

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Karin Kasak

**KINNISVARALISE JÕUKUSE MÕJU TARBIMISELE LÄÄNE-
JA LÕUNA-EUROOPA RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peaeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2022

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 6037 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Karin Kasak

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 194043TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: karinkasak@windowslive.com

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	6
1. TEOORIA JA VARASEM EMPIIRILINE KIRJANDUS	8
1.1. Kinnisvaraturu olemus.....	8
1.2. Kinnisvaraline jõukus	8
1.3. Tarbimine	10
1.4. Varasem empiiriline kirjandus.....	11
1.4.1. Kinnis- ja finantsvaraline jõukus	11
1.4.2. Lääne-Euroopa.....	12
1.4.3. Lõuna-Euroopa	13
2. ANDMED JA METOODIKA	14
2.1. Kasutatavad andmed.....	14
2.2. Rakendatavad meetodid.....	17
3. ANALÜÜS, TULEMUSED JA JÄRELDUSED	20
3.1. Lääne-Euroopa riikidegrupi andmeanalüüs ja tulemused	20
3.2. Lõuna-Euroopa riikidegrupi andmeanalüüs ja tulemused	22
3.3. Järeldused	24
KOKKUVÕTE	27
SUMMARY	29
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	32
Campbell, J. Y., Mankiw, N. G. (1989). Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. <i>NBER Macroeconomics Annual</i> , 4, 185-216.....	32
LISAD	35
Lisa 1. LLC-testi tulemused Lääne-Euroopa riikidegrupi esialgsete andmetega.....	35
Lisa 2. LLC-testi tulemused Lääne-Euroopa riikidegrupi andmetega peale esimest järku diferentsi võtmist	37
Lisa 3. Lääne-Euroopa riikidegrupi korrelatsioonikordajate p-väärtused	38
Lisa 4. Lääne-Euroopa riikidegrupi ühendatud mudel	39
Lisa 5. Lääne-Euroopa riikidegrupi FE mudel koos testidega	40
Lisa 6. Lääne-Euroopa riikidegrupi RE mudel.....	41

Lisa 7. LLC-testi tulemused Lõuna-Euroopa riikidegrupi esialgsete andmetega	42
Lisa 8. LLC-testi tulemused Lõuna-Euroopa riikidegrupi andmetega peale esimest järku diferentsi võtmist	44
Lisa 9. Lõuna-Euroopa riikidegrupi korrelatsioonikordajate p-väärtused	45
Lisa 10. Lõuna-Euroopa riikidegrupi ühendatudmudel.....	46
Lisa 11. Lõuna-Euroopa riikidegrupi FE mudel koos testidega.....	47
Lisa 12. Lõuna-Euroopa riikidegrupi logaritmitud andmetega RE mudel koos testidega	48
Lisa 13. Lõuna-Euroopa riikidegrupi kohandatud standardvigadega RE mudel koos testidega	49
Lisa 14. Lõuna-Euroopa riikidegrupi RE mudel	50
Lisa 15. Lihtlitsents	51

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kuidas mõjutab kinnisvaraline jõukus tarbimist Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikide seas perioodil 1997. aasta esimene kvartal kuni 2020. aasta neljas kvartal. Eesmärgist lähtuvalt otsitakse töös vastust kolmele uurimisküsimusele:

- 1) Kas kinnisvaraline jõukus omab Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides mõju tarbimisele?
- 2) Kui palju ja millise määrgiga kinnisvaraline jõukus Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides tarbimist mõjutab?
- 3) Kas kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele on Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides erinev?

Kinnisvaralise jõukuse mõju hindamiseks uuriti töös kinnisvara hinnaindeksi näitajat. Lisaks kaasati ka aktsiaturuindeks, SKT elaniku kohta ning pikaajaline reaalne intressimäär. Andmed pärinevad Investing, OECD ja FRED andmebaasidest.

Töös viidi läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüsid kasutades programme *Gretl* ja *MS Excel*. Eesmärgi saavutamiseks oli vajalik leida mõlemale riikidegrupile sobilik mudel. Selleks testiti nii ühendatud, fikseeritud efektidega kui ka juhuslike efektidega mudelit. Mõlema grupi puhul osutus parimaks mudeliks fikseeritud efektidega mudel, kus sõltuvaks muutujaks oli erasektori lõpptarbimiskulud ning sõltumatuteks muutujateks kinnisvara hinnaindeks, aktsiaturuindeks, pikaajaline intressimäär ning SKT elaniku kohta.

Mudelite interpreteerimisel selgus, et mõlema riikidegrupi mudelis oli kinnisvara hinnaindeks statistiliselt oluline nivool 0,05. Mõju on uuritavate gruppide näol veidi erinev. Ühe indekspunktiline kinnisvarahindade kasv viib Lääne-Euroopa riikides tarbimise kasvuni 43,57 euro võrra ning Lõuna-Euroopas veidi vähem 15,54 eurose kasvuni. Käesolevas bakalaureusetöös näitasid tulemused seega, et kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele on Lääne-Euroopa riikides suurem kui Lõuna-Euroopas.

Võtmesõnad: Erasektori lõpptarbimiskulud, kinnisvara hinnaindeks

SISSEJUHATUS

Tänapäeva majandus on üles ehitatud nõudlusele ja pakkumisele. Nõudlust mõjutavad eelkõige tarbijad oma soovide ja käitumismustritega. Seega on tarbijate käitumise mõistmine majanduse toimimise seisukohalt oluline. Tänu sellele saavad esiteks ettevõtted teha paremini finantsprognose ning otsustada, kuidas oma tooteid ja teenuseid müüa, et rahuldada nõudlust võimalikult optimaalselt. Teiseks aitab tarbijate käitumise mõistmine hinnata majanduse olukorda ning teha majandusprognose. Näiteks, kui tarbijatel on rohkem ostujõudu, võib eeldada, et majandusel läheb üldises plaanis hästi, kui majandus on aga languses, täheldatakse inimestes tarbimiskindluse kadumist.

Antud töös uuritakse reaalandmetel põhinevat empiirilist probleemi ehk ühte võimalikku mõjutegurit tarbimisele - kinnisvaralist jõukust. See aitab, läbi tarbimisele omava mõju uurimise, aru saada, kas üldse ja kui oluline on kinnisvara omamine tänapäeval inimeste jaoks. Kas inimesed tunnevad end jõukamana ja hakkavad rohkem tarbima, kui nende omatud kinnisvara väärtus kasvab? Töös on keskendutud kahele erinevale piirkonnale – Lääne- ja Lõuna-Euroopa. Lääne-Euroopa riikide seast uuritakse Saksamaad, Prantsusmaad ja Hollandit ning Lõuna-Euroopast Itaaliat, Hispaaniat ja Kreekat. Nimetatud kahe riikide grupi võrdlemine võimaldab saada ülevaate, kuidas tarbimine kahes regioonis erineb ja kas kinnisvaraline jõukus omab ühesugust mõju tarbimisele mõlemas Euroopa piirkonnas.

Käesoleva töö eesmärk on välja selgitada, kuidas kinnisvaraline jõukus mõjutab tarbimist Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikidegruppide näitel. Eesmärgi täitmiseks otsitakse töös lahendust järgmistele uurimisküsimustele:

- 1) Kas kinnisvaraline jõukus omab Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides mõju tarbimisele?
- 2) Kui palju ja millise määrgiga kinnisvaraline jõukus Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides tarbimist mõjutab?
- 3) Kas kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele on Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides erinev?

Töö eesmärgi saavutamiseks ja püstitatud uurimisküsimustele vastuse leidmiseks viiakse läbi järgnevad uurimisülesanded:

- 1) anda ülevaade teoreetilisest ja empiirilisest kirjandusest;
- 2) koguda sobilikud andmed usaldusväärsetest allikatest;
- 3) viia läbi kogutud andmetega korrelatsioon- ja regressioonanalüüsid.

Püstitatud uurimisküsimustele vastamiseks ja töö eesmärgi saavutamiseks kasutatakse kvantitatiivseid meetodeid. Lõputöös kasutatavad andmed pärinevad FRED ja OECD andmebaasidest. Riikide gruppide andmeid kasutatakse paneelandmetena. Andmed on esitatud kvartaalselt 1997Q1-2020Q4. Antud periood valiti, arvestades kõikide riikide andmete kättesaadavust. Valimi suurus on 576. Andmetega viiakse läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüs programmis *Gretl* ja *MS Excel*. Sõltuvaks muutujaks on erasektori lõpptarbimiskulutused ning sõltumatuteks muutujaks kinnisvarahinna indeks, aktsiaturu S&P 500 indeks, pikaajaline intressimäär ja SKT elaniku kohta. Paneelandmete modelleerimiseks kasutatakse esiteks ühendatud mudelit hariliku vähimruutude meetodiga, selleks teostatakse ka erinevaid teste, et kontrollida vajalikke eeldusi. Lisaks testitakse, kas sobilikum on fikseeritud efektiga mudel või juhuslike efektidega mudel.

Käesolev töö jaguneb kolmeks suuremaks peatükiks. Esimeses peatükis avatakse töö taustaga seonduvaid valdkondi ehk selgitatakse kinnisvaraturu olemust, kinnisvaralist jõukust, tarbimist ning seda mõjutavaid tegureid. Lisaks antakse ülevaade varasemast empiirilisest kirjandusest. Teises peatükis kirjeldatakse töös kasutatavaid andmeid ja antakse ülevaade kasutatavatest analüüsimeetoditest. Kolmandas peatükis esitatakse andmeanalüüsi teel saadud tulemused, nende põhjal esitatakse vastused püstitatud uurimisküsimustele ja tehakse järeldused.

1. TEOORIA JA VARASEM EMPIIRILINE KIRJANDUS

Antud peatükis keskendutakse töö teoreetilise tausta avamisele: antakse ülevaade kinnisvaraturu olemusest, kinnisvaralisest jõukusest ning tarbimisest. Lisaks tutvustatakse tööga seonduvat varasemat empiirilist kirjandust.

1.1. Kinnisvaraturu olemus

Kinnisvaraturg kujutabki endast, sõna otseses mõttes, turgu kinnisvarale, mida ostetakse ja müüakse, kas otse ostjale või maaklerite kaudu. See toob kokku erinevad sihtrühmad: kinnisvara müüvad majaomanikud, üüri pinda otsivad üürnikud, kinnisvara vahendavad maaklerid, teenimiseks võimalust otsivad investorid jne. Taolist tõlgendust võib laiendada nii eluaseme-, kontori-, jaemüügi- kui ka tööstuspindadele. (Goodman, Thibodeau 1998)

Nagu aktsiaturgudel, esineb ka kinnisvaraturul tõuse, langusi, buume ja krahhe. Viimane suurim krahh leidis aset aastatel 2007-2009 kui USA-s lõhkes eluasememull. Ka käesoleva bakalaureusetöö kirjutamise ajal, aastal 2022, arutletakse võimaliku krahhi üle, sest kinnisvaraturg on pikalt olnud väga kuum – hinnad on laes ja nõudlus suur.

1.2. Kinnisvaraline jõukus

Kinnisvara omamine on üks jõukuse kogumise vormidest. Kinnisvaral võib aga olla ka rohkem kui üks eesmärk – see võib olla nii jõukuse kogumise ja investeerimise vahend kui ka tarbimiskaup eluaseme näol. Seda on oluline meeles pidada, sest lähtuvalt eesmärgist on vastavalt mõjutatud ka majapidamiste varaline jõukus ja tarbimisotsused. (Bostic *et. al* 2009)

Selleks aga, et hinnata kinnisvaralist jõukust, on eelkõige vaja määrata ka kinnisvara hind. Väärtuse määramiseks on mitmeid erinevaid meetodeid ja teooriaid. Näiteks kasutatakse tihtipeale teaduslikke meetodeid ning lisaks praktilisi kaalutlusi, mis hõlmavad endas kohaliku turu riske,

sealseid rahavooge ja maksu soodustusi ning kinnisvarakeskset fundamentaalanalüüsi. (Kahr, Thomsett 2005) Kinnisvaralise jõukusega on seotud rikkuse efekt, kus kinnisvara hindade kallinemine ehk varade väärtuse kasv toob majaomanike seas kaasa tarbimiskulutuste kasvu. Seda eelkõige kui kinnisvara omatakse investeerimisvarana ja tekib kapitalitulu. Inimesed tunnevad end rikkamana ja ei tunne kohest vajadust säästa, mistõttu võidakse osta asju, mida tavaliselt ei ostetaks. Samas praegused majaomanikud ei pruugi tajuda, et neile oleks kogunenud lisarikkust, sest tihtipeale kaasnevad kinnisvarahindade tõusuga ka eluaseme tarbimise kulud ning kuna eluasemeteenuseid vajatakse ka edaspidi, ei hakata muid kaupu ja teenuseid rohkem tarbima. Ka potentsiaalsetele koduostjatele võib eluasemehindade tõus mõjuda vastupidiselt, vähendatakse muude kaupade tarbimist, et säästa tulevase kodu ostuks. Teisest küljest võib eluasemehindade tõus oma kodu ostmist ka hoopis edasilükata, ootuses, et hinnad langeks. Selline käitumine leibkondade tasemel mõjutab oma korda ka üleüldist riigi makromajanduslikku taset ja majanduse kasvuväljavaateid. (Zhou *et al.* 2016)

Lisaks kinnisvaralisele jõukusele on olemas ka finantsiline jõukus, mille alla kuuluvad likviidsemad finantsvarad nagu aktsiad, väärtpaberid, võlakirjad ja hoiused. Kinnis- ja finantsvara koos moodustavad enamike leibkondade portfoolio. Kinnisvara on üks peamisi rikkuse kogumise ja jaotumise vahenditest ja moodustab leibkondade portfooliost tavaliselt suurima vara. Kuna seda saab omandada võimendusega on kinnisvara soetamine väga populaarne, sest nii saavad ka nooremad leibkonnad, kellel on madalam sissetulek ja vähem varasid, enda rikkust suurendada. Kuid võimenduse tõttu on ka eluaseme võlg majapidamistel tavaliselt suurim kohustus. (Causa *et al.* 2019)

Eluase on oluline kogu elutsükli jooksul ning seda pärandatakse ka edasi põlvkondade vahel, mistõttu süvendab see varanduslikku ebavõrdsust eos. On täheldatud, et madala koduomandimääraga riikides on suur varanduslik ebavõrdsus, isegi kui sissetulekute ebavõrdsus on väike. (Causa *et al.* 2019) Koduomandimäär mõjutab kogu säästmise määra, seetõttu erineb koduomanike säästmiskäitumine üürnike omast (Hochguertel, van Soest 2001). Koduomandimäära mõõdetakse omanike kasutuses olevate eluruumide osakaaluna (Statista Research Department 2021). Tabelis 1 on võrdluseks toodud käesolevas töös uuritud riikide koduomandimäärad 2019. aasta seisuga.

Tabel 1. Koduomandimäär 2019. aastal

Riik	Koduomandimäär (%)
Holland	68,9%
Prantsusmaa	64,1%
Saksamaa	51,1%
Hispaania	76,2%
Itaalia	72,4%
Kreeka	75,4%

Allikas: Statista Research Department (2021), autori koostatud

Tabelist on näha, et koduomandimäär on madalam Lääne-Euroopa riikides (Holland, Prantsusmaa, Saksamaa) ning kõrgem Lõuna-Euroopa riikides (Hispaania, Itaalia, Kreeka). Võib järeldada, et Lääne-Euroopa riikides eelistab rohkem inimesi elamisvõimalusi üürida kui ise omada, võrreldes Lõuna-Euroopa riikide elanikega, kus oma kodu omamine on populaarsem. Andmetest on näha, et madalaim koduomandimäär, 51%, on Saksamaal. Põhjuseks võib olla sealne eluasemepoliitika, mis loob pigem stiimuleid üürimiseks. Nimelt kaasnevad Saksamaal kinnisvara ostmisega kõrged maksud. (Kaas *et al* 2020) Kuna riikide koduomandimäärades on üpris suured erinevused, võib arvata, et seetõttu on riigiti ka leibkondade tarbimiskäitumised erinevad.

1.3. Tarbimine

Tarbimine on kodanike heaolu üks põhilisi näitajaid. Kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused koosnevad otsetarbimiseks mõeldud kaupadele ja teenustele tehtud kulutustest. Umbes poole leibkondade kogukuludest moodustab eluase, energia, transport ja toit. Tarbimist mõjutavad mitmed tegurid, eelkõige majanduse üldine käekäik. Varasematest uuringutest on näha, et kogu Euroopas vähenes majapidamiste tarbimine märkimisväärselt finantskriisi ajal 2008-2009. aastatel. (Gerstberger, Yaneva 2013) Ka koroonakriis omas leibkondade tarbimisharjumustele märkimisväärset mõju. On leitud, et COVID-19 vähendas 2020. aastal Euroopa leibkondade tarbimist keskmiselt 8%. Kulutused langesid järeseimalt Maltal (22%), Hispaanias (15,8%) ja Kreekas (15,6%). Väikseimad langused olid Slovakkias (2,3%) ja Taanis (2,4%). (Broom 2021)

Mitmed autorid (Kishor 2007; Benjamin *et al.* 2004; Hamburt *et al.* 2008) viitavad, et eluase võib pakkuda tarbimiskindlust ja seetõttu mõjutada tarbimisharjumusi teisiti kui rahaline rikkus. Eelnevas alapeatükis kirjeldatud jõukuse efekt avaldub vaid juhul, kui tarbijate varade väärtus suureneb ja tarbijad ka mõistavad oma kasu. On erinevaid käitumuslikke võimalusi, kuidas

tarbimine läbi rikkuse tajumise mõjutatud on. Esiteks kuna kinnisvaral ei ole reaalselt hinnasilti küljes, ei pruugi inimesed oma eluaseme või kinnisvara väärtuse kasvu tajuda sama hästi kui näiteks aktsiate või muu finantsvaraga. Kuid majandusteooria järgi peaks tarbimine pigem reageerima püsivatele jõukuse muutustele, seega ei tohiks tarbimist pikas perspektiivis mõjutada ka ajutise nähtusena näiteks börsi pulliturg ning ka sellele järgnevad korrektsioonid. (Hamburg *et al.* 2008) Teine tarbimist mõjutav käitumuslik tava on, et leibkonnad hoiavad erinevaid varasid vaimselt justkui erinevatel kontodel. Seetõttu reageerivad nad ka muutustele erinevalt. Näiteks kapitalikasumi suurenemine dollari võrra võib tunduda vähem oluline kui muutus olemasolevates rikkustes, sest aktsiate ja eluaseme kapitalikasum on suures osas ettenägematu ja sellesse suhtutakse kui ootamatusse tulusse. (Bostic *et al.* 2009)

1.4. Varasem empiiriline kirjandus

Järgnevalt on räägitud varasemasest empiirilisest kirjandusest, on välja toodud kinnis- ja finantsvaralise jõukuse erinev mõju tarbimisele. Lisaks on kajastatud antud töös uuritavate riikide kohta tehtud uurimused ja saadud tulemused.

1.4.1. Kinnis- ja finantsvaraline jõukus

Arenenud riikides on eluase suur investeering leibkondade portfoolis, mis on peale arveldus- ja säästukontosid üks populaarsemaid varasid. Kodumajapidamiste kinnisvarasse investeeritavate varade osakaal varieerub näiteks 47%-st Saksamaal, 56%-st Prantsusmaal ja 58%-st Hispaanias kuni 66%-ni Itaalias. (Arrondel, Lefebvre 2001) Saksamaal on kinnisvarasse investeeritavate varade osakaal pigem madal, põhjus võib olla sama, mis Saksamaa madalal koduomamismääral, ehk kõrged maksud, mis kaasnevad kinnisvara ostmisega.

Mitmetes majanduskirjanduslikes uurimustes valitseb üksmeel, et tarbimiskulutused määrab ühe tegurina leibkonna rikkus. Nimelt iga dollari kohta, mille võrra rikkus suureneb, peaks tarbimine kasvama 2-10 senti võrra (Poterba 2000; Juster *et al.* 1999; Engelhardt 1996).

Varasemalt on tehtud mitmeid empiirilisi uurimusi kinnisvaralise jõukuse ja tarbimise vahelise seose kohta. Näiteks uuris Kishor (2007) Ameerika Ühendriikide näitel, kas tarbimist mõjutab rohkem eluasemerikkus või finantsvaraline rikkus ja leidis, et eluasemerikkuse kasv 1 dollari võrra suurendab tarbimist 7 senti võrra, kuid finantsvaralise jõukuse kasv 1 dollari võrra suurendab

tarbimist vaid 3 sendi võrra. Sarnastele tulemustele, küll paari sendiliste erinevustega, on jõudnud ka varasemad teised autorid, kes on samuti uurinud kinnisvaralise ja finantsilise jõukuse erinevat mõju tarbimisele USA majanduses (Benjamin *et al.* 2004).

Loetud kirjanduse põhjal võib järeldada, et võrreldes kinnis- ja finantsvaralist jõukust, omab tarbimisele suuremat mõju kinnisvaraline jõukus. Käesolevas bakalaureusetöös uurib autor, kas jõuab samuti samale järeldusele.

1.4.2. Lääne-Euroopa

Kuna kinnisvara on üks populaarsemaid varasid, omab ka Prantsusmaal vähemalt 61% majapidamistest ühte eluruumi (Arrondel, Lefebvre 2001). Perioodi 1987-2006 andmeid kasutades Prantsusmaa kohta tehtud uurimuses jõuti järeldusele, et kodumajapidamiste püsiv koguvara suurenemine 1 euro võrra toob kaasa kogutarbimise suurenemise keskmiselt 1 sendi võrra. Leiti, et suurem mõju on finantsrikkuse muutusel kui eluasemejõukuse muutusel. Nimelt leiti, et tarbimise pikaajaline elastsus on eluasemeefekti suhtes väga nõrk, maksimaalselt 6% ehk marginaalne tarbimise piirkalduvus on 2 senti. Pikaajaline elastsus finantsrikkuse suhtes on aga 10% ehk marginaalne tarbimise piirkalduvus on 4 senti. Töö tulemusi võrreldi ka Ühendkuningriikide ja USA-ga. Leiti, et Prantsusmaal on rikkuse mõju tarbimisele väiksem kui neis kahes riigis ning tulemused sarnanevad pigem Itaalias täheldatule. (Chauvin, Damette 2010)

Saksamaa põhjal tehtud uuring, perioodi 1980-2003 andmetega, tarbimise ja jõukuse suhte kohta on jõudnud tulemusel, et tarbimine reageerib valdavalt püsivatele šokkidele. Kuid näib, et Saksamaa eratarbimise peamiseks liikumapanevaks jõuks on pigem püsivad šokid sissetulekutes, mitte niivõrd jõukuses. Täpsemalt jõuti järeldustele, et varade rikkuse 1 eurone kasv toob kaasa tarbimiskulutuste kasvu umbes 4-5 eurosendi võrra. (Hamburg *et al.* 2008) Antud artiklis kinnis- ja finantsvaralise jõukuse mõju ei eristatud.

Hollandi kinnisvaralise jõukuse ja tarbimise kohta on empiirilisi uuringuid vähe. Ühes uurimuses (Slacalek 2009) on täheldatud, et USA, Belgia ja Holland on ainsad riigid, kus finantsiline jõukus ületab kinnisvaralise jõukuse. See viitab autori sõnul sellele, et riikides, kus kinnisvaraline jõukus on suurem, on ka mõju tarbimisele suurem. On hinnatud, et tarbimise piirkalduvus suureneb eluasemejõukusest tingitud kasvust Hollandis 5-8 sendi võrra (Bover 2005).

Varasemate uuringute põhjal võib kokkuvõttes öelda, et kinnisvaraline jõukus mõjutab tabimist positiivselt, see tähendab, et kinnisvaralise jõukuse kasvades suureneb ka tarbimine. Lääne-Euroopa riikides, Saksamaa, Prantusmaa, Holland, jääb tarbimise suurenemine vahemikku 4-8 euro senti.

1.4.3. Lõuna-Euroopa

Vaadeldes Lõuna-Euroopa piirkondi, esiteks Itaaliat, on leitud, et eluaseme reaalse netorikkuse suurenemine mõjutab kõige enam sealseid vanemaid leibkondi, kes on vähem mõjutatavad tuleviku kõrgemast rendist. Seevastu nooremate leibkondade tarbimine ei ole kinnisvara hindadest nii mõjutatud. Näiteks kui eluaseme hind tõusis 1000 euro võrra, kasvas vanemate majapidamiste tarbimine 26 euro võrra, kuid nooremate oma ainult 11 euro võrra. (Calcagno *et al.* 2009)

Hispaanias on 84,48% leibkondadest oma peamise elukoha omanik, 11,31% omab veel teisest eluruumi ja vaid 1,97% omab lisaks eluruumi väljaüürimiseks. Taoline jaotumine viitab, et leibkonnad eelistavad investeerida kinnisvarasse, mis samal ajal rahuldab ka nende eluasemevajadusi. (Arrondel *et al.* 2010) Lisaks on Hispaania kohta täheldatud, et jõukus on ühtlasemalt jaotunud kui sissetulekud ning samas on kinnisvaraline jõukus ühtlasem võrreldes finantsvaralise jõukusega (Azpitarte 2010) On leitud, et Hispaanias jääb tarbimise piirkalduvuse suurenemine eluasemejõukuse kasvu tõttu vahemikku 1-2 senti (Bover 2005).

Kreeka kohta läbiviidud uurimuses aastate 2000-2014 kohta on jõutud tulemustele, et pikas perspektiivis esineb positiivne jõukuse efekt. Nii finants- kui ka eluasemerikkus mängivad tarbimises olulist rolli, kusjuures eluasemejõukuse tähtsus on suurem kui rahalise jõukuse oma. Nimelt näitasid tulemused, et kinnisvaraline jõukus on oluline nivool 1%, kuid finantsvaraline jõukus nivool 5%. (Athanasassiou, Tsouma 2015)

Varasemad uurimused Lõuna-Euroopa riikide kohta on jõudnud sarnasele tulemusele nagu Lääne-Euroopa riikide põhjal tehtud uurimused, ehk kinnisvaraline jõukus mõjutab tarbimist positiivselt. Lõuna-Euroopa riikide, Hispaania, Itaalia, Kreeka, seas on mõju tarbimisele veidi väiksem kui Lääne-Euroopa riikide seas, jäädes vahemikku 1-2 euro senti.

2. ANDMED JA METOODIKA

Antud peatükis on täpsemalt kirjeldatud töös kasutatavaid andmeid ja metoodikat. Peatükk on jaotatud kaheks alapeatükiks: esimeses antakse ülevaade kasutatavatest andmetest ning teises avatakse metoodikat.

2.1. Kasutatavad andmed

Andmete valikul on töös tuginetud varasemale kirjandusele. Mitmetes töödes (Kishor 2007; Benjamin *et al.* 2004), kus on uuritud jõukuse mõju tarbimisele, on võrreldud nii kinnisvaralist jõukust kui ka finantsvaralist jõukust, ehk sõltumatute muutujatena on kaasatud nii kinnisvarahinna indeks kui ka aktsiaturu indeks. Seega on käesolevas töös üheks sõltumatuks muutujaks võetud kinnisvarahinna indeks, mille andmed pärinevad OECD andmebaasist, kus baasaastaks on 2015=100. Andmed olid juba esitatud reaalsetena ning vajalik ei olnud ka sesoonne korrigeerimine. Teiseks muutujaks on võetud aktsiaturu indeks, S&P 500, andmed pärinevad *Investing* veebilehe andmebaasist. Vajalik oli bakalaureusetöö autori poolne korrigeerimine tarbijahinnaindeksiga, et saada reaalsed andmed, sesoonne korrigeerimine vajalik ei olnud. Ka näiteks Hau (2011) on oma töös kasutanud aktsiaturu indeksina S&P 500 indeksit, et uurida finantsvaralist jõukust ja tarbimist.

Üldist tarbimist ning ka kinnisvara ostmist ja omamist mõjutab otseselt ka keskpankade poolt määratud intressimäär. Kui intressimäärad on kõrgemad, võib eeldada, et inimesed tarbivad vähem, kui aga intressimäärad on madalamad, on ka tarbimine lihtsustatud ja soositud. Käesolevas bakalaureusetöös on kasutatud pikaajalist intressimäära. Oma töös on pikaajalist intressimäära kasutanud näiteks Jansen (2013), kes uuris jõukuse efekti tarbimisele finantskriisi ajal. Andmed pikaajalise intressimäära kohta pärinevad OECD andmebaasist, esitatud protsendina aasta kohta. Tegemist on riigivõlakirjadega, mille tähtaeg on kümne aasta pärast. Näitajat oli vajalik korrigeerida tarbijahinnaindeksiga, et saada reaalsed andmed. Sesoonne korrigeerimine vajalik ei olnud.

Hamburg (2008) jõudis oma uurimuses järeldusele, et näiteks Saksamaal on tarbimise liikuma panevaks jõuks pigem muutused sissetulekutes. Ka John Maynard Keynesi tarbimisfunktsioon esindab funktsionaalset seost kogutarbimise ja kogurahvatulu vahel, mis viitab, et kogurahvatulu suurenemine viib kogutarbimise suurenemisele (Keynes 1936). Seega on ka käesolevas töös üheks sõltumatuks muutujaks võetud sisemajanduse kogutoodang elaniku kohta. Andmed pärinevad FRED andmebaasist ning need olid esitatud reaalsena ning sesoonselt korrigeerituna, vajalik oli elanike arvuga läbi jagamine, et saada andmed *per capita*.

Sõltuvaks muutujaks on käesolevas töös erasektori lõpptarbimiskulutused. Andmed olid kättesaadavad nominaalsetena ja esitatud eurodes, seetõttu oli vajalik korrigeerimine tarbijahinnaindeksiga, et saada reaalsed andmed. Lisaks ei olnud andmed esitatud *per capita*, seega oli vajalik läbi jagamine rahvaarvuga. Andmed riikide rahvastiku kohta olid kättesaadavad aastate kaupa, seega on tehtud eeldus, et kvartalite lõikes rahvaarv ei muutu. Andmed nii erasektori lõpptarbimiskulude, tarbijahinnaindeksi kui ka populatsiooni kohta pärinevad FRED andmebaasist.

Käesolevas bakalaureusetöös on kasutatud paneelandmeid, seotud on mitme riigi aegread, perioodil alates 1997. aasta esimesest kvartalist kuni 2020. aasta neljanda kvartalini. Periood on valitud, lähtudes kõikide töös kasutatud riikide andmete kättesaadavusest. Kaasatud ei ole 2021. aastat, sest kõik andmed ei olnud töö kirjutamise hetkeks veel kättesaadavad. Mõlema riikidegrupi peale kokku on 576 vaatlust. Kasutatavad andmed on balanseeritud ehk kõik aegread on sama pikkusega. Andmed on jagatud kahte paneeli: Lääne-Euroopa riikide andmed ja Lõuna-Euroopa riikide andmed. Kõik töös kasutatavad muutujad on kvartaalsed, seega tuleb eemaldada võimalik sesoonsus. Sesoonsuse eemaldamiseks on kasutatud meetodit *Census 12* programmis *Eviews*. Tabelis 2 on esitatud töös kasutatavad näitajad, nende ühikud ja allikad.

Tabel 2. Töös kasutatavad andmed

Lühend	Näitaja	Ühik	Allikas
PFCE	Erasektori lõpptarbimiskulud	EUR <i>per capita</i>	FRED
HPI	Kinnisvara hinnaindeks	2015=100	OECD
SMI	Aktsiaturu indeks (S&P 500)	USD	Investing
LTINT	Pikaajaline intressimäär	%	OECD
GDP	SKT elaniku kohta	EUR <i>per capita</i>	FRED

Allikas: Autori koostatud

Tabelis 3 ja 4 on esitatud valimit kirjeldav statistika, eraldi Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikide lõikes, kus on välja toodud näitajate miinimum- ja maksimumväärtused, keskmine väärtus, mediaan, standardhälve ja variatsioonikordaja. Miinimum ja maksimum näitavad valimi vähimat ja suurimat väärtust. Keskmine näitab valimi keskmist väärtust (aritmeetilist keskmist) ning mediaan on punkt, kus mõlemale poole skaalal on suuremaid ja väiksemaid väärtusi ühepalju. Standardhälve näitab, milline on hajuvus keskmise ümber näitaja ühikutes ning variatsioonikordaja on standardhälbe ja aritmeetilise keskmise suhe, mis näitab hajuvust keskmise ümber protsentides. (Sauga 2017)

Tabel 3. Kirjeldav statistika: Lääne-Euroopa riigid

Näitaja	Min	Max	Keskmine	Mediaan	Standard hälve	Variatsiooni kordaja
PFCE (EUR <i>per capita</i>)	3730,66	5155,01	4664,49	4667,97	214,28	0,05
HPI (2015=100)	50,68	136,00	100,53	102,75	17,89	0,18
SMI (USD)	2535,21	17659,13	5223,61	4532,22	2051,13	0,39
LTINT (%)	-0,57	8,07	3,44	3,83	2,36	0,69
GDP (EUR <i>per capita</i>)	6498,04	10560,00	8292,15	8015,88	1000,99	0,12

Allikas: Autori koostatud programmis *Excel* Kasak (2022) toodud andmete põhjal

Tabel 4. Kirjeldav statistika: Lõuna-Euroopa riigid

Näitaja	Min	Max	Keskmine	Mediaan	Standard hälve	Variatsiooni kordaja
PFCE (EUR <i>per capita</i>)	2511,30	4625,74	3623,53	3556,85	574,08	0,16
HPI (2015=100)	70,02	170,57	115,36	110,43	24,07	0,21
SMI (USD)	2506,17	18691,78	5352,61	4648,63	2158,87	0,40
LTINT (%)	0,10	26,40	5,51	5,05	3,65	0,66
GDP (EUR <i>per capita</i>)	3773,48	7258,81	5725,93	5769,25	928,69	0,16

Allikas: Autori koostatud programmis *Excel* Kasak (2022) toodud andmete põhjal

Kirjeldavast statistikast on näha, et hajuvus on väga madal erasektori lõpptarbimiskuludel, seda eelkõige Lääne-Euroopas, kus variatsioonikordaja on vaid 0,05%. Lääne-Euroopa riikide seas oli madalaim erasektori tarbimiskulude väärtus 3730,66 EUR *per capita*, see oli nimelt Prantsusmaal 2020. aasta esimeses kvartalis. Põhjuseks ilmselt alanud koroonakriis, kui kehtestati eriolukord ja piirati otseselt inimeste tarbimist. Ka teistes riikides on selles kvartalis näha tarbimise vähenemist. Uuritud perioodi kõrgeim tarbimine oli Saksamaal 2019. aasta neljandas kvartalis ehk vahetult enne koroonakriisi algust, kui majandusel oli minemas väga hästi. Lõuna-Euroopa madalaim

tarbimine oli Kreekas 1997. aasta esimeses kvartalis, võib arvata, et sellel ajal oli lihtsalt Kreeka majandus nõrgem ja alles kasvufaasis. Viimastel aastatel on kinnisvarahinnad tõusnud kiire tempoga, seega oli ka kõrgeim kinnisvara hinnaindeks 2020. aasta viimases kvartalis Saksamaal. Lõuna-Euroopa kõrgeim kinnisvara hinnaindeks oli 2006. aasta neljandas kvartalis Kreekas ehk vahetult enne ülemaailmset finantskriisi ja kinnisvaramulli lõhkemist. Nii Lääne- kui ka Lõuna-Euroopa riikide seas olid madalaimad kinnisvara hinnaindeksid 1997. aastal. Aktsiaturuindeksi madalaimad väärtused olid 2009. aastal, kui oli valitsemas ka ülemaailmne finantskriis. Kõrgeimad väärtused olid aga 2001. aasta esimeses kvartalis, ehk vahetult enne „interneti mulli“ lõhkemist. Üldiselt on mõlemal riikidegrupi pikaajalisel intressimääral suur hajuvus keskmise ümber, kus see on 0,66-0,69%. Väga madalad, ehk negatiivsed, on intressimäärad olnud kõikides Lääne-Euroopa riikides ja seda alates 2019. aastast. Madalaim väärtus on saavutatud 2020. aasta neljandas kvartalis Saksamaal. Kõrgemad intressimäärad on kaugemas minevikus, 1997. aastal. Lõuna-Euroopa riikides on intressimäär olnud kõrgem kui Lääne-Euroopas. Kõrgeim Kreekas aastal 2012, mil oli Kreeka valitsuse võlakriis. Lääne-Euroopas on sisemajanduse kogutoodang elaniku kohta üpris sujuvalt aastate jooksul kasvanud, madalaim väärtus jääb 1997. aastasse ning kõrgeim 2019. aastasse. Lõuna-Euroopas aga on SKT *per capita* madalaim väärtus Kreekas 2020. aasta teises kvartalis. Selle põhjuseks võib tuua koroonakriisi, mis mõjutas Kreeka majandust tugevalt. Nimelt on seal üks peamisi majandussektoreid turism, kuid 2020. aastal oli see valdkond äärmiselt piiratud.

2.2. Rakendatavad meetodid

Töö eesmärgi saavutamiseks ning püstitatud uurimisküsimustele vastamiseks viiakse läbi mitmeid analüüse programmides *MS Excel* ja *Gretl*. Esiteks on vajalik kasutatavate paneelandmete statsionaarsuse testimine, mis viiakse läbi programmis *Gretl*, kasutades Levin-Lin-Chu testi (LLC), kus sisuka hüpoteesi vastu võtmine tähendab, et andmed on statsionaarsed. Tulemustest Lääne-Euroopa riikidega (vt lisa 1) selgus, et erasektori lõpptarbimiskulud, aktsiaturu indeks ja SKT elaniku kohta on statsionaarsed nivool 0,05. Mittestatsionaarsed nivool 0,05 olid kinnisvara hinnaindeks ja pikaajaline intressimäär. Lõuna-Euroopa riikidegrupi andmete LLC-testi tulemustest selgus, et statsionaarsed olid erasektori lõpptarbimiskulud ja aktsiaturu indeks (vt lisa 5). Mittestatsionaarsed aegread muudeti statsionaarseteks, võttes esimest järku diferentsid. Peale mittestatsionaarsete aegridade puhul esimest järku diferentside võtmist kontrolliti nende statsionaarsust ning selgus, et kõik aegread olid statsionaarsed (vt lisa 2 ja 6).

Järgmiseks sooritatakse statsionaarsete andmetega korrelatsioonanalüüs. Analüüsi tulemusena saadakse lineaarsed ehk Pearsoni korrelatsioonikordajad, mis näitavad kahe tunnuse vahelist seost, selle tugevust ja suunda. Korrelatsioonikordaja väärtused asuvad vahemikus -1 ja 1. Seos kahe näitaja vahel on tugev, kui selle absoluutväärtus on 1 lähedal ning nõrk, kui väärtus on 0 lähedal. Seose suuna määrab märk näitaja ees ehk suund võib olla kas positiivne või negatiivne. Positiivne suund näitab, et ühe väärtuse kasvades suureneb ka teine väärtus ning negatiivne näitab, et ühe väärtuse vähendes kahaneb ka teine väärtus. (Sauga 2017) Korrelatsioonanalüüsi korral on vajalik ka korrelatsioonikordajate statistilise olulisuse kontrollimine. Nii korrelatsioonanalüüs kui ka korrelatsioonikordajate statistilise olulisuse kontrollimine viiakse läbi programmis *MS Excel*.

Paneelandmete analüüsi alustamiseks on vajalik välja selgitada, missugune mudel on vastavale riikidegrupile sobiv. Selleks alustatakse ühendatud mudelist. Seejärel testitakse, kas sobilikum on juhuslike efektidega mudel või fikseeritud efektidega, kus nullhüpoteesi vastuvõtmisel tuleks kasutada juhuslike efektiga (RE) mudelit ning sisuka hüpoteesi korral fikseeritud efektiga (FE) mudelit. RE mudeli sobivust testitatakse Breusch-Pagani testiga ning FE mudeli sobivust Hausmani testiga.

Mudelis on sõltuvaks muutujaks reaalsed erasektori lõpptarbimiskulutused ning sõltumatuteks muutujateks on reaalne SKT elaniku kohta, reaalne kinnisvara hinnaindeks, reaalne aktsiaturu indeks ning reaalne pikaajaline intressimäär.

Fikseeritud efektiga matemaatiline mudel:

$$PFCE_{it} = \alpha_i + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 HPI_{it} + \beta_3 SMI_{it} + \beta_4 LTINT_{it} + u_{it} \quad (1)$$

kus

PFCE – reaalsed erasektori lõpptarbimiskulutused,

GDP – sisemajanduse kogutoodang *per capita*,

HPI – reaalne kinnisvara hinnaindeks,

SMI – reaalne aktsiaturu indeks,

LTINT – reaalne pikaajaline intressimäär,

a – fikseeritud efekt,

u – jääkliige,

i – riik,

t – periood (kvartal).

Juhuslike efektiga matemaatiline mudel:

$$PFCE_{it} = \mu + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 HPI_{it} + \beta_3 SMI_{it} + \beta_4 LTINT_{it} + u_i + w_{it} \quad (2)$$

kus

μ – kogu valimi erasektori lõpptarbimiskulude keskmine,

w – juhuslik efekt.

Juhuslike efektiga mudeli hindamiseks kasutatakse üldistatud vähimruutude meetodit ning viiakse läbi kolm testi. Esiteks testitakse regressorite olulisust Waldi testiga. Kui vastav olulisuse tõenäosus on väiksem kui 0,05, on regressor statistiliselt oluline. Teiseks viiakse läbi Breusch-Pagani test, et võrrelda RE ja FE mudelit. Nullhüpoteesi ümberlökkamine tõendab, et parem on juhuslike efektiga mudel. Kolmandaks testitakse mudeli eelduse kehtivust Hausmani testiga, kus nullhüpoteesi vastuvõtmine viitab eelduse täitmisele ja mudeli kasutamise sobilikkusele.

Lisaks eelnevale testitakse mudelis heteroskedastiivsust, milleks kasutatakse Waldi'i testi. Nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine. Vajalik on ka multikollineaarsuse testimine, selleks kasutatakse *Variance Inflation Factors* näitajat: kui see on väiksem kui 10, siis sel juhul näitajate vahel seost ehk multikollineaarsust ei esine. Autokorrelatsiooni testimiseks kasutatakse Wooldridge testi, kus autokorrelatsioon puudub kui p-väärtus on väiksem kui 0,05. Lisaks testitakse jääkliikmete normaaljaotust. Mudelite kuju tõesust kontrollitakse *Ramsey's RESET* testiga. Mudeli kuju on õige, kui p-väärtus on suurem kui 0,05, sel juhul saab vastu võtta nullhüpoteesi. (Sauga 2017)

3. ANALÜÜS, TULEMUSED JA JÄRELDUSED

Töö viimases peatükis on keskendutud ökonomeetrilisele analüüsile, mis on läbi viidud programmis *Gretl*. Välja on toodud riikidegruppide kaupa analüüsi tulemused ja seejärel bakalaureusetöö järeldused ning püsitatud uurimisküsimuste vastused.

3.1. Lääne-Euroopa riikidegrupi andmeanalüüs ja tulemused

Selleks, et kontrollida kasutatavate muutujate omavahelisi seoseid, on andmetega sooritatud korrelatsioonanalüüsid programmis *MS Excel*. Tulemused on toodud tabelis 5. Korrelatsioonanalüüsis on kasutatud juba eelnevalt statsionaarseks muudetud andmeid, kus mittestatsionaarsetest aegridadest on võetud esimest järku diferentsid.

Tabel 5. Korrelatsioonimaatriks: Lääne-Euroopa riigid

Näitaja	PFCE	d_HPI	d_LTINT	GDP	SMI
PFCE	1,00				
d_HPI	0,24	1,00			
d_LTINT	0,07	0,06	1,00		
GDP	0,32	0,09	0,01	1,00	
SMI	0,03	0,28	0,02	0,29	1,00

Allikas: Autori koostatud programmis *Excel*

Lääne-Euroopa riikide korrelatsioonanalüüsi tulemustest on näha, et ei tugevat positiivset ega ka negatiivset korrelatsiooni ei esine ühegi näitaja vahel. Esineb mitmeid keskmise tugevusega positiivseid seoseid. Tugevaimad seosed olid SKT *per capita* ja erasektori lõpptarbimiskulude vahel (0,32) ning SKT *per capita* ja aktsiaturuindeksi vahel (0,29). Tulemused on loogilised, sest SKT *per capita* viitab majanduse heaolule, kasvava majandusega käib kaasas pulliturg ning ka inimeste tarbimisvõimekuse kasv. Keskmise positiivne seos oli ka erasektori lõpptarbimiskulude ja kinnisvara hinnaindeksi vahel, nagu ka varasemas kirjanduses leitud, näiteks autori Kishor (2007) uurimuses. Ülejäänud seosed on samuti positiivse suunaga, ent nõrgad. Näiteks eratarbimiskulude ja aktsiaturuindeksi vahel on nõrk seos, Pearsoni korrelatsioonikordaja on 0,03. Sarnasele tulemusele on oma töös jõudnud ka Hamburg (2008), kes leidis, et aktsiaturu kõikumised

ei mõjuta peaaegu üldse Saksamaa keskmise leibkonna tarbimist, sest aktsiad moodustavad vaid väikese osa Saksamaa leibkondade netoväärtusest. Eelnevad tulemused haakuvad ka käesoleva bakalaureusetöö esimeses peatükis kajastatud teiste varasemate uurimustega, kus leiti samuti, et võrreldes kinnis- ja finantsvaralist jõukust, omab tarbimisele suuremat mõju kinnisvaraline jõukus.

Läbi viidi ka korrelatsioonanalüüsi tulemuste statistilise olulisuse kontrollimine. Selleks leidis töö autor esiteks t-statistikud ning seejärel p-väärtused (vt lisa 3). Selgus, et Lääne-Euroopa riikide põhjal olid nivool 5% statistiliselt olulised seosed järgnevate tegurite vahel: erasektori lõpptarbimiskulud ja kinnisvara hinnaindeks, erasektori lõpptarbimiskulud ja SKT *per capita*, kinnisvara hinnaindeks ja aktsiaturuindeks ning SKT *per capita* ja aktsiaturuindeks.

Järgmiseks on vajalik sobiliku mudeli välja selgitamine. Regressioonanalüüsides viidi esmalt läbi ühendatud mudeli hindamine, peale seda grupisest fikseeritud efektidega mudeli ja juhuslike efektidega mudeli hindamine. Ühendatud mudeli hindamisest (Lisa 4) selgus, et statistiliselt olulisteks muutujateks osutusid näitajad SKT *per capita* (GDP), aktsiaturuindeks (SMI) ja kinnisvara hinnaindeks (HPI). Pikaajaline intressimäär (LTINT) oli statistiliselt ebaoluline. Mudeli kirjeldusvõimet iseloomustav determinatsioonikordaja oli 0,163 ehk antud ühendatud mudel seletab erasektori tarbimiskulutuste seost valitud näitajatega vaid 16,3% ulatuses.

Järgmiseks viidi läbi fikseeritud efektidega mudeli (lisa 5) hindamine vähimruutude meetodil, kus viiakse automaatselt läbi kaks testi: regressorite olulisuse testimiseks F-test ja vabaliikmete olulisuse testimiseks kitsenduste F-test, mis näitab ka fikseeritud efektidega mudeli ja ühendatud mudeli võrdlust. Selgub, et statistiliselt olulised on kõik liikmed välja arvatud pikaajaline intressimäär, nagu ka ühendatud mudelis. Fikseeritud efektidega ja ühendatud mudeli võrdlemiseks kasutatud F-testi olulisuse tõenäosus on $p = 3,36 \times 10^{-11} < 0,05$. Järelikult tuleb vastu võtta sisukas hüpotees: parem on fikseeritud efektiga (FE) mudel. Antud mudeli determinatsioonikordaja oli 0,289 ehk seletusvõime on 28,9%, võrreldes OLS mudeliga on seletusvõime paranenud. Seejärel testiti FE mudelis ka heteroskedastiivsust, milleks kasutati Waldi'i testi. Tulemuseks on, et p-väärtus on $4,1 \times 10^{-08} < 0,05$, mis viitab nullhüpoteesi vastuvõtmisele ehk heteroskedastiivsust ei esine. Lisaks testitakse autokorrelatsiooni Wooldridge testiga. Tulemuseks nullhüpotees: autokorrelatsiooni ei esine, sest p-väärtus on 0,05. Kolmandaks testitakse jääkliikmete normaaljaotust, mille tulemus, p-väärtus $0,01 > 0,05$, viitab, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele, kuid kasutades Brooks (2008) viidet, ei ole suure valimi puhul oluline,

kas jäägid alluvad normaaljaotusele või mitte. Autori koostatud mudelis on valim piisavalt suur (285 vaatlust).

Kolmanda mudelina testiti juhuslike efektidega mudelit (lisa 6) Nerlove meetodiga. Nagu ka eelmistes mudelites, oli ka siin statistiliselt olulised nivool 0,05 kõik näitajad, peale pikaajalise intressimäära. Juhuslike efektidega mudeli seletusvõime oli 14,7% ehk halvim võrreldes eelnevate mudelitega. RE mudeli sobivust testiti Breusch-Pagani testiga, selle testi olulisuse tõenäosus oli $1,09 \times 10^{-08}$, mis tähendab, et spetsiifilised efektid esinevad. Järelikult on RE mudel parem kui ühendatud mudel. Selleks, et hinnata, kas RE mudel on parem kui FE, viidi läbi Hausmani test. Hausmani testi olulisuse tõenäosus oli $0,38 > 0,05$, see näitab, et juhuslike efektidega mudeli eeldus on täidetud ja seda mudelit võiks kasutada.

Eelpool analüüsitud tulemuste põhjal valis töö autor mudeliks fikseeritud efektidega mudeli, mis oli parima seletusvõimega. Järgnevalt on põhjalikumalt analüüsitud Lääne-Euroopa riikidegrupi fikseeritud efektiga mudelit. Mudelist selgub, et kõik näitajad peale pikaajalise intressimäära on statistiliselt olulised nivool 0,05. Tulemused näitavad järgnevaid seoseid erasektori lõpptarbimiskulude vahel. Kinnisvara hinnaindeksi suurenedes 1 indekspunkti võrra suurenevad erasektori lõpptarbimiskulud ligikaudu 44 euro võrra. SKT *per capita* kasv ühe euro võrra toob kaasa tarbimiskulude suurenemise 0,18 euro võrra. Aktsiaturuindeksil on aga negatiivne seos tarbimiskulutustega: aktsiaturuindeksi suurenemine 1 indekspunkti võrra toob kaasa tarbimiskulude vähenemise 0,03 euro võrra.

3.2. Lõuna-Euroopa riikidegrupi andmeanalüüs ja tulemused

Järgnevas alapeatükis on selgitatud Lõuna-Euroopa riikidega sooritatud analüüsi ja tulemusi. Tabelis 6 on esitatud Lõuna-Euroopa riikide korrelatsioonimaatriks, seda juba statsionaarseks muudetud andmetega.

Tabel 6. Korrelatsioonimaatriks: Lõuna-Euroopa riigid

Näitaja	PFCE	d_HPI	d_LTINT	d_GDP	SMI
PFCE	1,00				
d_HPI	-0,01	1,00			
d_LTINT	0,09	-0,07	1,00		
d_GDP	0,04	0,13	-0,12	1,00	
SMI	-0,16	0,15	-0,09	0,06	1,00

Allikas: Autori koostatud programmis *Excel*

Korrelatsioonanalüüsi tulemustest on näha, et ühegi muutuja vahel ei esine tugevat positiivset ega ka tugevat negatiivset seost. Nõrgad positiivsed seosed on kinnisvara hinnaindeksil aktsiaturuindeksi ning SKT *per capita* näitajaga. Nõrk negatiivne seos esineb aga erasektori lõpptarbimiskulude ja aktsiaturuindeksi vahel. Ülejäänud seosed on pigem eelnimetatutest veelgi nõrgemad.

Peale korrelatsioonikordajate statistilise olulisuse kontrollimist saadi tulemusteks (vt lisa 7), et Lõuna-Euroopa riikide põhjal olid nivool 5% statistiliselt olulised seosed järgnevate tegurite vahel: erasektori lõpptarbimiskulud ja aktsiaturuindeks, kinnisvara hinnaindeks ja SKT *per capita*, kinnisvarahinnaindeks ja aktsiaturuindeks, pikaajaline intressimäär ja SKT *per capita*.

Järgnevalt saab asuda sobiliku mudeli välja selgitamisele. Esmalt testiti ühendatud mudelit (lisa 10), kust selgus, et ainus statistiliselt oluline tunnus oli aktsiaturuindeks. Lisaks oli ka mudeli seletusvõime väga madal, vaid 2,29%.

Järgnevalt testiti FE mudelit (lisa 10). Selgus, et fikseeritud efektidega ja ühendatud mudeli võrdlemiseks kasutatud F-testi olulisuse tõenäosus on $p = 36,53 \times 10^{-96} < 0,05$. Järelikult tuleb vastu võtta sisukas hüpotees: parem on fikseeritud efektiga (FE) mudel. Antud mudeli determinatsioonikordaja oli 0,159 ehk mudeli seletusvõime on paranenud, tõustes 15,90% peale. Samuti olid ka kõik näitajad nüüd statistiliselt olulised nivool 0,05. Edasi asuti FE mudeli täpsemale analüüsile. Wald'i testi tulemus näitab, et heteroskedastiivsus puudub, p-väärtus $1,77 \times 10^{-17} < 0,05$. Jääkliikmete normaaljaotuse kontrollimiseks läbi viidud testi tulemus näitas, et liikmed ei allu normaaljaotusele, p-väärtus $0,005 < 0,05$. Endiselt kasutades Brooks (2008) viidet, ei ole suure valimi puhul oluline, kas jäägid alluvad normaaljaotusele või mitte. Järgmiseks läbi viidud Wooldridge test viitab autokorrelatsiooni olemasolule, sest p-väärtus on $0,78 > 0,05$. Selleks, et vabaneda autokorrelatsioonist, võeti kõikidest andmetest logaritmid ning prooviti uuesti FE

modelit (vt lisa 11). Jätakuvalt ei esinenud heteroskedastiivsust, kuid endiselt esines mudelis autokorrelatsioon. Kuna autokorrelatsiooni ei õnnestunud eemaldada, on jätkatud esialgse, st logaritmitmata, mudeliga, võttes kasutusele ka kohandatud standardvead. Mudelist (lisa 13) selgub, et peale aktsiaturu indeksi on kõik tunnused statistiliselt olulised nivool 0,05 ning mudeli seletusvõimeks oli 15,9%. Heteroskedastiivsust ei esine, jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ning autokorrelatsioon esineb.

Kolmandaks testiti RE mudelit (lisa 14). Juhuslike efektidega mudeli seletusvõimeks oli umbes sama madal nagu ühendatud mudelil, kõigest 3,4%. Breusch-Pagani testi olulisuse tõenäosus oli 0, mis tähendab, et RE mudel on parem kui ühendatud mudel. Hausmani testi olulisuse tõenäosus oli $0,37 > 0,05$, see näitab, et juhuslike efektidega mudeli eeldus on täidetud ja seda mudelit võiks teoreetiliselt kasutada.

Mudelite tulemuste põhjal valis töö autor mudeliks fikseeritud efektidega mudeli koos kohandatud standardvigadega (lisa 13). Järgnevalt on interpreteeritud antud mudeli tulemusi. Mudelist selgub, et nivool 0,05 on statistiliselt olulised kõik näitajad peale aktsiaturuindeksi, mis on statistiliselt oluline nivool 0,1. Tulemused näitavad, et kinnisvara hinnaindeksi suurenedes 1 indekspunkti võrra, suurenevad erasektori lõpptarbimiskulud 15,54 euro võrra. Teiseks näitas mudel, et pikaajalise intressimäära 1 protsendipunktiline tõus põhjustab 51,29 eurose kasvu tarbimises. Kolmandaks, et SKT per capita 1 eurone kasv viib tarbimise kasvule 0,26 euro võrra.

3.3. Järeldused

Käesolevas töös uuriti lisaks kinnisvaralisele jõukusele ka erinevate teiste tegurite mõju tarbimisele. Muutujad valiti, tuginedes varasemale empiirilisele kirjandusele. Paneelandmetega läbi viidud regressioonanalüüsi mudelite põhjal on järgnevalt tehtud järeldusi erasektori tarbimiskulusid mõjutavate näitajate kohta. Analüüsi tulemuste interpreteerimisel on Lääne-Euroopa riikidegrupis lähtutud fikseeritud efektiga mudelist ning Lõuna-Euroopa riikidegrupis kohandatud standardvigadega fikseeritud efektiga mudelist.

Esiteks on järgnevalt otsitud vastuseid kolmele uurimisküsimusele. Võrreldes kahe riikidegrupi mudelite tulemusi selgub, et kinnisvara hinnaindeks on üks suurimaid tarbimise mõjutajaid. Mõlemas mudelis oli kinnisvara hinnaindeks statistiliselt oluline nivool 0,05. Mõju on uuritavate

gruppide näol veidi erinev. Ühe indekspunktiline kasv viib Lääne-Euroopa riikides tarbimise kasvuni 43,57 euro võrra ning Lõuna-Euroopas veidi vähem 15,54 eurose kasvuni. Nii Lääne- kui ka Lõuna-Euroopa riikide kohta on mitmed autorid (Arrondel, Lefebvre 2001; Chauvin, Damette 2010; Calcagno *et. al* 2009; Bover 2005) samuti leidnud, et kinnisvaraline jõukus mõjutab tarbimist positiivselt ehk ühe suurenedes suureneb ka teine näitaja. Võib arvata, et Lääne-Euroopas on mõju tarbimisele suurem, sest ka tarbimahinnaindeks on Lääne-Euroopa riikide seas kõrgem. Uurides korrelatsioonmaatrikseid, selgub, et Lääne-Euroopa riikide seas esineb erasektori lõpptarbimiskulude ja kinnisvara hinnaindeksi vahel positiivne ja statistiliselt oluline korrelatsioon. Lõuna-Euroopa riikide seas aga oli korrelatsioonanalüüsi tulemuseks hoopis väga nõrk negatiivne seos, mis polnud ka statistiliselt oluline.

Lisaks kinnisvaralisele jõukusele on käesolevas töös uuritud ka teiste näitajate mõju tarbimisele. Mitmetes varasemates uurimustes oli keskendutud ka finantsvaralise jõukuse mõjule. Nii uuriti ka antud töös S&P 500 indeksi mõju tarbimisele. Nii Lääne- kui ka Lõuna-Euroopa mudelis on jõutud sarnasele tulemusele. Samas on korrelatsioonanalüüside tulemused vastanduvad. Lääne-Euroopa andmetega korrelatsioonanalüüs näitas, et näitajate vahel on nõrk positiivne seos, mis statistilise olulisuse testimisel osutus ebaoluliseks. Lõuna-Euroopa andmete korrelatsioonanalüüs näitas aga nõrka negatiivset seost, mis oli statistiliselt oluline nivool 0,05. Tuleb aga märkida, et Lõuna-Euroopa mudelis oli aktsiaturuindeks statistiliselt ebaoluline nivool 0,05, kuid siiski oluline nivool 0,1. Aktsiaindeksi 1 indekspunktiline suurenemine põhjustab mõlemas mudelis tarbimise vähenemise 0,04 euro võrra. Taoline tulemus on aga vastandlik varasematele töödele, kus on näiteks leitud, et finantsvaralise jõukuse kasv 1 dollari võrra suurendab tarbimist 3 senti võrra (Kishor 2007).

Käesolevas bakalaureusetöös näitasid tulemused seega, et kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele on Lääne-Euroopa riikides suurem kui Lõuna-Euroopas, kuid finantsvaralise jõukuse mõju on mõlemas regioonis ühesugune. Tulemus kinnisvaralise jõukuse mõju kohta on ka kooskõlas varasemate uurimustega. On leitud, et Lääne-Euroopa riikides, Saksamaa, Prantsusmaa, Holland, põhjustab 1 eurosendine kinnisvaralise jõukuse kasv 4-8 eurosendise tarbimise suurenemise (Hamburg *et. al* 2008, Chauvin, Damette 2010, Bover 2005). Kuid Lõuna-Euroopa riikides, näiteks Hispaanias, jääb tarbimise piirkalduvuse suurenemine eluasemejõukuse kasvu tõttu vahemikku 1-2 senti (Bover 2005).

Kolmandaks uuritud muutujaks oli pikaajaline intressimäär. Lääne-Euroopa riikide mudelis osutus antud näitaja statistiliselt ebaoluliseks. Lõuna-Euroopa mudelis põhjustas aga 1 protsendipunktiline pikaajalise intressimäära tõus tarbimise kasvu 51,29 euro võrra. Tulemus on vastuolus varasemate uurimustega, näiteks on Jannsen (2013) oma töös leidnud, et suurenenud reaalne intressimäär muudab tarbimise täna kallimaks võrreldes homse tarbimisega. Seega peaks kasvav intressimäär tarbimist vähendama. Kuid on ka leitud, et kui sissetulekute efekt on tugevam, siis kõrged intressimäärad suurendavad tarbimist (Campbell, Mankiw 1989).

Neljandaks analüüsitud muutujaks oli SKT *per capita* mõju. Mõlemas mudelis oli näitaja statistiliselt oluline ning tulemused olid samuti sarnased. Ühe eurone SKT *per capita* suurenemine põhjustab Lääne-Euroopa mudelis tarbimise suurenemise 0,18 euro ning Lõuna-Euroopa mudelis 0,26 euro võrra. Tulemused on loogilised, sest SKT *per capita* viitab majanduse heaolule ja kasvule ning kasvava majandusega käib kaasas ka inimeste tarbimiskindluse suurenemine (Ludvigson 2004).

KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada, kuidas kinnisvaraline jõukus mõjutab tarbimist Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikidegruppide näitel. Uuritavaks perioodiks oli 1997. aasta esimene kvartal kuni 2020. aasta neljas kvartal. Eesmärgi täitmiseks otsiti töös lahendust järgmistele uurimisküsimustele:

- 1) Kas kinnisvaraline jõukus omab Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides mõju tarbimisele?
- 2) Kui palju ja millise määrgiga kinnisvaraline jõukus Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides tarbimist mõjutab?
- 3) Kas kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele on Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides erinev?

Töö on jaotatud kolmeks peatükiks. Esimene peatükk sisaldab teoreetilist ülevaadet kinnisvaraturu olemusest, kinnisvaralisest jõukusest ja tarbimisest. Lisaks ülevaadet varasemast empiirilisest kirjandusest nii Lääne- kui ka Lõuna-Euroopa riikide põhjal. Teises peatükis on keskendunud praktilisele osale ning on kirjeldatud kasutatavaid andmeid ja meetodeid. Kolmas peatükk hõlmab endas analüütilist osa, selle tulemusi ja järeldusi.

Kinnisvaralise jõukuse mõju hindamiseks uuriti töös kinnisvara hinnaindeksi näitajat. Lisaks kaasati ka aktsiaturuindeks, SKT *per capita* ning pikaajaline reaalne intressimäär. Andmed pärinevad Investing, OECD ja FRED andmebaasidest. Töös viiakse statsionaarseks muudetud andmetega läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüsid kasutades programme *MS Excel* ja *Gretl*. Analüüsi raames leiti mõlemale riikidegrupile sobilik mudel. Selleks testiti nii ühendatud mudelit, fikseeritud efektidega kui ka juhuslike efektidega mudelit. Mõlema grupi jaoks osutus sobilikumaks fikseeritud efektidega mudel, kus sõltuvaks muutujaks erasektori lõpptarbimiskulud ning sõltumatuteks muutujateks kinnisvara hinnaindeks, aktsiaturuindeks, pikaajaline intressimäär ja SKT *per capita*. Mõlemas mudelis testiti heteroskedastiivsust, autokorrelatsiooni ning jääkliikmete normaaljaotust. Lääne-Euroopa mudelis heteroskedastiivsust ega autokorrelatsiooni ei esinenud, kuid jääkliikmed ei allunud normaaljaotusele, mis aga pole suure valimi puhul määrav. Lõuna-Euroopa mudelis ei esinenud samuti heteroskedastiivsust ning samuti ei allunud

jääkliikmed normaaljaotusele. Autokorrelatsiooni Lõuna-Euroopa mudelist eemaldada ei õnnestunud, seega kasutati kohnadatud standardvigu.

Järgnevalt on selgitatud vastuseid kolmele püstitatud uurimisküsimusele. Esiteks kas kinnisvaraline jõukus omab Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides mõju tarbimisele? Võrreldes kahe riikidegrupi mudelite tulemusi selgub, et kinnisvara hinnaindeks on üks suurimaid tarbimise mõjutajaid. Mõlemas mudelis oli kinnisvara hinnaindeks ka statistiliselt oluline nivool 0,05.

Teiseks kui palju ja millise märgiga kinnisvaraline jõukus Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides tarbimist mõjutab? Mõju on uuritavate gruppide näol veidi erinev. Uurides korrelatsioonmaatrikseid, selgub, et Lääne-Euroopa riikide seas esineb erasektori lõpptarbimiskulude ja kinnisvara hinnaindeksi vahel positiivne ja statistiliselt oluline korrelatsioon. Lõuna-Euroopa riikide seas aga oli korrelatsioonanalüüsi tulemuseks hoopis väga nõrk negatiivne seos, mis polnud ka statistiliselt oluline. Täpsemalt selgub mudelitest, et ühe indekspunktiline kasv viib Lääne-Euroopa riikides tarbimise kasvuni 43,57 euro võrra ning Lõuna-Euroopas veidi vähem 15,54 eurose kasvuni.

Kolmandaks kas kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele on Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides erinev? Tuginedes eelmise uurimisküsimuse vastusele, saab tõdeda, et jah, Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikides on kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele erinev.

Lisaks uuriti ka teiste muutujate mõju tarbimisele. Erinevused kahe mudeli vahel olid eelkõige näitajate statisilises olulisuses, laias pildis olid tulemused sama suuna ja märgiga. SKT *per capita* näitaja oli mõlemas mudelis statistiliselt oluline ning tulemused olid samuti sarnased. Ühe eurone SKT *per capita* suurenemine põhjustab Lääne-Euroopa mudelis tarbimise suurenemise 0,18 euro ning Lõuna-Euroopa mudelis 0,26 euro võrra. Pikaajaline intressimäär osutus aga Lääne-Euroopa riikide mudelis statistiliselt ebaoluliseks. Lõuna-Euroopa mudelis põhjustas aga 1 protsendipunktiline pikaajalise intressimäära tõus tarbimise kasvu 51,29 euro võrra. Neljanda näitajana uuritud aktsiaindeksi 1 indekspunktiline suurenemine põhjustas mõlemas mudelis tarbimise vähenemise 0,04 euro võrra.

Käesolevat bakalaureusetööd saaks edasi arendada, lisades teisi muutujaid, näiteks töötusemäär, palgakasv ja inflatsioon, ning muutes ajaperioodi. Samuti saaks veel kaasata teisi maailma piirkondi või hoopis kitsendades riikide valikut.

SUMMARY

THE EFFECTS OF HOUSING WEALTH ON PRIVATE CONSUMPTION IN WESTERN AND SOUTHERN EUROPEAN COUNTRIES

Karin Kasak

The aim of this bachelor's thesis was to find out how real estate wealth affects consumption in Western and Southern European countries. The study period was the first quarter of 1997 to the fourth quarter of 2020. Based on the aim, the author has raised three research questions:

- 1) Does real estate wealth have an impact on consumption in Western and Southern European countries?
- 2) How much and with what sign does real estate wealth in Western and Southern European countries affect consumption?
- 3) Are the effects of real estate wealth on consumption different in Western and Southern European countries?

Thesis is divided into three chapters. The first chapter contains a theoretical overview of the real estate market, real estate wealth and consumption. In addition, an overview of previous empirical literature based on both Western and Southern European countries. The second chapter focuses on the practical part and describes the data and methods used. The third chapter covers the analytical part, results and conclusions.

In order to assess the impact of real estate wealth, the real estate price index was studied. In addition, the stock market index, GDP per capita and the long-term real interest rate were included. The data originates from Investing, OECD and FRED databases. Correlation and regression analyzes are performed using MS Excel and Gretl. The aim is to find a suitable model for both groups of countries. For this purpose, the pooled OLS model, the fixed-effect model and the random-effect model were tested. For both groups, a fixed-effect model proved to be the most appropriate, where private sector final consumption expenditure was the dependent variable and the real estate price index, the stock market index, the long-term interest rate and GDP per capita

as independent variables. In both models, heteroskedasticity, autocorrelation, and normal distribution of residuals were tested. There was no heteroskedasticity or autocorrelation in the Western European model, but the residual members did not follow a normal distribution, but for a large sample that is not significant. There was also no heteroskedasticity in the Southern European model, nor were the residual members subjected to normal distribution. Autocorrelation could not be removed from the Southern European model, so robust standard errors were used in the model.

The answers to the three research questions are explained below. First, does real estate wealth have an impact on consumption in Western and Southern Europe? Comparing the results of two groups, it turns out that the real estate price index is one of the biggest factors influencing consumption. In both models, the real estate price index was also statistically significant at 0.05.

For the second question, how much and by what sign does real estate wealth in Western and Southern Europe affect consumption? The effects are slightly different for the groups studied. Examining the correlation matrixes, it turns out that there is a positive and statistically significant correlation between the private final consumption expenditure and the real estate price index among Western European countries. Among the southern European countries, however, the correlation analysis resulted in a very weak negative correlation, which was not statistically significant either. More specifically, the models show that an increase of one index point leads to an increase of 43.57 euros in consumption in Western Europe and a little less to 15.54 euros in Southern Europe.

For the third question, do the effects of real estate wealth on consumption differ between Western and Southern European countries? Based on the answer to the previous question, it can be stated that yes, the impact of real estate wealth on consumption is different in Western and Southern European countries.

In addition, the effects of other variables on consumption were examined. The differences between the two models were mainly in the statistical significance of the indicators. In the broad picture, the results showed the same direction and sign. GDP per capita was statistically significant in both models and the results were also similar. An increase in GDP per capita of 1 euro leads to an increase in consumption of 0.18 euros in the Western European model and 0.26 euros in the Southern European model. However, the long-term interest rate turned out to be statistically insignificant in the Western European model. In the Southern European model, however, a 1

percentage point increase in the long-term interest rate led to an increase in consumption of 51.29 euros. The stockmarket index, which was examined as the fourth indicator, caused a decrease in consumption of 0.04 euros in both models when increasing by 1 index point.

This bachelor's thesis could be further researched by adding other variables and changing the time period. It could also involve more countries from different regions or on the other hand be more narrow and precise with the choice of countries.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Arrondel, L., Badenes, N., Spadaro, A. (2010). Consumption and Investment in Housing Wealth Accumulation of Spanish Households. *Social Science Research Network*, 1-24.
- Arrondel, L., Lefebvre, B. (2001). Consumption and Investment Motives in Housing Wealth Accumulation: A French Study. *Journal of Urban Economics*, 50 (1), 112-137.
- Azpitarte, F. (2010). The Household Wealth Distribution in Spain: The Role of Housing and Financial Wealth. *Review of Public Economics*, 194 (3), 65-90.
- Athanassiou, E. Tsouma, E. (2015). The Effects of Financial and Housing Wealth on Private Consumption in Greece. *Centre of Planning and Economic Research*, No 147, 63-86.
- Benjamin, J., Chinloy, P., Donald Jud, G. (2004). Real Estate Versus Financial Wealth in Consumption. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29, 341-354.
- Bostic, R., Gabriel, S., Painter, G. (2009). Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data. *Regional Science and Urban Economics*, 39 (1), 79-89.
- Bover, O. (2005). Wealth Effects on Consumption: Microeconomic Estimates from the Spanish Survey of Household Finances. *Banco de España Working Papers*, No. 0522.
- Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance*, 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press.
- Broom, D. (2021). *This is How COVID-19 Hit Household Expenditure in Europe*. World Economic Forum. Kättesaadav: <https://www.weforum.org/agenda/2021/12/pandemic-impact-europe-consumer-spending/>, 04. märts 2022.
- Calcagno, R., Fornero, E., Rossi, M., C. (2009). The Effect of House Prices on Household Consumption in Italy. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 39 (284), 284-300.
- Campbell, J. Y., Mankiw, N. G. (1989). Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 185-216.
- Causa, O., Woloszko N., Leite D. (2019). Housing, Wealth Accumulation and Wealth Distribution: Evidence and Stylized Facts. *Economics Department Working Papers*, No. 1588.

- Chauvin, V., Damette, O. (2010). Wealth Effects: the French Case. *Banque de France Working Paper*, No. 276.
- Engelhardt, G. (1996). House prices and home owner saving behavior. *Regional Science and Urban Economics*, 26, 313–336.
- FRED (2021). Consumer Price Index (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org>, 27. jaanuar 2022.
- FRED (2021). Private Final Consumption Expenditure (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org>, 27. jaanuar 2022.
- FRED (2021). Real Gross Domestic Product (database) [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org>, 13. märts 2022.
- Gerstberger, C., Yaneva, D. (2013). Analysis of EU-27 Household Final Consumption Expenditure – Baltic Countries and Greece Still Suffering Most from the Economic and Financial Crisis. *Eurostat Statistics in Focus*, No. 2.
- Goodman, A., C., Thibodeau, T., G. (1998). Housing Market Segmentation. *Journal of Housing Economics*, 7 (2), 121-143.
- Hamburg, B., Hoffmann, M., Keller, J. (2008). Consumption, Wealth and Business Cycles in Germany. *Empirical Economics*, 34, 451-476.
- Hau, L. C. (2011). Stock Market and Consumption: Evidence from China. *Berkeley Undergraduate Journal*, 24 (3), 35-49.
- Hochguertel, S., van Soest, A. (2001). The Relation between Financial and Housing Wealth: Evidence from Dutch Households. *Journal of Urban Economics*, 49 (2), 374-403.
- Jansen, E. (2013). Wealth Effects on Consumption in Financial Crises: The Case of Norway. *Empirical Economics*, 45 (2), 873–904.
- Juster, F., Lupton, J., Smith, J., & Stafford, F. (1999). Savings and Wealth: Then and now. *Labor and Demography 0403027*, University Library of Munich.
- Kaas, L., Kocharkov, G., Preugschat, E., Siassi, N. (2020). *Reasons for the Low Homeownership Rate in Germany*. Deutsche Bundesbank. Kättesaadav: <https://www.bundesbank.de/en/publications/research/research-brief/2020-30-homeownership-822176>, 09. veebruar 2022.
- Kahr, J., Thomsett, M., C. (2005). Real Estate Market Valuation and Analysis. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.
- Kasak, K. (2022). *Andmed: Kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikide grupi näitel*. Kättesaadav: https://docs.google.com/spreadsheets/d/1bLXU0jtuXxOFi_pi qx5U3OXRzWJvFLU6PPOLkqhK4cI/edit?usp=sharing, 04. aprill 2022.

- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: MacMillan.
- Kishor, N. K. (2007). Does Consumption Respond More to Housing Wealth Than to Financial Market Wealth? If So, Why? *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35, 427-448.
- Ludvigson, S. C. (2004). Consumer Confidence and Consumer Spending. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (2), 29-50.
- OECD (2021). OECD Housing prices (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm>, 27. jaanuar 2022.
- OECD (2021). Long Term Interest Rates (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm#indicator-chart>, 10. märts 2022.
- Poterba, J. (2000). Stock market wealth and consumption. *Journal of Economic Perspectives*, 14, 99–118.
- Sauga, A. (2017). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele*. Tallinn: TTÜ Kirjastus.
- Slacalek, J. (2009). What Drives Personal Consumption? The Role of Housing and Financial Wealth. *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 9 (1), 37.
- Statista Research Department (2021). Home Ownership Rate in Europe 2019-2020, by Country (database) [Online]. Kättesaadav: <https://www.statista.com/statistics/246355/home-ownership-rate-in-europe/>, 05. veebruar 2022.
- Zhou, X., Chang, M., Gibler, K. (2016). The Asymmetric Wealth Effects of Housing Market and Stock Market on Consumption in China. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 21 (2), 196-216.

LISAD

Lisa 1. LLC-testi tulemused Lääne-Euroopa riikidegrupi esialgsete andmetega

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.073796	6488.2	2154.1
2	-0.082673	9247.5	3103.7
3	-0.12065	5377.4	5686.7

S_N = 0.72796, μ^* = -0.518, s^* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for PFCE
test with constant including 0 lags of (1-L)PFCE
Bartlett truncation at 14 lags
N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.092317	-4.016	-2.00037 [0.0227]

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	0.053805	1.4117	8.4563
2	-0.014874	1.2632	9.7373
3	-0.029124	2.3303	21.933

S_N = 2.76396, μ^* = -0.518, s^* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for HPI
test with constant including 0 lags of (1-L)HPI
Bartlett truncation at 14 lags
N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.0073873	-1.531	0.303074 [0.6191]

Lisa 1 järg

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.15637	0.085942	0.045478
2	-0.15389	0.084550	0.045279
3	-0.15109	0.089716	0.053860

S_N = 0.744686, mu* = -0.566, s* = 0.695

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for LTINT
with constant and trend including 0 lags of (1-L)LTINT
Bartlett truncation at 14 lags
N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.15375	-4.880	-1.57577 [0.0575]

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.027394	18623.	5622.2
2	-0.12135	30333.	7313.7
3	-0.047454	17549.	12893.

S_N = 0.632543, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for GDP
test with constant including 0 lags of (1-L)GDP
Bartlett truncation at 14 lags
N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.046101	-3.419	-2.80741 [0.0025]

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.37664	2.6007e+006	3.9307e+005
2	-0.36433	2.6436e+006	4.0517e+005
3	-0.41601	2.7804e+006	4.2438e+005

S_N = 0.390313, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for SMI
test with constant including 0 lags of (1-L)SMI
Bartlett truncation at 14 lags
N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.38487	-7.945	-6.64347 [0.0000]

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 2. LLC-testi tulemused Lääne-Euroopa riikidegrupi andmetega peale esimest järku diferentsi võtmist

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.81406	1.6714	0.16271
2	-0.13290	0.36071	0.19884
3	-0.27832	1.2256	0.26560

S_N = 0.506667, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for d_HPI

test with constant including 0 lags of (1-L)d_HPI

Bartlett truncation at 14 lags

N,T = (3,95), using 282 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.27805	-6.631	-4.98268 [0.0000]

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.74621	0.087960	0.012078
2	-0.78643	0.087898	0.012349
3	-0.72720	0.090586	0.013014

S_N = 0.374806, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for d_LTINT

test with constant including 0 lags of (1-L)d_LTINT

Bartlett truncation at 14 lags

N,T = (3,95), using 282 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.75298	-13.072	-12.7845 [0.0000]

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 3. Lääne-Euroopa riikidegrupi korrelatsioonikordajate p-väärtused

Näitaja	PFCE	d_HPI	LTINT	GDP	SMI
PFCE	-	-	-	-	-
d_HPI	$4,27 \times 10^{-05}$	-	-	-	-
LTINT	0,23	0,30	-	-	-
GDP	$5,00 \times 10^{-08}$	0,14	0,82	-	-
SMI	0,60	$1,17 \times 10^{-06}$	0,78	$9,90 \times 10^{-07}$	-

Allikas: Autori koostatud programmis *Excel*

Lisa 4. Lääne-Euroopa riikidegrupi ühendatudmudel

Model 1: Pooled OLS, using 285 observations
 Included 3 cross-sectional units
 Time-series length = 95
 Dependent variable: PFCE

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	4136.64	97.5177	42.42	6.31e-124	***
GDP	0.0705857	0.0121339	5.817	1.63e-08	***
SMI	-0.0138922	0.00611760	-2.271	0.0239	**
d_HPI	37.6850	8.77332	4.295	2.41e-05	***
d_LTINT	36.7593	37.7428	0.9739	0.3309	
Mean dependent var	4667.933	S.D. dependent var	211.6754		
Sum squared resid	10646338	S.E. of regression	194.9939		
R-squared	0.163355	Adjusted R-squared	0.151403		
F(4, 280)	13.66754	P-value(F)	3.42e-10		
Log-likelihood	-1904.671	Akaike criterion	3819.343		
Schwarz criterion	3837.605	Hannan-Quinn	3826.664		
rho	0.884943	Durbin-Watson	0.217883		

Excluding the constant, p-value was highest for variable 9 (d_LTINT)

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 5. Lääne-Euroopa riikidegrupi FE mudel koos testidega

Model 2: Fixed-effects, using 285 observations

Included 3 cross-sectional units

Time-series length = 95

Dependent variable: PFCE

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3277.30	152.633	21.47	5.74e-061	***
d_HPI	43.5754	8.14936	5.347	1.87e-07	***
d_LTINT	26.5953	34.7603	0.7651	0.4449	
GDP	0.183120	0.0196367	9.325	3.60e-018	***
SMI	-0.0290555	0.00601955	-4.827	2.29e-06	***
Mean dependent var	4667.933	S.D. dependent var	211.6754		
Sum squared resid	8950518	S.E. of regression	179.4327		
LSDV R-squared	0.296622	Within R-squared	0.288961		
LSDV F(6, 278)	19.53924	P-value(F)	5.16e-19		
Log-likelihood	-1879.947	Akaike criterion	3773.894		
Schwarz criterion	3799.461	Hannan-Quinn	3784.143		
rho	0.858836	Durbin-Watson	0.287583		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(4, 278) = 28.2443$

with p-value = $P(F(4, 278) > 28.2443) = 1.06593e-019$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(2, 278) = 26.3358$

with p-value = $P(F(2, 278) > 26.3358) = 3.35781e-011$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(3) = 37.2367

with p-value = 4.10029e-008

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)

Test statistic: $F(1, 2) = 17.0603$

with p-value = $P(F(1, 2) > 17.0603) = 0.0539187$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 8.49784

with p-value = 0.0142796

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 6. Lääne-Euroopa riikidegrupi RE mudel

Model 3: Random-effects (GLS), using 285 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 3 cross-sectional units
 Time-series length = 95
 Dependent variable: PFCE

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	3309.64	178.008	18.59	3.69e-077	***
GDP	0.178888	0.0193813	9.230	2.71e-020	***
SMI	-0.0284943	0.00600411	-4.746	2.08e-06	***
d_HPI	43.4018	8.14615	5.328	9.94e-08	***
d_LTINT	26.9720	34.7517	0.7761	0.4377	
Mean dependent var	4667.933	S.D. dependent var		211.6754	
Sum squared resid	13698511	S.E. of regression		220.7921	
Log-likelihood	-1940.591	Akaike criterion		3891.183	
Schwarz criterion	3909.445	Hannan-Quinn		3898.504	
rho	0.858836	Durbin-Watson		0.287583	

'Between' variance = 26267.6
 'Within' variance = 31405.3
 theta used for quasi-demeaning = 0.888516
 corr(y, yhat)^2 = 0.146762

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 111.199
 with p-value = 4.03828e-023

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 32.6771
 with p-value = 1.08811e-008

Hausman test -
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(2) = 1.92617
 with p-value = 0.381714

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 7. LLC-testi tulemused Lõuna-Euroopa riikidegrupi esialgsete andmetega

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.098642	6194.6	5336.3
2	-0.13119	10435.	6754.6
3	-0.13189	34590.	15909.

S_N = 0.803625, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for PFCE
 test with constant including 0 lags of (1-L)PFCE
 Bartlett truncation at 14 lags
 N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.11959	-4.485	-1.70789 [0.0438]

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.012132	1.6954	16.362
2	-0.017262	6.4144	61.424
3	-0.020489	6.7071	53.667

S_N = 3.00994, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for HPI
 test with constant including 0 lags of (1-L)HPI
 Bartlett truncation at 14 lags
 N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.016078	-2.990	-0.779443 [0.2179]

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.042123	0.16611	0.20391
2	-0.021046	0.12709	0.17215
3	-0.043436	2.2975	2.9437

S_N = 1.13457, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for LTINT
 test with constant including 0 lags of (1-L)LTINT
 Bartlett truncation at 14 lags
 N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.031583	-2.494	-0.488253 [0.3127]

Lisa 7 järg

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.12125	18453.	9598.1
2	-0.11041	20602.	13759.
3	-0.016352	10759.	32280.

S_N = 1.09018, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for GDP
test with constant including 0 lags of (1-L)GDP
Bartlett truncation at 14 lags
N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.042231	-2.735	-0.411344 [0.3404]

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.39183	2.8967e+006	4.5073e+005
2	-0.42328	3.1003e+006	4.8512e+005
3	-0.38281	3.1723e+006	5.0983e+005

S_N = 0.396972, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for SMI
test with constant including 0 lags of (1-L)SMI
Bartlett truncation at 14 lags
N,T = (3,96), using 285 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.39889	-8.100	-6.72146 [0.0000]

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 8. LLC-testi tulemused Lõuna-Euroopa riikidegrupi andmetega peale esimest järku diferentsi võtmist

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.25665	0.78174	0.17468
2	-0.14234	1.7562	0.82147
3	-0.34406	4.0181	0.62826

S_N = 0.517351, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for d_{HPI}
 test with constant including 0 lags of (1-L)d_{HPI}
 Bartlett truncation at 14 lags
 N,T = (3,95), using 282 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.2205	-5.922	-4.069 [0.0000]

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-0.71348	0.15986	0.025403
2	-0.67845	0.11651	0.018248
3	-0.51632	1.8103	0.31994

S_N = 0.404928, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for d_{LTINT}
 test with constant including 0 lags of (1-L)d_{LTINT}
 Bartlett truncation at 14 lags
 N,T = (3,95), using 282 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-0.62893	-11.373	-10.4784 [0.0000]

Step 1 results

unit	delta	s2e	s2y
1	-1.1926	19098.	2711.1
2	-1.1804	21947.	3060.4
3	-0.87647	10756.	1727.9

S_N = 0.383665, mu* = -0.518, s* = 0.776

Levin-Lin-Chu pooled ADF test for d_{GDP}
 test with constant including 0 lags of (1-L)d_{GDP}
 Bartlett truncation at 14 lags
 N,T = (3,95), using 282 observations

coefficient	t-ratio	z-score
-1.0858	-18.239	-19.2945 [0.0000]

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 9. Lõuna-Euroopa riikidegrupi korrelatsioonikordajate p-väärtused

Näitaja	PFCE	d_HPI	d_LTINT	d_GDP	SMI
PFCE	-	-	-	-	-
d_HPI	0,84	-	-	-	-
d_LTINT	0,11	0,21	-	-	-
d_GDP	0,48	0,02	0,05	-	-
SMI	0,01	0,01	0,12	0,33	-

Allikas: Autori koostatud programmis *Excel*

Lisa 10. Lõuna-Euroopa riikidegrupi ühendatudmudel

Model 1: Pooled OLS, using 285 observations
 Included 3 cross-sectional units
 Time-series length = 95
 Dependent variable: PFCE

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3858.65	90.1976	42.78	8.09e-125	***
SMI	-0.0420995	0.0157499	-2.673	0.0080	***
d_HPI	2.71179	15.0580	0.1801	0.8572	
d_LTINT	53.6927	36.0697	1.489	0.1377	
d_GDP	0.258120	0.255476	1.010	0.3132	
Mean dependent var	3628.991	S.D. dependent var	571.4517		
Sum squared resid	89345645	S.E. of regression	564.8819		
R-squared	0.036624	Adjusted R-squared	0.022861		
F(4, 280)	2.661118	P-value (F)	0.033015		
Log-likelihood	-2207.811	Akaike criterion	4425.622		
Schwarz criterion	4443.885	Hannan-Quinn	4432.943		
rho	0.957042	Durbin-Watson	0.071706		

Excluding the constant, p-value was highest for variable 8 (d_HPI)

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 11. Lõuna-Euroopa riikidegrupi FE mudel koos testidega

Model 2: Fixed-effects, using 285 observations
 Included 3 cross-sectional units
 Time-series length = 95
 Dependent variable: PFCE

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3854.65	41.1492	93.68	2.60e-212	***
d_HPI	15.5352	6.88813	2.255	0.0249	**
d_LTINT	51.2903	16.4582	3.116	0.0020	***
d_GDP	0.262283	0.116611	2.249	0.0253	**
SMI	-0.0422382	0.00718527	-5.878	1.18e-08	***

Mean dependent var	3628.991	S.D. dependent var	571.4517
Sum squared resid	18462406	S.E. of regression	257.7044
LSDV R-squared	0.800928	Within R-squared	0.158556
LSDV F(6, 278)	186.4129	P-value(F)	2.32e-94
Log-likelihood	-1983.120	Akaike criterion	3980.241
Schwarz criterion	4005.808	Hannan-Quinn	3990.490
rho	0.801187	Durbin-Watson	0.350923

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(4, 278) = 13.0961$
 with p-value = $P(F(4, 278) > 13.0961) = 8.729e-010$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(2, 278) = 533.667$
 with p-value = $P(F(2, 278) > 533.667) = 6.52939e-096$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(3) = 81.1113$
 with p-value = $1.77273e-017$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 2) = 0.106557$
 with p-value = $P(F(1, 2) > 0.106557) = 0.775092$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 10.8154$
 with p-value = 0.0044819

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 12. Lõuna-Euroopa riikidegrupi logaritmitud andmetega RE mudel koos testidega

```

Model 3: Fixed-effects, using 51 observations
Included 3 cross-sectional units
Time-series length: minimum 15, maximum 19
Dependent variable: l_PFCE

      coefficient      std. error      t-ratio      p-value
-----
const      9.18433      0.465462      19.73      1.76e-023 ***
l_SMI     -0.118308      0.0535614     -2.209      0.0324 **
l_d_HPI   -0.00877625     0.0139079     -0.6310     0.5313
l_d_LTINT -0.0153188      0.0118771     -1.290      0.2039
l_d_GDP    1.03948e-05     0.0152962      0.0006796   0.9995

Mean dependent var      8.195993      S.D. dependent var      0.152285
Sum squared resid      0.261573      S.E. of regression      0.077103
LSDV R-squared          0.774415      Within R-squared        0.130583
LSDV F(6, 44)          25.17476      P-value(F)              1.01e-12
Log-likelihood          62.09230      Akaike criterion        -110.1846
Schwarz criterion      -96.66182      Hannan-Quinn            -105.0171
rho                     0.807123      Durbin-Watson           0.559055

Joint test on named regressors -
  Test statistic: F(4, 44) = 1.65216
  with p-value = P(F(4, 44) > 1.65216) = 0.178256

Test for differing group intercepts -
  Null hypothesis: The groups have a common intercept
  Test statistic: F(2, 44) = 56.1783
  with p-value = P(F(2, 44) > 56.1783) = 7.68074e-013

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
  Null hypothesis: the units have a common error variance
  Asymptotic test statistic: Chi-square(3) = 217.962
  with p-value = 5.53798e-047

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
  Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)
  Test statistic: F(1, 2) = 0.362097
  with p-value = P(F(1, 2) > 0.362097) = 0.608472

```

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 13. Lõuna-Euroopa riikidegrupi kohandatud standardvigadega RE mudel koos testidega

Model 4: Fixed-effects, using 285 observations
 Included 3 cross-sectional units
 Time-series length = 95
 Dependent variable: PFCE
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3854.65	124.407	30.98	3.69e-092	***
SMI	-0.0422382	0.0233305	-1.810	0.0713	*
d_HPI	15.5352	4.37020	3.555	0.0004	***
d_LTINT	51.2903	17.9030	2.865	0.0045	***
d_GDP	0.262283	0.0150329	17.45	1.50e-046	***
Mean dependent var	3628.991	S.D. dependent var	571.4517		
Sum squared resid	18462406	S.E. of regression	257.7044		
LSDV R-squared	0.800928	Within R-squared	0.158556		
Log-likelihood	-1983.120	Akaike criterion	3980.241		
Schwarz criterion	4005.808	Hannan-Quinn	3990.490		
rho	0.801187	Durbin-Watson	0.350923		

Robust test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch F(2, 175.6) = 706.707
 with p-value = $P(F(2, 175.6) > 706.707) = 1.01883e-084$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(3) = 81.1113
 with p-value = $1.77273e-017$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 2) = 0.106557$
 with p-value = $P(F(1, 2) > 0.106557) = 0.775092$

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 10.8154
 with p-value = 0.0044819

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 14. Lõuna-Euroopa riikidegrupi RE mudel

Included 3 cross-sectional units
 Time-series length = 95
 Dependent variable: PFCE

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	3854.66	359.999	10.71	9.40e-027	***
SMI	-0.0422380	0.00718460	-5.879	4.13e-09	***
d_HPI	15.5117	6.88745	2.252	0.0243	**
d_LTINT	51.2946	16.4567	3.117	0.0018	***
d_GDP	0.262275	0.116600	2.249	0.0245	**
Mean dependent var	3628.991	S.D. dependent var	571.4517		
Sum squared resid	89590944	S.E. of regression	564.6494		
Log-likelihood	-2208.202	Akaike criterion	4426.404		
Schwarz criterion	4444.666	Hannan-Quinn	4433.724		
rho	0.801187	Durbin-Watson	0.350923		

'Between' variance = 374365
 'Within' variance = 64780.4
 theta used for quasi-demeaning = 0.95736
 corr(y,yhat)^2 = 0.0340632

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 52.3854
 with p-value = 1.14582e-010

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 8325.84
 with p-value = 0

Hausman test -
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(2) = 1.99635
 with p-value = 0.368551

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 15. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Karin Kasak

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele Lääne- ja Lõuna-Euroopa riikide näitel“, mille juhendaja on Signe Rosenberg,
 - 1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
 - 1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tallinna Tehnikaülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.
 2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
 3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.
-

12.05.2022 (kuupäev)

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