudeli loomist jätkatakse Norra puhul perioodil 1980Q2-2019Q3 ning Šveitsi puhul 1995Q1-2019Q3.

3.2. Regressioonanalüüs

Selles alapeatükis keskendutakse mudelite loomisele programmis *Gretl*. Samuti viiakse mudelite kontrollimiseks ning analüüsimiseks läbi järgnevad testid: *Ramsey's RESET* test, Doornik-Hanseni test, *White's* test. Lisaks neile kontrollitakse veel multikollineaarsust ning autokorrelatsiooni.

3.2.1 Esialgsed mudelid

Mudelid luuakse *Gretl*'i abil, kasutades vähimruutude meetodit, kus sõltuvaks muutujaks on eratarbimiskulutuste kasv ning sõltuvateks elamukinnisvarahindade kasv, SKP kasv ja intressimäärad. Kontrollitakse muutujate ja mudeli statistilist olulisust ning mudeli kirjeldusvõimet. Esmased tulemused mõlema riigi kohta on toodud tabelites 3.4 ja 3.5. Kuna eelnevalt on kontrollitud andmete statsionaarsus, selleks et vältida juhuslike suuruste tõenäosuslike suuruste ajas muutumist, saab andmed, neid eelnevalt modelleerimata, lisada mudelitesse.

Norra regressioonanalüüsi tulemus näitab, et koostatud mudel koos kõigi näitajatega on olulisuse nivool 0.05 statistiliselt oluline. Mudeli kirjeldusvõime on üsna madal, kõigest 18.1%. See annab alust arvata, et eratarbimist mõjutab lisaks valitud muutujatele veel teisi tunnuseid. Elamukinnisvarahindade kasvumäära 1 protsendipunktiline kasv toob Norras endaga kaasa 0.103 protsendipunktilise kasvu eratarbimiskulutuste kasvumääras. SKP kasvumäära 1 protsendipunktiline kasv 0.150 protsendipunktilise kasvu eratarbimiskulutuste kasvumääras ning intressimäärade 1 protsendipunktiline tõus 0.090 protsendipunktilise kasvu eratarbimiskulutuste kasvus.

Tabel 3.4. Norra esialgse regressioonanalüüsi tulemus

Näitaja	Parameetri hinnang	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	0.765	0.170	1.340×10^{-5}
Kinnisvarahindade kasv	0.103	0.031	0.001
SKP kasv	0.150	0.072	0.039
Intressimäärad	0.090	0.100	8.190×10^{-6}
Determinatsioonikordaja			0.181
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0.165
F-statistiku olulisuse tõenäosus			9.220×10^{-7}
Vaatluste arv			158

Allikas autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Tabelist 3.5 on näha, et Šveitsi puhul on tegemist statistiliselt olulise mudeliga, mille kirjeldusvõime on 34%. Samuti tuleb tabelist välja asjaolu, et kuigi korrelatsioonanalüüsi põhjal oli kõikide muutujate puhul seos eratarbimisega statistiliselt oluline, siis mudelis puudub statistiline olulisus kinnisvarahindade puhul. Kuna sõltumatud muutujad, mis ei ole statistiliselt olulised, peab mudelist eemaldama, siis kasutatakse muutujate väljajätmise testi (*Omit variables*), mille abil kontrollitakse, kas kinnisvarahinnad võib mudelist eemaldada. Kinnisvarahindade

modelist väljajätmise p-väärtus on 0.148, mis olulisuse nivool 0.05 näitab, et muutuja võib modelist eemaldada. Uus mudel on toodud tabelis 3.6.

Tabel 3.5. Šveitsi esialgse regressioonanalüüsi tulemus

Näitaja	Parameetri hinnang	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	0.300	0.048	1.170×10^{-8}
Kinnisvarahindade kasv	-0.038	0.026	0.148
SKP kasv	0.276	0.051	3.980×10^{-7}
Intressimäärad	0.089	0.025	0.001
Determinatsioonikordaja			0.341
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0.320
F-statistiku olulisuse tõenäosus			1.170×10^{-8}
Vaatluste arv			99

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Regressioonanalüüsi tulemus näitab, et kõik muutujad ning mudel on olulisuse nivool 0.05 statistiliselt olulised. Võrreldes eelneva mudeliga halvenes mudeli kirjeldusvõime ning on nüüd 32.6%. SKP kasvumäära 1 protsendipunktiline tõus toob Šveitsis endaga kaasa 0.279 protsendipunktilise kasvu eratarbimiskulutuste kasvumääras. Lühiajaliste intressimäärade 1 protsendipunktiline kasv 0.097 protsendipunktilise tõusu eratarbimiskulutuste kasvus. Kuigi kinnisvarahindu mudelisse ei ole võimalik jätta, kontrollitakse siiski edasi saadud mudelit ning näitajaid, et veenduda mudeli korrektsuses.

Tabel 3.6. Šveitsi esialgse regressioonanalüüsi tulemus, ilma elamukinnisvarahindadeta

Näitaja	Parameetri hinnang	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	0.273	0.044	1.940×10^{-8}
SKP kasv	0.279	0.051	3.250×10^{-7}
Intressimäärad	0.097	0.024	0.000
Determinatsioonikordaja			0.326
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0.312
F-statistiku olulisuse tõenäosus			5.900×10^{-9}
Vaatluste arv			99

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Selleks, et veenduda mudelite korrektsuses, viiakse järgmises alapeatükis läbi ökonomeetrilised testid.

3.2.2 Ökonomeetrilised testid ning lõplikud mudelid

Esimese sammuna kontrollitakse mudelite kuju õigsust, kasutades selleks *Ramsey's RESET* testi, kus nullhüpoteesiks on, et mudeli kuju on õige. Testide põhjalikumad tulemused on toodud lisades 1 ja 2. Šveitsi mudelis on p-väärtuseks 0.525, mis tähendab, et vastu tuleb võtta nullhüpotees ning mudeli kuju on õige. Norra mudelis on aga p-väärtuseks 0.040, mis viitab mudeli ebakorrektsel kujule.

Järgmisena kontrollib autor jääkliikmete allumist normaaljaotusele. Normaaljaotusele allumine on vajalik selleks, et hinnangud oleks mõjusad, sest sellisel juhul on parameetrite hinnangud koondunud tõenäouse järgi parameetri tegelikuks väärtuseks. Selleks viiakse *Gretl*'is läbi Doornik-Hanseni test, kus nullhüpoteesi kohaselt alluvad jääkliikmed normaaljaotusele. Šveitsi mudelis on testi p-väärtus 0.903 ning Norra mudelis 0.696. Tulemused on suuremad kui 0.05, seega saab vastu võtta nullhüpoteesi ning jääkliikmed alluvad mõlemas mudelis normaaljaotusele. Põhjalikumad testide tulemused on toodud lisades 3 ja 4.

Heteroskedastiivsuse kontrollimiseks viiakse läbi *White's* test, kus nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine ning jääkliikmete dispersiooni konstantsus. Kui jääkliikmete dispersioon ei ole konstantne, siis esineb mudelis heteroskedastiivsus, sest jääkliikmete dispersioon sõltub sellisel juhul regressoritest. Sellist olukorda võib põhjustada näiteks mudeli vale kuju. Šveitsis on *White's* testi p-väärtus 0.148, mis tähendab, et mudelis heteroskedastiivsust ei esine. Norras on seevastu testi p-väärtus 0.005, mis viitab heteroskedastiivsuse olemasolule. Sellist tulemust võib tekitada näiteks oluliste muutujate mudelist välja jätmine, millele annab alust ka mudeli madal kirjeldusvõime. Heteroskedastiivsust ei ole võimalik mudelist eemaldada, küll aga on võimalik arvestada selle olemasoluga, kasutades mudeli koostamisel kohandatud standardvigu. Põhjalikud tulemused on toodud lisades 5 ja 6.

Selleks, et vältida olukorda, kus regressorid on omavahel liiga tihedas korrelatsioonis, tuleb testida multikollineaarsust. „Multikollineaarsusest võivad sageli olla tingitud olukorrad, kus nii regressioonimudel tervikuna kui ka tema parameetrid on statistiliselt olulised, kuid modelleerimise tulemuste sisulise tõlgendamise võimalused ei ole kooskõlas kasutatud andmetega ega ka mudeli püstitamisele aluseks olevate majandusteoreetiliste seisukohtadega“ (Paas 1995, 203). Multikollineaarsuse tuvastamiseks kasutatakse VIF (*Variance Inflation Factors*) näitajat. Multikollineaarsus võib mudelis esineda juhul kui VIF näitaja on suurem kui 10. Šveitsis on

mõlema näitaja puhul VIF 1, mis on minimaalne VIF näitaja väärtus. Norras on kinnisvarahindade ning intressimäärade VIF näitajate väärtused 1.016 ning SKP VIF näitaja väärtus 0.001. Seega ei esine kummaski mudelis multikollineaarsust. Testide põhjalikumad tulemused on toodud lisades 7 ja 8.

Viimase sammuna testib autor, kas mudelis esineb autokorrelatsioon. See on vajalik selleks, et vältida jääkliikmete omavahelist korreleerumist, mis võivad põhjustada ebatäpseid tulemusi (Paas 1995, 209). Testimiseks kasutatakse Breusch-Godfrey testi, mis testib autokorrelatsiooni olemasolu mistahes viitajani. Testi nullhüpoteesiks on autokorrelatsiooni puudumine. Šveitsi puhul on testi p-väärtus 0.285, mis tähendab, et mudelis puudub autokorrelatsioon. Norras on testi p-väärtus 0.0384, mis tähendab, et mudelis esineb autokorrelatsioon. Korrelatsioon võib olla tingitud mudeli valest kujust, selle tõttu on parameetrite standardvead nihkega. Lisades 9 ja 10 on toodud põhjalikumad tulemused.

Autori tehtud testidest järeldub, et Šveitsi puhul on sobivaks esialgne mudel, mis on toodud tabelis 3.6 ning on esitatav järgneval kujul:

$$C_t = 0.273 + 0.279 \times SKP_t + 0.097 \times I_t \quad (2)$$

kus

C – reaalsete lõplikute eratarbimiskulutuste protsentuaalne muutumine,

SKP – reaalse SKP protsentuaalne muutumine,

I – 3-kuulised pankadevahelised intressimäärad,

t – kvartal.

Norra puhul peab looma uue mudeli, kasutades robustseid standardvigu, selleks et arvestada heteroskedastiivsuse ja autokorrelatsiooni olemasoluga. Uus mudel on toodud järgnevas tabelis 3.7. Saadud mudel on endiselt statistiliselt oluline, kuid võrreldes esialgse mudeliga langes mudeli kirjeldusvõime 18.1 protsendini. Muutujatest kõik peale SKP on olulisuse nivool 0.05 statistiliselt olulised, mille tõttu viib autor läbi muutujate väljajätmise testi (*Omit variables*), selleks et kontrollida, kas SKP kasutamine võib mudelis põhjustada ebatäpsusi. Testi p-väärtus on 0.051, mis on suurem kui 0.05, seega peab SKP mudelist eemaldama. Uus mudel on toodud tabelis 3.8. Kuigi olulisuse nivool 0.1 on SKP statistiliselt oluline, siis SKP mudelist eemaldamist toetab ka asjaolu, et robustsete standardvigadega mudelis, kus üheks muutujaks on SKP, on mudelil *Ramsey's RESET* testi põhjal vale kuju (p-väärtus=0.040). Mudelist, kus SKP on elimineeritud, on mudeli kuju õige. Täpsemad testide tulemused on kirjeldatud järgmises lõigus.

Tabel 3.7. Norra lõpliku regressioonanalüüsi tulemus

Näitaja	Parameetri hinnang	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	0.765	0.115	5.240×10^{-10}
Kinnisvarahindade kasv	0.103	0.029	0.001
SKP kasv	0.150	0.076	0.051
Intressimäärad	0.090	0.022	6.100×10^{-5}
Determinatsioonikordaja			0.181
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0.165
F-statistiku olulisuse tõenäosus			9.980×10^{-7}
Vaatluste arv			158

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

SKP elimineerimisel on mudel statistiliselt oluline (tabel 3.8). Samuti on kõik mudelis esitatud tunnused statistiliselt olulised. Mudeli kirjeldusvõime alanes veelgi ning on nüüd 15.8% Järgnevalt viib autor uuesti läbi eelnevalt tehtud testid, et veenduda mudeli korrektsuses. Saadud tulemused on esitatud lisades 11 ja 12. *Ramsey's RESET* testi p-väärtus on 0.295, millest järeldub, et mudeli kuju on korrektne, mis esialgse mudeli puhul nii ei olnud. Doornik-Hanseni testi põhjal alluvad jäägid normaaljaotusele (p-väärtus=0.814). Uus mudel ei ole eemaldanud heteroskedastiivsust, kuid siiski arvestab selle olemasoluga (*White's* testi p-väärtus=0.015). Endiselt ei esine mudelis multikollineaarsust, sest mõlema muutuja puhul on VIF näitaja väärtus 1.016, mis on väiksem kui 10. Breusch-Godfrey testi p-väärtus on 0.062, mis näitab, et uues mudelis puudub autokorrelatsioon.

Tabel 3.8. Norra lõpliku regressioonanalüüsi tulemus, ilma SKP-ta

Näitaja	Parameetri hinnang	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	0.843	0.112	4.410×10^{-12}
Kinnisvarahindade kasv	0.105	0.029	0.000
Intressimäärad	0.091	0.022	7.080×10^{-5}
Determinatsioonikordaja			0.158
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0.147
F-statistiku olulisuse tõenäosus			3.760×10^{-6}
Vaatluste arv			158

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Uus mudel Norra puhul on küll madalama kirjeldusvõimega, kuid annab ökonomeetriliste testide põhjal korrektsema tulemuse. Mudeli saab kirja panna järgmiselt:

$$C_t = 0.843 + 0.105 \times KV_t + 0.091 \times I_t \quad (3)$$

kus

C – reaalse te lõplikute eratarbimiskulutuste protsentuaalne muutumine,

KV – reaalse te elamukinnisvarahindade protsentuaalne muutumine,

I – 3-kuulised pankadevahelised intressimäärad,

t – kvartal.

Järgmises alapeatükis keskendutakse saadud tulemuste interpreteerimisele ning järelduste tegemisele.

3.3. Järeldused

Tehtud töö käigus viis autor ellu bakalaureusetöös püstitatud eesmärgi ja leiti, et kinnisvarahinnad on kõrge koduomamismääraga riigis (Norras) positiivselt seotud ning madala koduomamismääraga riigis (Šveitsis) negatiivselt seotud. Mõlemal juhul oli tegemist nõrkade seostega. Sellise tulemusega lükati osaliselt ümber püstitatud hüpotees, et kinnisvarahinnad on eratarbimisega positiivselt seotud, küll aga on tulemus sarnane Campbell ja Cocco (2007) tööle, mis oli nii hüpoteesi aluseks kui ka käesoleva bakalaureusetöö baasmudeliks. Töös leiti, et noorem ühiskond, kes pigem rendib, vähendab kinnisvarahindade tõustes tarbimist. Vastupidine efekt toimub vanema ühiskonna puhul, kes on suurema tõenäosusega koduomanikud. (*Ibid.*)

Kinnisvarahindade mõju ei olnud Šveitsi puhul võimalik analüüsida, kuna mudelis oli tegemist statistiliselt ebaolulise seosega. Seega jäid mudelisse SKP ning intressimäärad. Mudeli kirjeldusvõime oli keskmisel tasemel 32.6%. SKP kasvumäär 1 protsendipunktiline kasv viitas 0.279 protsendipunktilisele tõusule eratarbimiskulutuste kasvus. Seose suund SKP ning eratarbimise puhul on loogiline, kuid see, et intressimäärade tõustes tõusevad ka eratarbimiskulutused, on ebaoloogiline, sest üldiselt vähendab kõrgem intressimäär tarbimist. Intressimäärade 1 protsendipunktiline tõus tõstab eratarbimiskulutuste kasvumäär 0.097 protsendipunkti võrra. Intressimäärade mõju suund oli Norras võrreldes Šveitsiga samasuunaline. Mudeli kirjeldus võime Norra puhul oli 15.8%, mis on üsna madal. Norra puhul leiti, et kinnisvarahindade kasvumäär 1 protsendipunktiline tõus toob endaga kaasa 0.105 protsendipunktilise kasvu ning intressimäärade 1 protsendipunktiline tõus toob endaga kaasa 0.091 protsendipunktilise tõusu eratarbimiskulutuste kasvumääras.

Intressimäärad mõjutavad eratarbimist nii asendus- kui sissetulekuefekti kaudu, mis töötavad erinevates suundades. Asendusefekti puhul on intressimäärade ja eratarbimise vaheline seos negatiivne, sest tänane tarbimine on kulukam kui homne. Sissetulekuefekti puhul on seos positiivne ning see toimib vastupidiselt asendusefektile. Nende kahe efekti koosmõjul leiab aset jõukusefekt, mis mõjutab tarbimist läbi sissetulekute ning rikkuse. Intressimäärade mõju rikkusele oleneb finantsvarade ning kohustuste liikidest. Kui indiviid teenib oma sissetuleku enne tarbimist, mõjutab intressimäära muutus tarbimise nüüdisväärtust rohkem kui sissetuleku nüüdisväärtus, mille tõttu muutub sissetulekuefekt domineerivaks. (Elmendorf 1996) Sellega on põhjendatud miks võib loodud mudelites intressimäärade ning eratarbimiskulutuste vaheline seos olla positiivne.

Saadud tulemused annavad alust arvata, et osakaal kinnisvara omavate ning üürivate indiviidide vahel riigis mõjutab eratarbimiskulutusi erinevalt. Riigis, kus koduomamisemäär on kõrge, kasvavad kinnisvarahindadega ka eratarbimiskulutused. Seda võib põhjustada asjaolu, et indiviidid tunnevad end jõukamana, kuna suure osa rikkusest moodustab just kinnisvara. Riigis, kus on madal koduomamisemäär, on kinnisvarahindade muutus eratarbimise muutumisel muutusele ebaoluline. Saadud tulemusi saab edasi arendada näiteks riiklikutel tasanditel mikroandmetega ning analüüsida muutuste mõju erinevates piirkondades kasutades selleks elutsükli põhise analüüsi, mida kasutasid oma uuringus ka näiteks Li ja Yao (2007). Arvestades asjaolu, et intressimäärad olid mõlemas riigis positiivses seoses eratarbimisega, mis on tingitud sissetulekuefekti domineerimisest, tuleks mudelitesse kaasata tunnuseks ka reaalse sissetulekute muutused. Tulemused võivad olla mõjutatud samuti ka kriisiperioodist ning ühe võimalusena on võimalik tulemusi veel edasi analüüsida, kasutades viitaegu.

KOKKUVÕTE

Bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada, kuidas on kinnisvarahinnad ja eratarbimine omavahel seotud ning millisel määral kinnisvarahinnad mõjutavad eratarbimist. Eesmärgi täitmisel lähtus autor püstitatud uurimisülesannetest ning lõi kaks ökonomeetrilist mudelit, millega viis läbi korrelatsioon- ja regreesioonanalüüsi. Kuna tegemist oli aegridadega, siis piisava perioodi saavutamiseks kasutas autor mudelite loomisel kvartaalseid andmeid FRED andmebaasist perioodil 1980Q2-2019Q3. Ökonomeetiline analüüs viidi läbi programmis *Gretl*.

Mudelid loodi Norra ning Šveitsi näitajate põhjal, sest sooviti leida vastust küsimusele, kas osakaal kinnisvara omavate ja üürivate inimeste vahel avaldab mõju eratarbimisele. Norra puhul on tegemist riigiga, kus on kõrge koduomamisemäär ning Šveitsi puhul on määr madal. Analüüsis kasutati järgmisi näitajaid: eratarbimiskulutused, elamukinnisvarahinnad, SKP, intressimäärad. Kinnisvara puhul on tegemist olulise rikkuse allikaga, kuna see moodustab suure osa indiviidide varast. Kirjanduses on varasemalt leidnud kinnitust seos kinnisvarahindade ja eratarbimise vahel, mis leidis kinnitust ka tehtud töö käigus.

Töös püstitati hüpotees, et kinnisvarahinnad on eratarbimisega positiivselt seotud, kuid kinnisvarahindade tõustes suureneb eratarbimine Norras rohkem kui Šveitsis. Hüpotees leidis ainult osalist tõestust, kuna Šveitsis olid kinnisvarahinnad eratarbimisega negatiivselt seotud ning mudelis omavahel ebaolulises seoses.

SKP kasvumäära 1 protsendipunktiline kasv toob Šveitsis endaga kaasa 0.279 protsendipunktilisele tõusu eratarbimiskulutuste ning intressimäärade 1 protsendipunktiline tõus tõstab eratarbimiskulutuste kasvumäära 0.097 protsendipunkti võrra. Norras jäi lõplikust mudelist välja SKP, seose statistilise ebaolulisuse pärast, kuid kinnisvarahindade eratarbimise vahel leiti positiivne seos. Elamukinnisvarahindade 1 protsendipunktiline muutus toob endaga kaasa 0.105 protsendipunktilise kasvu lõplikutes eratarbimiskulutuste kasvus ning intressimäärade 1 protsendipunktiline tõus viitab 0.091 protsendipunktilisele tõusule eratarbimiskulutuste kasvus. Kinnisvara omavate ning üürivate indiviidide osakaal riigis mõjutab eratarbimiskulutusi erinevalt.

Kõrge kodumamismäära puhul on alust arvata, et kinnisvarahindade kasvades tõusevad ka eratarbimiskulutused, kuid vastupidisel juhul on kinnisvarahindade kasvul ebaoluline mõju eratarbimisele.

Kuna Šveitsis jäid lõplikust mudelist välja kinnisvarahinnad, mis oli töö põhiuurimisobjektiks, ning Norras oli lõpliku mudeli kirjeldusvõime üsna madal – 15.8%, on võimalik saadud tulemusi edasi arendada. Seda on võimalik teha nii riiklikutel tasanditel kasutades mikroandmeid ning elutsükli mudelit kui ka lisades mudelisse juurde muutujaid, mis võivad mudelite kirjeldusvõimet parandada nagu näiteks sissetulekud või viitaegu.

SUMMARY

THE IMPACT OF PROPERTY PRICES ON PRIVATE CONSUMPTION IN SWITZERLAND AND NORWAY

Marie-Helene Uiga

The aim of the bachelor's thesis was to find out how property prices and private consumption are related and what is the scale of the impact. In order to achieve this goal, the author created two econometric models, which were used to conduct correlation and regression analysis. The data used came from FRED database and were given as quarterly data for the period 1980Q2-2019Q3 to create a sufficient period. The econometric analysis was performed in data processing software Gretl.

The econometric models were developed on the basis of Norwegian and Swiss indicators, in order to find an answer to the question of whether the share between people who own and rent property has an impact on private consumption. Norway is a country with a high home ownership rate and Switzerland is a country with a low rate. The following indicators were used in the analysis: private consumption expenditure, residential property prices, GDP, interest rates. Real estate is an important source of wealth, as it accounts for a large proportion of individuals' wealth. The relationship between property prices and private consumption has been confirmed in the literature, and it was also confirmed in this paper.

The thesis hypothesized that property prices are positively correlated with private consumption, but if the property prices rise, private consumption in Norway increases more than in Switzerland. The hypothesis was only partially substantiated, because in Switzerland property prices were negatively correlated to private consumption and insignificant in the model.

A 1 percentage point increase in the GDP growth rate in Switzerland will lead to a 0.279 percentage point increase in private consumption expenditure growth, and a 1 percentage point increase in

interest rates will increase the growth rate of private consumption expenditure by 0.097 percentage point. In Norway, GDP was excluded from the final model due to the statistical insignificance, but a positive relationship was found between private consumption of property prices. A 1 percentage point change in the growth rate of residential property prices will lead to a 0.105 percentage point increase in final private consumption expenditure growth, and a 1 percentage point increase in interest rates indicates a 0.091 percentage point increase in private consumption expenditure growth. The share of individuals who own and rent real estate in the country affect private consumption expenditures differently. With a high home ownership rate, there is reason to believe that rising property prices will also increase private consumption expenditure, but otherwise the property prices will have a negligible effect on private consumption.

As property prices were excluded from the final model in Switzerland, which was the main object of research, and in Norway the descriptive capacity of the final model was rather low - 14.7%, it is possible to develop this topic. This can be done at national level using micro-data and a life-cycle model, as well as by adding variables to the model that can improve the descriptive nature of the models, such as income.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Alghamdi, A. M. (1995). The housing cycle theory with regard to housing development in Saudi Arabia. *Engineering Sciences Journal*, 7 (1), 56-67.
- Alqaralleh, H., Canepa, A. (2020). Housing market cycles in large urban areas. *Economic Modelling*, ilmumas.
- André, C., Gupta, R., Kanda, P. T. (2012). Do house prices impact consumption and interest rate? Evidence from OECD countries using an agnostic identification procedure. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 947, Paris: OECD Publishing.
- Ardila, D., Sanadgol, D., Sornette, D. (2015). Risk analysis of the real estate market in Switzerland (diagnostic as of 2015 Q2). *ETH Zurich*.
- Basten, C., Koch, C. (2015). The causal effect of house prices on mortgage demand and mortgage supply: Evidence from Switzerland. *Journal of Housing Economics*, 30, 1–22.
- Benjamin, J., Chinloy, P., Jud, G.D. (2004). Real estate versus financial wealth in consumption. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29, 341–354.
- Beidas-Strom, S., Lian, W., Maseeh, A. (2009). The housing cycle in emerging middle Eastern economies and its macroeconomic policy implications. *IMF Working Papers*, No. 9/288.
- Campbell, J. Y., Cocco, J.Y. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of Monetary Economics*, 54, 591–621.
- Elmendorf, D. W (1996). The effect of interest-rate changes on household saving and consumption: a survey. *Division of Research and Statistics, Division of Monetary Affairs, Federal Reserve Board*, No. 1996-27.
- Eurostat (2020). ilc_lvho02: Distribution of population by tenure status, type of household and income group - EU-SILC survey. [Online]. Kättesaadav: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do>, 20.03.2020.
- Federal Statistical Office - FSO (2019). *Occupied dwellings by size of household and occupancy status*. Kättesaadav: <https://www.bfs.admin.ch/bfs/en/home/statistics/construction-housing/dwellings/housing-conditions.assetdetail.7346275.html>, 28.03.2020.
- FRED (2020). Private Final Consumption Expenditure in Norway. [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/NORPFCEQDSMEI>, 10.04.2020.

- FRED (2020). Private Final Consumption Expenditure in Switzerland. [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/CHEPFCEQDSMEI>, 10.04.2020.
- FRED (2020). Real Gross Domestic Product for Norway. [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSCAB1GQNO#0>, 10.04.2020.
- FRED (2020). Real Gross Domestic Product for Switzerland. [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSAB1GQCH>, 10.04.2020.
- FRED (2020). Real Residential Property Prices for Norway. [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/QNOR628BIS#0>, 16.04.2020.
- FRED (2020). Real Residential Property Prices for Switzerland. [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/QCHR628BIS#0>, 16.04.2020.
- FRED (2020). 3-Month or 90-day Rates and Yields: Interbank Rates for Norway. [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/IR3TIB01NOQ156N>, 10.04.2020.
- FRED (2020). 3-Month or 90-day Rates and Yields: Interbank Rates for Switzerland. [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/IR3TIB01CHQ156N>, 10.04.2020.
- Gestel, T., Baesens, B. (2009). *Credit Risk Management: Basic Concepts: Financial Risk Components, Rating Analysis, Models, Economic and Regulatory Capital*. USA: Oxford University Press.
- Halket, J., Vasudev, S. (2014). Saving up or settling down: Home ownership over the life cycle. *Review of Economic Dynamics*, 17 (2), 345-366.
- Iossifov, P., Cihák, M. M., Shanghavi, A. (2008). Interest rate elasticity of residential housing prices. *IMF Working Papers*, No. 8-247.
- Jacobsen, D. H., Solberg-Johansen, K., Haugland, K. (2007). Housing investment and house prices. *Norges Bank*.
- Karras, G. (1994). Government spending and private consumption: some international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 26 (1), 9-22.
- Krakstad, S. O., Oust, A. (2015). Are house prices in the Norwegian capital too high? *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 8 (2), 152-168.
- Kuhn, U., Grabka, M. (2018). Homeownership and wealth in Switzerland and Germany. *Life Course Research and Social Policies*, 9, 175-185.
- Li, W., Yao, R. (2007). The life-cycle effects of house price changes. *Journal of Money, Credit and banking*, 39 (6), 1375-1409.
- Ludwig, A., Sløk, T. (2002). The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries. *IMF Working Papers*, No. 1.

- Mueller, G. R. (1999). Real estate rental growth rates at different points in the physical market cycle. *Journal of Real Estate Research*, 18 (1), 131-150.
- Musso, A., Neri, S., Stracca, L. (2011). Housing, consumption and monetary policy: How different are the US and the euro area? *Journal of Banking & Finance*, 35 (11), 3019-3041.
- OECD (2019) PH2.1 public spending on financial support to homebuyers. Kättesaadav: <https://www.oecd.org/els/family/PH2-1-Public-spending-support-to-home-buyers.pdf>, 20.03.2020.
- OECD (2020). Consumer confidence index (CCI) (indicator). [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/leadind/consumer-confidence-index-cci.htm>, 20.03.2020.
- OECD (2020). Household spending. [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/hha/household-spending.htm>, 20.03.2020.
- OECD (2020). Housing prices (indicator). [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm>, 20.03.2020.
- Ong, T. S. (2013). Factors Affecting the Price of Housing in Malaysia. *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking*, 1 (5), 414-429.
- Paabut, A., Kattai, R. (2007). Kinnisvara väärtuse kasvu mõju eratarbimisele Eestis. *Eesti Panga Toimetised*, 5.
- Paas, T. (1995). *Sissejuhatus ökonomeetriasse*. Tartu: Tartu Ülikooli Kirjastus.
- Paiella, M. (2007). Does wealth affect consumption? Evidence for Italy. *Journal of Macroeconomics*, 29 (1), 189-205
- Sousa, R. M. (2008). Financial Wealth, Housing Wealth, and Consumption. *International Research Journal of Finance and Economics*, 19, 167-191.
- Stamsø, M. N. (2008). Grants for first-time homeowners in Norway—Distributional effects under different market and political conditions. *European Journal of Housing Policy*, 8 (4), 379-397.
- Stamsø, M. N. (2009). Housing and the welfare state in Norway. *Scandinavian Political Studies*, 32 (2), 195-220.
- Statistics Norway (2019). *Housing conditions, register-based*. Kättesaadav: <https://www.ssb.no/en/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/boforhold>, 20.03.2020.
- Statistics Norway (2019). *Housing conditions, survey on living conditions*. Kättesaadav: <https://www.ssb.no/en/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/bo/hvert-3-aar>, 20.03.2020.
- Uiga, M. H. (2020). *Bakalaureusetöö algandmed*. Kättesaadav: <https://docs.google.com/spreadsheets/d/1oKdq4FJatPSWW4a1YKWg36ULpFti4ZHOJH4fr2Nq0Lg/edit?usp=sharing>, 09.05.2020.

- Vosen, S., Schmidt, T. (2011). Forecasting private consumption: survey-based indicators vs. Google Trends. *Journal of Forecasting*, 30, 565-578.
- Wang, Y., Wang, S., Li, G., Zhang, H., Jin, L., Su, Y., Wu, K. (2017). Identifying the determinants of housing prices in China using spatial regression and the geographical detector technique. *Applied Geography*, 79, 26-36.
- Werczberger, E. (1997). Home ownership and rent control in Switzerland. *Housing Studies*, 12 (3), 337-353.

LISAD

Lisa 1. Ramsey's RESET test – Šveits

Auxiliary regression for RESET specification test
OLS, using observations 1995:1-2019:3 (T = 99)
Dependent variable: C_CH

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.143653	0.138795	1.035	0.3033
GDP_CH	0.139819	0.201768	0.6930	0.4900
I_CH	0.0368254	0.0851314	0.4326	0.6663
yhat ²	1.66138	1.70589	0.9739	0.3326
yhat ³	-1.22886	1.12575	-1.092	0.2778

Test statistic: $F = 0.648656$,
with p-value = $P(F(2,94) > 0.648656) = 0.525$

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 2. Ramsey's RESET test – Norra

Auxiliary regression for RESET specification test
OLS, using observations 1980:2-2019:3 (T = 158)
Dependent variable: C_NO

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-1.28415	0.915006	-1.403	0.1625	
KV_NO	-0.679681	0.314483	-2.161	0.0322	**
GDP_NO	-1.01567	0.473440	-2.145	0.0335	**
I_NO	-0.610686	0.281011	-2.173	0.0313	**
yhat^2	4.66525	1.95074	2.392	0.0180	**
yhat^3	-0.864483	0.384241	-2.250	0.0259	**

Test statistic: $F = 3.277950$,
with p-value = $P(F(2,152) > 3.27795) = 0.0404$

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 3. Doornik-Hanseni test – Šveits

Frequency distribution for uhat7, obs 60-158
number of bins = 9, mean = 9.98079e-17, sd = 0.309321

interval	midpt	frequency	rel.	cum.	
< -0.64000	-0.73763	3	3.03%	3.03%	*
-0.64000 - -0.44475	-0.54238	4	4.04%	7.07%	*
-0.44475 - -0.24950	-0.34713	13	13.13%	20.20%	****
-0.24950 - -0.054250	-0.15188	21	21.21%	41.41%	*****
-0.054250 - 0.14100	0.043376	24	24.24%	65.66%	*****
0.14100 - 0.33625	0.23863	22	22.22%	87.88%	*****
0.33625 - 0.53150	0.43388	10	10.10%	97.98%	***
0.53150 - 0.72676	0.62913	1	1.01%	98.99%	
>= 0.72676	0.82438	1	1.01%	100.00%	

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 0.205 with p-value 0.90275

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 4. Doornik-Hanseni test – Norra

Frequency distribution for uhat1, obs 1-158
number of bins = 13, mean = 8.83962e-16, sd = 1.14796

interval	midpt	frequency	rel.	cum.
< -2.6843	-2.9452	1	0.63%	0.63%
-2.6843 - -2.1625	-2.4234	4	2.53%	3.16%
-2.1625 - -1.6407	-1.9016	11	6.96%	10.13% **
-1.6407 - -1.1189	-1.3798	15	9.49%	19.62% ***
-1.1189 - -0.59707	-0.85798	13	8.23%	27.85% **
-0.59707 - -0.075269	-0.33617	25	15.82%	43.67% *****
-0.075269 - 0.44654	0.18563	30	18.99%	62.66% *****
0.44654 - 0.96834	0.70744	28	17.72%	80.38% *****
0.96834 - 1.4901	1.2292	18	11.39%	91.77% ****
1.4901 - 2.0120	1.7511	9	5.70%	97.47% **
2.0120 - 2.5338	2.2729	2	1.27%	98.73%
2.5338 - 3.0556	2.7947	1	0.63%	99.37%
>= 3.0556	3.3165	1	0.63%	100.00%

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 0.726 with p-value 0.69570

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 5. Heteroskedastiivsuse test – Šveits

White's test for heteroskedasticity
OLS, using observations 1995:1-2019:3 (T = 99)
Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.100568	0.0213462	4.711	8.60e-06	***
GDP_CH	-0.0225198	0.0312773	-0.7200	0.4733	
I_CH	0.0478222	0.0233599	2.047	0.0435	**
sq_GDP_CH	-0.0200529	0.0165476	-1.212	0.2286	
X2_X3	0.00762806	0.0197015	0.3872	0.6995	
sq_I_CH	-0.0130514	0.00808273	-1.615	0.1098	

Unadjusted R-squared = 0.082328

Test statistic: $TR^2 = 8.150442$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 8.150442) = 0.148137$

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 6. Heteroskedastiivsuse test – Norra

White's test for heteroskedasticity
OLS, using observations 1980:2-2019:3 (T = 158)
Dependent variable: uhat²

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.286707	0.401264	0.7145	0.4760	
KV_NO	0.122819	0.0987351	1.244	0.2155	
GDP_NO	-0.172801	0.243788	-0.7088	0.4796	
I_NO	0.160255	0.134165	1.194	0.2342	
sq_KV_NO	0.0122321	0.0116173	1.053	0.2941	
X2_X3	-0.0830056	0.0386566	-2.147	0.0334	**
X2_X4	-0.00440525	0.0103487	-0.4257	0.6710	
sq_GDP_NO	0.0141226	0.0638168	0.2213	0.8252	
X3_X4	0.0417894	0.0243481	1.716	0.0882	*
sq_I_NO	-0.00496925	0.00836751	-0.5939	0.5535	

Unadjusted R-squared = 0.148159

Test statistic: $TR^2 = 23.409129$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 23.409129) = 0.005340$

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 7. Multikollineaarsuse test – Šveits

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

```
GDP_CH    1.000
I_CH      1.000
```

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

variance proportions

```
lambda    cond    const  GDP_CH  I_CH
2.023     1.000    0.096  0.097   0.098
0.651     1.762    0.001  0.458   0.549
0.326     2.492    0.903  0.444   0.354
```

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0.325718)
cond = condition index
note: variance proportions columns sum to 1.0

According to BKW, cond ≥ 30 indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices ≥ 30 : 0
Count of condition indices ≥ 10 : 0

No evidence of excessive collinearity

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 8. Multikollineaarsuse test – Norra

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

KV_NO	1.016
GDP_NO	1.001
I_NO	1.016

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

variance proportions

lambda	cond	const	KV_NO	GDP_NO	I_NO
2.196	1.000	0.051	0.034	0.067	0.051
0.902	1.560	0.002	0.898	0.037	0.018
0.734	1.730	0.028	0.006	0.876	0.065
0.168	3.618	0.919	0.062	0.019	0.866

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0.167748)
cond = condition index
note: variance proportions columns sum to 1.0

According to BKW, cond ≥ 30 indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices ≥ 30 : 0
Count of condition indices ≥ 10 : 0

No evidence of excessive collinearity

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 9. Autokorrelatsiooni test – Šveits

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 4
OLS, using observations 1995:1-2019:3 (T = 99)
Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.00868169	0.0453382	-0.1915	0.8486
GDP_CH	0.0159344	0.0531781	0.2996	0.7651
I_CH	0.00124940	0.0245281	0.05094	0.9595
uhat_1	0.0780430	0.105973	0.7364	0.4633
uhat_2	-0.186732	0.108101	-1.727	0.0875 *
uhat_3	0.145111	0.104819	1.384	0.1696
uhat_4	-0.0948888	0.106067	-0.8946	0.3733

Unadjusted R-squared = 0.052540

Test statistic: LMF = 1.275438,
with p-value = $P(F(4,92) > 1.27544) = 0.285$

Alternative statistic: $TR^2 = 5.201487$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 5.20149) = 0.267$

Ljung-Box $Q' = 4.15539$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 4.15539) = 0.385$

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 10. Autokorrelatsiooni test – Norra

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 4
OLS, using observations 1980:2-2019:3 (T = 158)
Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.0181756	0.168669	0.1078	0.9143	
KV_NO	-0.00594631	0.0320393	-0.1856	0.8530	
GDP_NO	0.0256228	0.0735719	0.3483	0.7281	
I_NO	-0.00419222	0.0193298	-0.2169	0.8286	
uhat_1	-0.189519	0.0827811	-2.289	0.0235	**
uhat_2	0.0775480	0.0844716	0.9180	0.3601	
uhat_3	0.179612	0.0844547	2.127	0.0351	**
uhat_4	0.0507090	0.0825973	0.6139	0.5402	

Unadjusted R-squared = 0.064830

Test statistic: LMF = 2.599681,
with p-value = $P(F(4,150) > 2.59968) = 0.0384$

Alternative statistic: $TR^2 = 10.243213$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 10.2432) = 0.0365$

Ljung-Box $Q' = 9.32974$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 9.32974) = 0.0534$

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 11. Lõplik Norra mudel koos testide tulemustega

Model 8: OLS, using observations 1980:2-2019:3 (T = 158)

Dependent variable: C_NO

HAC standard errors, bandwidth 4 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.843064	0.112279	7.509	<0.0001	***
KV_NO	0.105040	0.0292785	3.588	0.0004	***
I_NO	0.0913270	0.0223632	4.084	<0.0001	***
Mean dependent var	1.553824	S.D. dependent var		1.256240	
Sum squared resid	208.6315	S.E. of regression		1.160176	
R-squared	0.157956	Adjusted R-squared		0.147091	
F(2, 155)	13.55433	P-value(F)		3.76e-06	
Log-likelihood	-246.1523	Akaike criterion		498.3045	
Schwarz criterion	507.4923	Hannan-Quinn		502.0358	
rho	-0.172252	Durbin-Watson		2.344161	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 153) = 1.22947$

with p-value = $P(F(2, 153) > 1.22947) = 0.29532$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 0.411944$

with p-value = 0.813856

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $LM = 14.0708$

with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 14.0708) = 0.0151656$

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: $LMF = 2.28801$

with p-value = $P(F(4, 151) > 2.28801) = 0.0625202$

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 12. Multikollineaarsuse test – lõplikus Norra mudelis

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

```
KV_NO    1.016
I_NO     1.016
```

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

variance proportions

```
lambda    cond    const    KV_NO    I_NO
2.125     1.000    0.056    0.077    0.058
0.706     1.735    0.019    0.819    0.091
0.169     3.544    0.925    0.103    0.851
```

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0.169202)
cond = condition index
note: variance proportions columns sum to 1.0

According to BKW, cond ≥ 30 indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

```
Count of condition indices  $\geq 30$ : 0
Count of condition indices  $\geq 10$ : 0
```

No evidence of excessive collinearity

Allikas: autori koostatud FRED (2020) andmebaaside põhjal

Lisa 13. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Marie-Helene Uiga,

1. annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Kinnisvarahindade mõju eratarbimisele Šveitsi ja Norra näitel“, mille juhendaja on Signe Rosenberg,

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

1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks TalTechi veebikeskkonna kaudu, sealhulgas TalTechi 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.

¹*Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil.*