

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Katriina Somelar

**JÕUKUSE ERI KOMPONENTIDE MÕJU TARBIMISELE
NORRAS**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala keskkonna- ja säästva arengu ökonoomika

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 6721 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Katriina Somelar 13.05.2021

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 154900TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: somelarkatriina@gmail.com

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	4
SISSEJUHATUS	5
1. TEOREETILINE RAAMISTIK JA VARASEM EMPIIRILINE KIRJANDUS.....	7
1.1. Ülevaade kinnisvaraturu olemusest	7
1.2. Ülevaade finantsvarast.....	8
1.3. Kinnisvaraline ja finantsvaraline jõukus	10
1.4. Varasem empiiriline kirjandus.....	12
2. ANDMETE JA MEETODI ÜLEVAADE	15
2.1. Kasutatavad andmed	15
2.2. Kasutatud meetodid	19
3. ANALÜÜS JA JÄRELDUSED	22
3.1. Analüüs ja tulemused.....	22
3.2. Järeldused	30
KOKKUVÕTE	33
SUMMARY.....	35
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	37
LISAD	39
Lisa 1. Lõputöös kasutatavad andmed.....	39
Lisa 2. Korrelatsioonikordajate t-statistikud	44
Lisa 3. Korrelatsioonikordajate p-väärtused.....	45
Lisa 4. Korrelatsioonikordajate statistilise olulisuse tabel	46
Lisa 5. OLS mudel 1	47
Lisa 6. OLS mudel 2.....	48
Lisa 7. OLS mudel 3.....	49
Lisa 8. OLS mudel 4.....	50
Lisa 9. OLS mudel 2 testid	51
Lisa 10. OLS mudel 3 testid	52
Lisa 11. OLS mudel 4 testid	53
Lisa 12. Lihtlitsents	54

LÜHIKOKKUVÕTE

Antud lõputöö eesmärk on välja selgitada, kas ja kuidas erinevad jõukuse komponendid mõjutavad tarbimist Norras perioodil 1985 esimene kvartal kuni 2020 kolmas kvartal. Lisaks leitakse eesmärgist lähtuvalt vastused kahele uurimisküsimusele, millist mõju avaldab tarbimisele finantsvaraline jõukus ning millise jõukuse komponendi mõju tarbimisele on suurem? Eesmärgi saavutamiseks on püstitatud kaks hüpoteesi: kinnisvaraline jõukus on suurema mõjuga tarbimisele kui finantsvaraline jõukus ja finantsvaralisel jõukusel ei ole tarbimisele statistiliselt olulist mõju.

Töös viiakse läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüs programmis *Gretl* ja *MS Excel*. Lõputöö parema analüüsi tulemuse saamiseks koostatakse neli OLS mudelit. Analüüsis on sõltuvaks muutujaks reaalsed erasektori lõpptarbimiskulud. Sõltumatuteks muutujateks on reaalne sisemajanduse koguprodukt, kinnisvara hinnaindeks, aktsiaturu indeks ning pikaajaline intressimäär. Neljas mudel on lõplik, selle sõltumatuteks muutujateks on kinnisvara hinnaindeks ja aktsiaturu indeks. Andmed pärinevad FRED, OECD, Yahoo Finance ja Investing andmebaasidest.

Analüüsi tulemusel selgus, et finantsvaraline jõukus avaldab tarbimisele positiivset mõju. Finantsvaraline jõukus on statistiliselt oluline nivool 0,1. Aktsiaturu indeksi ühe protsendi võrra kasvades suurenevad erasektori lõpptarbimiskulud 0,022 protsendi võrra. Lisaks selgus, et kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimisele on suurem. Kinnisvara hinnaindeksi ühe protsendi võrra kasvades suurenevad erasektori lõpptarbimiskulud 0,129 protsendi võrra.

Antud tööd on võimalik edasi arendada lisades ja/või asendades muutujaid. Samuti kasutades viitaegu, fiktiivmuutujaid kriisiajastul või teist analüüsimeetodit.

Võtmesõnad: Erasektori tarbimiskulud, aktsiaturu indeks, kinnisvara hinnaindeks

SISSEJUHATUS

Viimaste aastate jooksul toimunud kõikumised aktsiaturgudel ja kinnisvara väärtuste puhul on teadlaste tähelepanu toonud tarbijate kulutustele finants- ja kinnisvaralise jõukuse mõju määramisel (Bostic *et al.* 2009). Mõnikord väidetakse, et kinnisvaralise rikkuse muutuste mõju tarbimisele on suurem kui aktsiaturu rikkuse muutuste mõju, sest üha rohkem inimesi omab kinnisvara. Samas on ka teisi tegureid, mis mõjutavad tarbimist ja seetõttu on vaja kvantitatiivselt hinnata iga jõukuse liigi muutuse mõju tarbimisele. (Dvornak, Kohler 2003) Varasemalt on leitud näiteks, et ühe dollari suurune kasv kinnisvaralises jõukuses suurendab tarbimist seitsme senti võrra, samas ühe dollariline kasv finantsvaralises jõukuses suurendab tarbimist vaid kolme senti võrra (Kishor 2007).

Antud bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kuidas erinevad jõukuse komponendid mõjutavad tarbimist Norras. Lõputöö eesmärgi saavutamiseks seab töö autor järgmised uurimisülesanded:

- 1) anda ülevaade varasemast teoreetilisest ja empiirilisest kirjandusest;
- 2) koguda analüüsiks vajalikke andmeid;
- 3) viia läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüs, kontrollida mudelit ja tuua välja järeldused.

Sellest tulenevalt on töös püstitatud järgnevad uurimisküsimused:

1. Millist mõju avaldab tarbimisele finantsvaraline jõukus?
2. Millise jõukuse komponendi mõju tarbimisele on suurem?

Käesolevas lõputöös on püstitatud kaks hüpoteesi:

- 1) kinnisvaraline jõukus on suurema mõjuga tarbimisele kui finantsvaraline jõukus;
- 2) finantsvaralisel jõukusel ei ole tarbimisele statistiliselt olulist mõju.

Käesolev lõputöö kirjutatakse Norra näitel, kuna antud riigi puhul on tegemist heaoluühiskonnaga, kus eeldatavasti on inimestel laialdased finantsteadmised. Samuti on antud riigi kohta võimalik leida usaldusväärseid andmeid pika perioodi kohta. Tulenevalt andmete

kättesaadavusest kasutatakse käesolevas lõputöö empiirilises analüüsis Norra kvartaalseid andmeid perioodil 1985 esimene kvartal kuni 2020 kolmas kvartal. Andmed pärinevad FRED, OECD, Yahoo Finance ja Investing andmebaasidest. Sõltuvaks muutujaks on erasektori lõpptarbimiskulutused. Lähtudes Janseni ja Dvornak ning Kohleri uuringutest kaasatakse ka tarbijahinnaindeks. Sõltumatuteks muutujateks on sisemajanduse koguprodukti protsentuaalne muut (Bostic *et al.* 2009), aktsiaturu indeks (Rahmanov 2013), kinnisvarahinna indeks (Dvornak, Kohler 2003), intressimäär (Singh 2012; Jansen 2013).

Käesolevas lõputöös kasutab autor regressioonanalüüsi vähimruutude meetodil, mistõttu teeb ka muid vajalikke mudeli eeldusi: heteroskedastiivsus (White test), autokorrelatsioon (Breusch-Godfrey test), jääkliikmete normaaljaotus (vähimruutude meetodil Doornik-Hanseni test), multikollinearsus ehk näitajate vahelise seose esinemine mudelis, spetsifikatsioon RESET testiga. Samuti viib autor kasutatavate muutujate omavahelise seose kontrollimiseks läbi ka korrelatsioonanalüüsi. Korrelatsioon- ja regressioonanalüüs teostatakse ökonomeetriapakettis *Gretl*. Kuna andmed on kvartaalsed, tuleb andmetest eemaldada ka sesoonsus ning testima peab ka aegridade statsionaarsust. Aegridade statsionaarsust planeerib autor kontrollida ADF-meetodiga.

Antud lõputöö jaguneb kolmeks suureks peatükiks. Esimeses peatükis annab autor ülevaate kinnisvaraturu olemusest, finantsvarast ning kinnisvaralisest ja finantsvaralisest jõukusest. Samuti tuuakse esimeses peatükis ülevaade teguritest, mis mõjutavad tarbimist. Lisaks käsitleb esimene peatükk varasemat empiirilist kirjandust. Teises peatükis antakse ülevaade kasutatavatest andmetest ja meetoditest. Kolmandas peatükis tuuakse välja empiirilise analüüsi tulemused ja nende põhjal tehtud järeldused.

1. TEOREETILINE RAAMISTIK JA VARASEM EMPIIRILINE KIRJANDUS

Antud peatükk annab ülevaate kinnisvaraturu olemusest, finantsvarast ning kinnisvaralisest ja finantsvaralisest jõukusest. Lisaks on kirjeldatud mitmeid tegureid, mis mõjutavad tarbimist Norra näitel. Samuti käsitleb käesolev peatükk varasemaid empiirilisi uuringuid.

1.1. Ülevaade kinnisvaraturu olemusest

Kinnisvara on üks heaoluriigi neljast valdkonnast, ülejäänud kolm on pension, kooliharidus ja tervis. Kinnisvara võib omada mitmel põhjusel – hädavajalik eluase, investering ja jõukuse objekt. Enamike leibkondade jaoks on tegu eelarve kõige suurema kulutusega. (Stamsø 2009) Kinnisvara on majapidamiste portfelli suurim vara ja eluasemevõlg on suurim kohustus majapidamiste portfelliges. Kinnisvara on peamine rikkuse kogumise vahend, sest seda saab omandada võimendusega. Kinnisvaralaen võimaldab ka madala sissetulekuga ja väheste varadega majapidamistel, näiteks noortel leibkondadel, rikkust koguda. Kinnisvara hindamine jõukuse jaotamise vaatenurgast eeldab eluaseme varade ja kohustuste vaatlemist, pöörates erilist tähelepanu sissetulekute ja varade jaotuse alusele. (Causa *et al.* 2019)

Kinnisvara koduna ostes võib kinnisvarahinna tõus potentsiaalsetel koduostjatel vähendada teiste kaupade tarbimist, et säästa sisse makse ja ostuga seotud kulude jaoks. Kinnisvaraomanike jaoks tähendab hindade tõus rikkuse kasvu. Teiselt poolt tekitab kinnisvara hindade kallinemine investeerimisvarana kapitalitulu voogu (nii realiseeritud kui realiseerimata). Kui krediiturg on liberaalne, siis vähendatakse sisse makse piirangut. Näiteks kodukapitalilaenu võimaldavad hõlpsasti juurdepääsu kogutud varadele suhteliselt madalate intressimääradega, nii et koduomanikud saavad teiste kaupade tarbimist kinnisvara hindamisega rahastada. (Zhou *et al.* 2016)

Pärast Teist maailmasõda muudeti Norras oluline osa avalikest eluruumidest iseseisvateks ühistuteks. Need ühistud said sotsiaalsete eluasemete üürimise alternatiivideks. Lisaks suurenes

koduomanike arv pärast sõda esimese kahe aastakümne jooksul 12 protsendi võrra ja 1981. aastaks oli majaomanike osakaal 59 protsenti. (Stamsø 2009) Norra võttis 1982. aastal kasutusele toetused kinnisvara ostmiseks. Alguses katsid toetused kuni 20 protsenti eluaseme hinnast ning olid suunatud kindlatele sihtgruppidele. 1996-2005. aastatel olid toetused kuni 30 protsenti eluaseme hinnast ning äärelinnades kuni 60 protsendini. Alates 2004. aastast muudeti sihgrupp ja eesmärgiks oli aidata kodutuid. (Stamsø 2008) Norras peetakse kinnisvara üürimist pigem kehvaks elamise viisiks ja ajalooliselt on see olnud haruldane. Üürimine on muutunud populaarsemaks seoses linnastumisega, aga kinnisvara omamine on jätkuvalt märkmisväärne maapiirkondades. (Stamsø 2009) 2019. aastal on Eurostati andmetel Norras 80,3% koduomanikke. Euroopa Liidu 27 riigis on 69,2% koduomanikke. See on 11,1 protsendipunkti vähem kui Norras. (Eurostat, tabel ILC_LVHO02)

Majapidamiste majanduslikust heaolust täieliku ülevaate saamiseks tuleb arvestada nii leibkondade rikkuse kui ka sissetuleku ja tarbimisega. Norra on üks väheseid riike, mis veel varamaksu kogub. Tulemused näitavad, et leibkonna netovara on märgatavalt suurenenud, kui kinnisvara turuväärtus on arvestatud rikkuse kontseptsiooni. Keskmine netovara leibkonna kohta oli 2009. aastal 1,6 miljonit Norra krooni. See moodustab 65 protsenti kogu rikkusest. Finantsvarad, näiteks pangahoiused, aktsiad jms, moodustavad kogu varast 28 protsenti, koguvõlg aga 37 protsenti koguvaramast. Enamikes riikides on leibkonna netovara jaotumine väga ebahühtlane ja Norra pole erand. (Epland, Kirkeberg 2012)

Norras on juba mitu aastakümnet olnud suurte maksukulude traditsioon, mis on tingitud suurest vastupanust eluaseme maksustamisele, mida tõendab omapärane argument „esmatarbekaupa ei maksustata”. Krediidi- ja eluasemeturgude reguleerimine, mis kehtis veel 1980. aastal, tõi kaasa madalamad eluasemehinnad ja seetõttu madalamad maksukulutused. (Stamsø 2009)

1.2. Ülevaade finantsvarast

Alates 1980ndatest aastatest on finantsvara tähtsus kasvanud kõigis OECD riikides. Selle arengu võib jagada kuueks tsükliks (De Bonis *et al.* 2012):

- 1) vaikeseks 1980ndateks, mil finantsilise rikkuse kasv oli mõõdukas kõikjal v.a Jaapanis;
- 2) varahindade buum 1990. aastate teisel poolel, mis oli seotud Interneti laienemisega;
- 3) *dot.com*-mulli plahvatus aastatel 2000–2003;

- 4) finantsvara ajutine taastumine ajavahemikul 2003–2007;
- 5) rahalise rikkuse hävimine, mis toimus 2007. aasta teise poole ja 2009. aasta esimeste kuude vahel, eriti pärast Lehman Brothersi kokkuvarisemist;
- 6) aastatel pärast 2009. aastat on toimunud riikides mitmeid arenguid. 2011. aasta detsembri seisuga olid kodumajapidamiste finantsvarad Prantsusmaal, Saksamaal ja Jaapanis taastunud kõrgemale tasemest, mis oli 1999. aasta lõpus. Samas, kui teistes riikides olid need endiselt allpool Interneti-mulli lõpus saavutatud kõrgust.

Varasemalt hoiti enamikku Euroopa leibkondade finantsvaradest likviidse, turvalise, kuid madala tootlusega varana. Aktsiaturul osalemine piirdus suhteliselt väheste leibkondadega, kes asusid varade jaotumise ülemises osas, suhteliselt hea haridusega ja vähe kokku puutunud muude riskiallikatega (v.a ettevõtlusrisk). (Guiso *et al.* 2003) Alates 1980. aastatest viisid pangapõhised süsteemid, nagu Prantsusmaa ja Itaalia, sisse reformid, et suurendada börsi tõhusust. (De Bonis *et al.* 2012)

Alates 1990. aastatest hoiab suurem osa investoritest oma portfellis aktsiaid. Mikroökonomilised andmed näitavad, et umbes 50% USA ja Rootsi leibkondadest ning üle kolmandiku Suurbritannias investeerib aktsiaturule otse või kaudselt (investeeringufondide ja muude hallatavate investeeringukontode kaudu). Samas vaid 15–25% leibkondadest Hollandis, Itaalias, Prantsusmaal ja Saksamaal investeerivad aktsiatesse. Igas neist riikidest on see protsent üsna märkimisväärselt kasvanud, mõnikord kümnendi jooksul kahekordistunud. (Guiso *et al.* 2003) Aktsiaid hoidvate leibkondade jaoks tähendab aktsia hindade pikaajaline tõus rahalise rikkuse suurenemist, mis stimuleerib järelkult tarbijate kulutusi. (Akin 2014)

Itaalias investeeritakse võlakirjadesse 20 protsenti majapidamiste varadest, mis on palju suurem kui teistes riikides, tulenevalt riigi väärtpaberite ja pangavõlakirjade osakaalust. Enamikus OECD riikides täheldati kommertsbankade tegevuse lõpetamise suundumust, mis viis hoiuste osatähtsuse vähenemiseni majapidamiste varanduses. Hoiused on endiselt kesksel kohal Jaapanis, Hispaanias ja Saksamaal. (De Bonis *et al.* 2012) Kodumajapidamistel, kellel on otsene või kaudne juurdepääs aktsiaturule, selle asemel, et tugineda peamiselt pankade hoiusekontodele, ja võib-olla riigivõlakirjadele, on rohkem vahendeid, millega oma tarbimist siluda ja majapidamise riske maandada. (Guiso *et al.* 2003)

Teooria viitab ka sellele, et aktsiahinnad võivad prognoosida tulevaste tarbimiskulutuste suunda, eriti kestva kaupade osas, mis on peamine näitaja tsüklilisest majandustegevusest, riskidest, ebakindlusest tööhõive väljavaadetes ja tarbijate usaldusest tulevaste majandustingimuste suhtes. Väidetakse, et aktsiate omamise jõukuse efekt Ameerika Ühendriikides on aja jooksul tugevnenud aktsiate kaudse hoidmisega investeerimisfondide, era- ja riiklike pensionisüsteemide ning kindlustusplaanide kaudu. (Akin 2014) Elukindlustuse ja pensionifondide kasv on olnud järjepidev kõigis riikides. (De Bonis *et al.* 2012)

Uuringud viitavad sellele, et tarbimise reaktsioon aktsiaturu väärtuse muutustele võib lühemas ja pikemas perspektiivis erineda. Lühemas perspektiivis on see asümmeetrilisem. Pikemas perspektiivis toob USA aktsiaturu rikkuse 10%-line kasv või vähenemine kaasa kogu tarbimise 0,375%-se kasvu või vähenemise. Lühiajalises perspektiivis on aktsiaturu langusel aga suurem mõju kui aktsia hinna tõusul. (Zhou *et al.* 2016) Kinnisvaraline rikkus on aga kõigil sissetulekuklasside tarbijatel ja see jaguneb elanikkonna seas palju ühtlasemalt. Samal ajal on aktsiaturg koondunud kõrge sissetulekuga tarbijatele. Kuna kinnisvarahinnad on aktsiate hindadest palju vähem kõikumad, võib kinnisvaralise vara muutusi pidada püsivateks. Samuti saavad kinnisvaraomanikud tegelikke ja kaudseid üüritulusid kinnisvaraomandist, mis võib moodustada märkimisväärse osa leibkonna kasutatavast sissetulekust. Sellistes tingimustes võib kinnisvaraline rikkus mõjutada tarbimist rohkem kui aktsiaturu rikkus. (Akin 2014)

Leibkonna finantsseisundi kirjeldamisel on tavaline lähenemisviis netovara kasutamine, kus leibkonna kohustused lahutatakse tema varadest. Netovara komponendid – finantskohustused, finantsvarad ja reaalarvad, on aga leibkondades väga heterogeensed. See tähendab, et sama netovara väärtusega leibkondadel võivad olla erinevad varade ja kohustuste suurused. Leibkondade võlgnevuste summaarne suurus on arenenud riikides viimase kolme aastakümne jooksul kasvanud ja kiireim kasv on toimunud alates 2000. aastast. (Kukk 2014)

1.3. Kinnisvaraline ja finantsvaraline jõukus

Mitmed empiirilised uuringud on dokumenteerinud positiivse seose kinnisvara, finantsvaraliste väärtuste ning majapidamiste tarbimise vahel. See on viinud uue terminoloogia kasutusele võtmiseni: kinnisvaralise jõukuse ja aktsiaturu jõukuse mõju. Finantsvaralise rikkuse efekt tähendab finantsvaralise väärtuse suurenemisest tingitud tarbimise kasvu. (Rahmanov 2013)

Finantsvarad on tavaliselt likviidsed varad, näiteks aktsiad, hoiused, väärtpaberid. Kinnisvaraline jõukus hõlmab üldiselt eluasemeid, suvekodusid ja tüürikinnisvara.

Jõukus võib mõjutada leibkonna tarbimist kahte moodi. Esiteks saab majapidamine finantseerida tarbimist varade müümisega ja teiseks saavad leibkonnad oma kulutusi suurendada, laenates varade tagatisena raha. Aktsiahindade langus suurendab ebakindlust tulevaste sissetulekute suhtes, s.t tarbijate kindlustunde vähenemist ja seetõttu püsiva tarbimise vähenemist. Seega annab varade hindade kasv märku majapidamiste sissetulekute suuremast kasvust ning ka tarbimisnõudluse kasvust ja vastupidi. (Singh 2012) Kinnisvara võib mõjuda tarbimisele erinevalt, võrreldes finantsvaraga, mis on tingitud likviidsuse erinevustest, maksusoodustustest, pärandamise motiividest, teatud tüüpi varade hoidmise eelistamisest või eluaseme kaheksugusest rollist nii elukohana kui ka investeeringuna. See tähendab, et kui eluaseme hinnad tõusevad, tõuseb ka kaudne eluasemes elamise kulu. (Zhou *et al.* 2016)

Ehkki kinnisvaralist rikkust peetakse sageli leibkonna varade poolel kõige olulisemaks komponendiks, on toodud mitmeid teoreetilisi põhjuseid selgitamiseks, miks kinnisvaralise jõukuse suurenemine mõjutab tarbimist mitmekülgsest. Koduomanikud ei pruugi teatud psühholoogiliste tegurite tõttu reageerida kinnisvarahindade muutustele samamoodi kui aktsiaturu hindade muutustele. (Akin 2014)

2012. aasta Singh uuringus on välja toodud, kuidas aktsiaturu rikkuse muutused võivad mõjutada kodumajapidamiste tarbimist. Esiteks, realiseeritud rikkuse efekt tekib siis, kui tarbijate varade väärtus suureneb ja tarbijad mõistavad oma kasu, mis viib tarbimise suurenemiseni. Akin toob oma 2014. aasta uuringus välja, et kinnisvaralise jõukuse kogunemist võib pidada eesmärgiks omaette kindlustada elu ebakindluse vastu. Majapidamised eraldavad eluaseme vara pikaajaliseks hoiuks samal ajal, kui jooksvate kulude jaoks kasutatakse teisi, näiteks aktsiaid. Seetõttu võiks kinnisvaralisest rikkusest tulenev tarbimise efekt olla väiksem kui muudest varadest tulenev tarbimise efekt.

Teiseks on realiseerimata jõukuseefekt, kus aktsiahindade tõus võib avaldada ootuseefekti, kui pensioni- ja muude kontode aktsiate väärtus suureneb. Ehkki tarbijad ei pruugi sellest kasumist aru saada, tekitab praeguse tarbimise ootus tulevaste sissetulekute ja rikkuse kasvu. (Singh 2012) Samas kodumajapidamistel võib olla pärandimotiiv põlvkondadevaheliseks rikkuse

ülekanndamiseks, mis soosib hinnatud vara hoidmist surmani ja ei pruugita olla huvitatud reageerimisest kinnisvara väärtuse lühiajalistele muutustele. (Akin 2014)

Kolmandaks on likviidsusefekt, kus aktsiahindade tõus tõstab investorite portfelli, mis omakorda suurendab võimet tarbimise finantseerimiseks sellise tagatise vastu laenata. (Singh 2012) Samas võib finantsiline vara olla koondunud piiratud kontodele, näiteks pensionikontodele ja kindlustusele. Kodumajapidamised ei saa nendelt kontodelt hõlpsasti raha välja võtta ning nad ei pruugi nii kergelt laenu saada. (Benjamin *et al.* 2004)

Neljandaks võivad aktsiahindade muutused kaudselt mõjutada ka nende leibkondade tarbimist, kes börsil ei osale, kuna aktsiat omavate leibkondade suurem rikkus võib avaldada kõrvalmõjusid. (Singh 2012) Madalama sissetulekuga perekondade seas on finantsvaralise jõukuse kasutamine tarbimiseks praktiliselt olematu. Finantsvarad on koondunud suurte sissetulekuga perede hulka. (Benjamin *et al.* 2004)

Norra majapidamiste kogu finantskapital moodustas 2009. aastal 1555 miljardit Norra krooni. Ainuüksi pangahoiused moodustavad üle 44% kogu finantskapitalist. Samas aktsiate ja muude väärtpaberite osa oli 37%. 2009. aastal oli igal viiendal Norra leibkonnal aktsiaid ja muid väärtpabereid. Üle kolmandiku kõigist leibkondadest olid investeerinud investeerimisfondidesse, võlakirjadesse ja rahaturufondidesse, kuid need finantsvarad moodustavad vaid 6% kogu finantskapitalist. (Epland, Kirkeberg 2012)

1.4. Varasem empiiriline kirjandus

Varasemast empiirilisest kirjandusest leidub uurimusi nii kogujõukuse mõju kohta tarbimisele kui ka jõukuse erinevate komponentide efekti kohta tarbimisele. Enamik uurimusi keskendub kogujõukuse efektidele, näiteks Jansen (2013), Dvornak, Kohler (2003) ja Sousa (2009). Samas on ka uuritud, kuidas mõjutavad jõukuse erinevad komponendid tarbimist. Käesolev alapeatükk annabki ülevaate viimatimainitud aspektile keskenduvatest empiirilistest uurimustest.

Sousa (2009) ja Bostic *et al.* (2009) uuringutes leiti finantsvaralise jõukuse näitaja, lahutades finantsvaralistest varadest finantskohustused. Finantsvaralise jõukuse näitajana on kasutatud MICEX indeksit ja PFTS indeksit (Rahmanov 2013). MICEX indeks on Moskva börsiindeks,

mis on nomineeritud rublades (Florjanová, Chmelíková 2015). PFTS indeks on Ukraina aktsiaindeks, mis põhineb mitmemõõtmelisel statistilisel analüüsil (Andrienko 2013). Zhou *et al.* 2016. aasta uurimuses Hiina kohta kasutati finantsjõukuse uurimiseks kahte muutujat – ülespoole jääv vara ja allapoole jääv vara. Ülespoole jääv vara tähendas aktsiaturu väärtuste positiivset muutust ja allapoole jääv vara aktsiaturu negatiivset muutust.

Kinnisvaralise jõukuse näitaja leiti Causa 2019. aasta uuringus, lahutades majapidamiste kogu kinnisvaralisest varast laenu. Zhou *et al.* (2016) töös leiti esmalt uute eraomandis olevate üüri- või omaniku kasutuses olevate eluasemete keskmise ruutmeetri turuhinna linnaelamute pindalaga elaniku kohta ning seejärel loodi alternatiivne kinnisvaralise jõukuse mõõdik, mis arvestab kinnisvarahinna taskukohasust. Selleks jagati varem leitud kinnisvaralise jõukuse sissetulekuga. Tulemuseks on keskmise kinnisvaralise jõukuse ja keskmise kasutatava sissetuleku suhe. Bostic *et al.* (2009) uuringus kasutati kinnisvaralise jõukuse leidmisel esmase kinnisvara hinnangulist väärtust.

Majapidamiste tarbimise näitajana kasutatakse majapidamiste kogukulutusi kaupadele ja teenustele ning sissetulek viitab kasutatavale tulule, milleks on kogu sissetulek miinus maksud, sotsiaalkindlustusmaksed ja muud kohustuslikud maksed (Jansen 2013; Rahmanov 2013; Bostic *et al.* 2009). Samuti kasutatakse uuringutes tarbijahinnaindeksit (Jansen 2013; Dvornak, Kohler 2003, Sousa 2009). Lisaks on kasutatud mudelite loomisel erinevaid kontrollmuutujaid: vanus (Jansen 2013; Bostic *et al.* 2009), intressimäär (Singh 2012; Jansen 2013), kasutatav tulu (Sousa 2009; Dvornak, Kohler 2003).

Bostic *et al.* 2009. aasta uurimuse tulemused näitavad suhteliselt suurt kinnisvaralise jõukuse mõju tarbimiskulutustele. Uurimistulemused toetavad hüpoteetilist käitumuslikku eristamist kodumajapidamiste tarbimiskulutustes kestvus- ja mittekestvuskaupadele tehtud kulutuste kategooriate lõikes. Tarbimisharjumused erinevad järsult ka krediidiipiiranguga ja krediidiipiiranguta leibkondade lõikes. Näiteks antud uurimuses tähendab kinnisvarahindade 10-protsendiline langus võrreldes 2005. aasta tasemega SKP reaalkasvu 1-protsendipunktilist langust, mis on varasematel aastatel tõestatud märkimisväärne vähenemine, võrreldes SKP reaalse 4-protsendilise kasvuga. Benjamin *et al.* leidsid 2004. aastal Ameerika Ühendriikides läbi viidud uuringu tulemusel samuti, et kinnisvaralisel jõukusel on majandustegevusele olulisem mõju kui finantsvaralisel jõukusel. Ühe dollariline kasv kinnisvaralises jõukuses tähendab, et tarbijad kulutavad sellel aastal 8 senti. Võrdluseks aktsia- ja võlakirjaturgude finantsvara

suurenemine ühe dollari võrra suurendab jooksva aastal kulutusi 2 senti. Eluaseme mõju on neli korda suurem.

Singh (2012) leiab, et Bayesi VAR-mudeli hinnangud näitavad, et positiivse reaalsissetuleku šokk põhjustab püsiva reaalse tarbimishüppelise kasvu, mis aja jooksul suureneb. Reaalsissetuleku 10%-line kasv toob kaasa reaalse tarbimise 5%-se kasvu. Reaalsete sissetulekute šokid on samuti püsiva iseloomuga. See on kooskõlas leibkondade suurema kalduvusega sissetulekutest tarbida arenevas majanduses nagu India. Börsiturul on vaid lühiajaline mõju tarbimishüppelisele. Hinnangute kohaselt tõstab aktsiahindade 10%-line tõus tarbimishüppelust 0,3%.

Analüüsid tarbimishüppelise sissetuleku ja rikkuse (varade ja kinnisvara) funktsioonina Hiinast pärit andmete põhjal aastatel 1999–2010, kasutades paneel-vektorautoregressiooni mudelit. Leitakse, et kinnisvaralisel jõukusel on negatiivne mõju tarbimisele, kuid see seos on väike, mistõttu kõikumine kinnisvaraturul ei tohiks tekitada tarbimises järske liikumisi. Leitakse, et kinnisvaralisel rikkusel on negatiivne mõju tarbimisele, mis viitab väljatõrjumise efektile. (Zhou *et al.* 2016)

Sousa 2009. aasta uuringus leiti, et marginaalne kalduvus tarbida finantsvaralisest rikkusest jäi vahemikku 0,7 senti euro kohta (esmane mõju) ja 1,9 senti euro kohta (pikaajaline mõju). Tarbimine reageerib tugevalt finantsvaralise rikkuse muutusele: finantsvarade 10%-lise kasvu puhul tõuseb tarbimine kuni 1,5%.

Mitmetes uuringutes, kus püütakse korraga hinnata nii kinnisvara kui ka aktsiaturu rikkuse muutuste mõju, leitakse, et üks koefitsientidest on statistiliselt ebaoluline. Enamasti on see kinnisvaralise rikkuse koefitsient. Üheks võimalikuks põhjuseks on see, et kinnisvaralise jõukuse ja finantsvaralise jõukuse vahel on tugev korrelatsioon, mistõttu on mõlema mõju lahti harutamine keeruline. Mudeli järgi, kui finantsjõukuse kasv suureneb ühe dollari võrra, siis pikas perspektiivis kasvab aastane tarbimine 6-9 senti võrra ning kinnisvaralise jõukuse ühe dollariline kasv suurendab tarbimist umbes 3 senti võrra. (Dvornak, Kohler 2003)

Kokkuvõtvalt on leitud, et pigem on kinnisvaralisel jõukusel suurem mõju tarbimisele. Proovides hinnata mõlema jõukuse mõju tarbimisele, on tekkinud olukordi, kus üks koefitsient on statistiliselt ebaoluline. See võib tuleneda muutujate tugevast korrelatsioonist.

2. ANDMETE JA MEETODI ÜLEVAADE

Lõputöö käesolevas peatükis põhjendab autor muutujate valikut, kirjeldab andmeid ja meetodeid. Peatükk jaguneb kaheks alapeatükiks. Esimeses alapeatükis annab autor ülevaate kasutatavatest andmetest ning teises alapeatükis meetodist. Analüüsimiseks kasutab autor ökonomeetriapaketti *Gretl* ja *MS Excel*'it.

2.1. Kasutatavad andmed

Andmete valikul tugines antud lõputöö autor varasemale kirjandusele. Sõltuvaks muutujaks on käesolevas bakalaureusetöös erasektori lõpptarbimiskulud, mis olid kättesaadavad nominaalsete näitajana Norra kroonides. Seetõttu töö autor korrigeeris antud näitajat tarbijahinnaindeksiga. Tarbijahinnaindeksit on enda uuringus kasutanud ka näiteks Dvornaki, Kohleri (2003) ja Janseni (2013). Lisaks eelnevale muutujale leidis autor, et finantsvaralise jõukusena on Rahmanov (2013) kasutanud aktsiaturu ja börsituru indekseid. Kinnisvaralise jõukusena kasutasid Dvornak ja Kohler oma 2003. aasta uuringus kinnisvara hinnaindeksit. Bostic *et al.* 2009 artiklis oli lisaks eespool nimetatud muutujatele ka sisemajanduse koguprodukt. Intressimäära lisaks Jansenile (2013) kasutas ka Singh (2012) enda uuringus.

Töös kasutatakse kvartaalseid aegridu perioodil 1985 esimene kvartal kuni 2020 kolmas kvartal. Antud ajavahemik on valitud lähtuvalt andmete kättesaadavusest. Andmed pärinevad erinevatest andmebaasidest. Norra erasektori lõpptarbimiskulude andmed on saadud FRED andmebaasist. Sisemajanduse koguprodukti, kinnisvara hinnaindeksi ja pikaajalise intressimäära andmed on võetud OECD andmebaasist. Antud näitaja oli kättesaadav vaid kuude kaupa, seetõttu muutes andmeid kvartaalseteks, võttis autor iga kvartali viimase kuu tulemuse. Periood 1985 esimene kvartal kuni 2018 teine kvartal pärinavad Yahoo Finance andmebaasist ning periood 2018 kolmas kvartal kuni 2020 kolmas kvartal on andmebaasist Investing. Aktsiaturu indeks on võetud kahest erinevast andmebaasist. Kuigi andmed on võetud kahest erinevast andmebaasist, on autor kontrollinud näitajate kattuvust (autor võrdles kahest allikast saadud samu kuid) ning näitajad olid identsed, mistõttu oli õigustatud kahe andmebaasi kasutamine.

Sõltuvaks muutujaks koostatavas OLS (*Ordinary Least Squares*) mudelis on reaalse erasektori lõpptarbimiskulud Norra kroonides. Tuginedes varasemale teaduskirjandusele, on sõltumatuteks muutujateks reaalse sisemajanduse koguprodukti protsentuaalne muutumine, reaalne kinnisvara hinnaindeks, mille baasaastaks on 2015=100, reaalne aktsiaturu indeks, mille baasaastaks on 2015=100, ning reaalne pikaajaline intressimäär.

Pikaajaliste intressimäärade tähtaeg on kümme aastat ning need viitavad valitsuse võlakirjadele. Laenuandja küsitav hind, laenuvõtja risk ja kapitali väärtuse langus on peamised komponendid, mis mõjutavad hinda. Need on tavaliselt protsentides mõõdetud päevamäärade keskmised. Antud võlakirjade kapitali tagasimaksmise tagab valitsus. Valitsuse võlakirjadega kaubeldakse finantsturgudel, sellest tulenevad ka intressimäärade hinnad. Pikaajaline intressimäär on üks äriinvesteeringute teguritest. Näiteks madalad pikaajalised intressimäärad soodustavad investeeringuid uutesse sedmetesse, kõrged vastupidi takistavad. (OECD 2021)

Kõik muutujad on kvartaalsed, mistõttu tuleb eemaldada sesoonsus. Nii kinnisvara hinnaindeksi kui ka aktsiaturu indeksi puhul on hea näitajaid logaritmid, kuna see vähendab erindite mõju ning võimaldab tulemusi protsentuaalse muutusena tõlgendada. Samuti tuleb kontrollida aegriidade statsionaarsust ja mittestatsionaarsuse esinemisel võtta vastavat järku diferentse. Tabelis 1 on välja toodud töös kasutatavate andmete lühendid, ühikud ning allikad parema ülevaate jaoks. Kõik näitajad on esitatud reaalsena.

Tabel 1. Töös kasutatavate andmete lühendid, ühikud ja allikad

Lühend	Näitaja	Ühik	Allikas
PFCE	Erasektori lõpptarbimiskulud	Norra kroon	FRED
GDP	Sisemajanduse koguprodukti muut	%	OECD
KVHI	Kinnisvara hinnaindeks	2015=100	OECD
SMI	Aktsiaturu indeks	2015=100	Yahoo Finance; Investing
LTINT	Pikaajaline intressimäär	%	OECD

Allikas: Autori koostatud

Lõputöö valimit kirjeldav statistika vaadeldaval perioodil on välja toodud tabelis 2 ja tabelis 3. Tabelid annavad parema ülevaate majandusnäitajate muutuste kohta. Tabelis on välja toodud minimaalne ja maksimaalne väärtus, muutujate keskmine väärtus, mediaan, standardhälve ning

variatsioonikordaja. Standardhälve iseloomustab näitajate hajuvust keskmise ümber vastava näitaja ühikutes, variatsioonikordaja näitab hajuvust keskmise ümber protsentides. Suured kõikumised on sisemajanduse koguprodukti muudul ja aktsiaturu indeksil, näitajad on vastavalt 2,5% ja 0,83%. Mediaan näitab variatsioonirea keskmise liikme väärtust. Vaatluste arv on 143.

Tabel 2. Kirjeldav statistika

Näitaja	Min	Max	Keskmine
PFCE	63199000000	155871621762	103760369105
GDP	-4,600	4,459	0,543
KVHI	28,186	109,472	64,429
SMI	6,004	151,527	48,439
LTINT	0,607	13,453	5,888

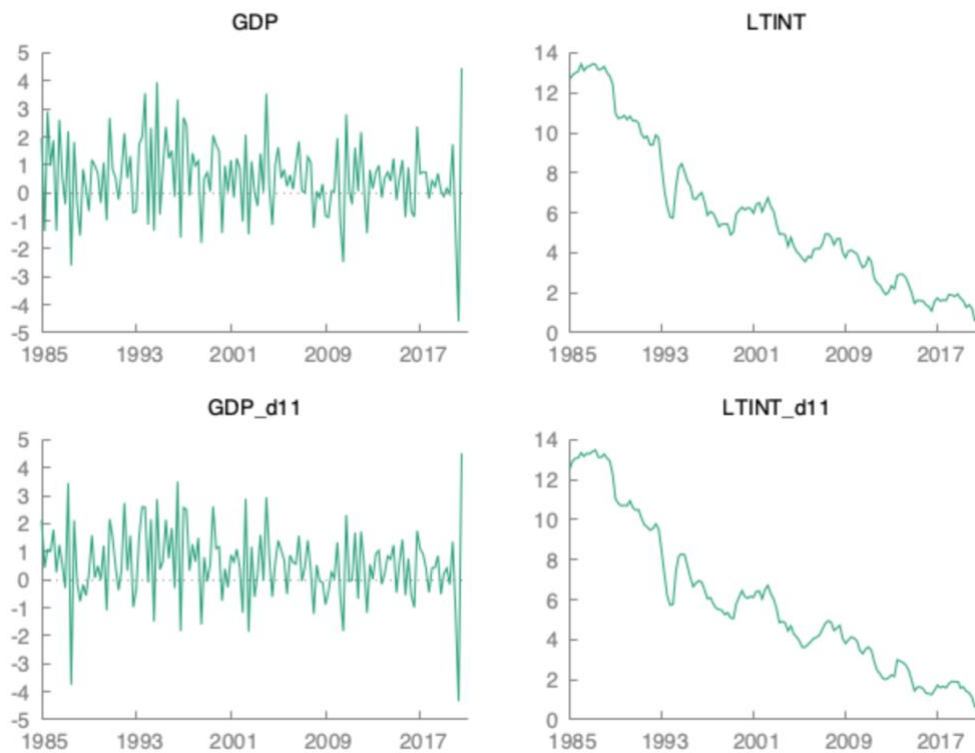
Allikas: Autori koostatud programmis *Excel*

Tabel 3. Kirjeldav statistika

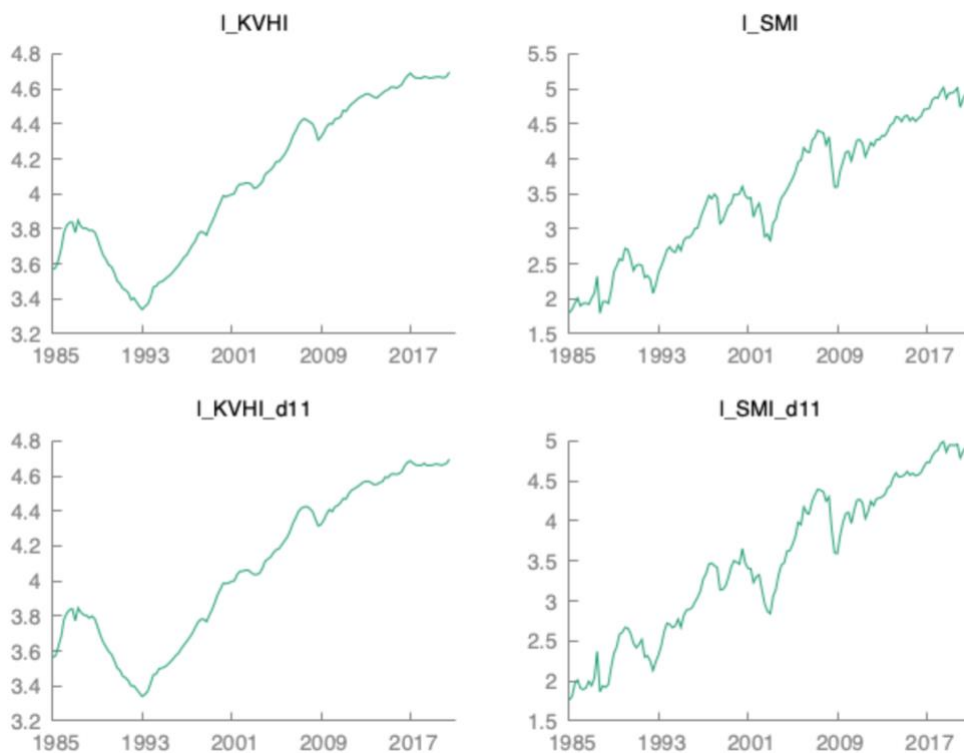
Näitaja	Mediaan	Standardhälve	Variatsioonikordaja
PFCE	96700273984	30956798882	0,298
GDP	0,530	1,357	2,500
KVHI	57,723	26,718	0,415
SMI	32,362	40,306	0,832
LTINT	5,040	3,655	0,621

Allikas: Autori koostatud programmis *Excel*

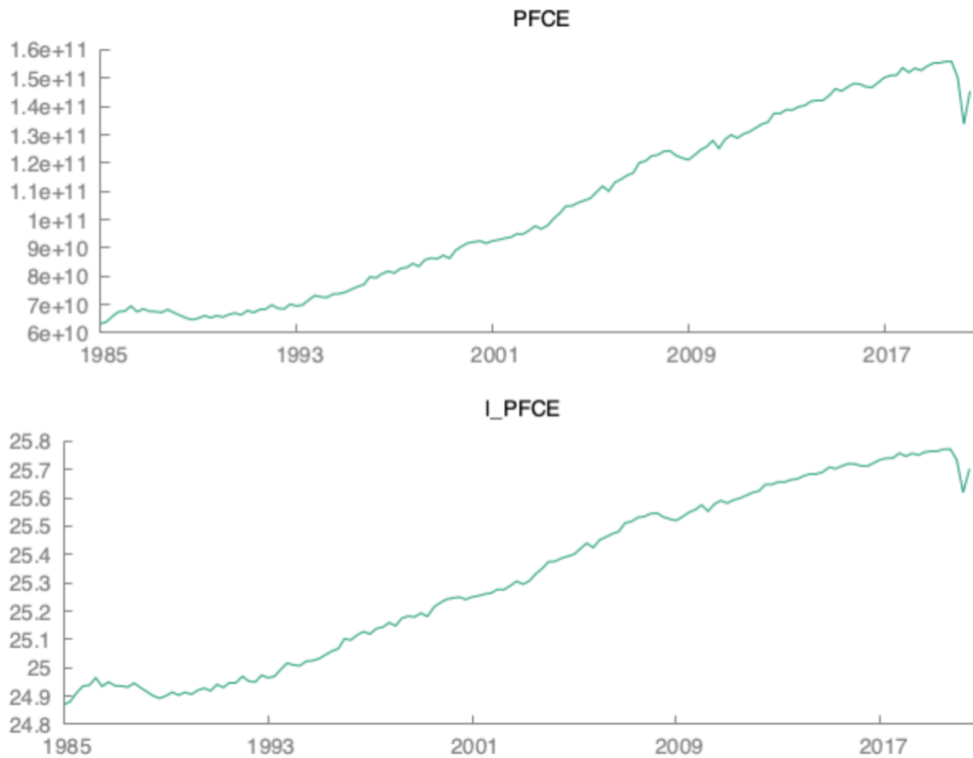
Sesoonsuse eemaldamiseks kasutab autor X-12-ARIMA meetodit programmis *Gretl*. Antud meetod eemaldab erindid ning võtab arvesse töö- ja puhkepäevade efekte. Erasektori lõpptarbimiskulutused olid saadaval sesoonselt korrigeerituna, seega antud näitaja puhul X-12-ARIMA meetodit ei rakendata. Muutujate graafikud enne ja pärast sesoonsuse eemaldamist on välja toodud joonisel 1 ja joonisel 2. Joonisel 3 on välja toodud sesoonselt korrigeeritud erasektori lõpptarbimiskulude algandmed Norra kroonides graafiliselt ning antud muutuja logaritmitud kujul.



Joonis 1. Sisemajanduse koguprodukti protsentuaalne muut ja pikaajaline intressimäär enne ja pärast sesoonsuse eemaldamist
Allikas: Autori koostatud programmis Gretl



Joonis 2. Logaritmitud kinnisvara hinnaindeks ja logaritmitud aktsiaturu indeks enne ja pärast sesoonsuse eemaldamist
Allikas: Autori koostatud programmis Gretl



Joonis 3. Sesonseelt korrigeeritud erasektori lõpptarbimiskulud Norra kroonides enne ja pärast logaritmimeist

Allikas: Autori koostatud programmis Gretl

Joonisel 3 on selgelt näha, et logaritmimeine vähendab erindite mõju. Lisaks võimaldab logaritmimeine tulemusi protsentuaalse muutusena tõlgendada. Peale sesoonsuse eemaldamist kontrollib autor muutujate statsionaarsust ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) testi abil. Muutujate statsionaarsuse kontrollimist käsitleb autor lõputöö kolmanda peatüki esimeses alapeatükis.

2.2. Kasutatud meetodid

Töö eesmärgi saavutamiseks ja hüpoteesi kontrollimiseks viib autor läbi mitmeid analüüse. Esiteks kasutab autor korrelatsioonanalüüsi, et kontrollida muutujate vahelist seost. Teiseks kasutab regressioonanalüüsi vähimruutude meetodil. Seejärel testib ka teisi vajalikke mudeli eeldusi: heteroskedastiivsus (White'i test), autokorrelatsioon (Breusch-Godfrey test), jääkliikmete normaaljaotus (vähimruutude meetodil Doornik-Hanseni test), multikollineaarsus ehk näitajate vahelise seose esinemine mudelis (VIF), mudeli spetsifikatsioon Ramsey's reset testiga. Antud analüüsis on tegemist mitmese regressiooniga, kuna mudelis on mitu argumenti (Sauga 2016). Regressioonanalüüs viiakse läbi olulisuse nivool 5% ehk 0,05.

Korrelatsioonanalüüsi tulemusena saadakse lineaarne ehk Pearsoni korrelatsioonikordaja, mis iseloomustab tunnuste vahelise seose suunda ja tugevust. Suund võib olla positiivne või negatiivne. Positiivne suund näitab, et ühe tunnuse kasvades kasvab keskmiselt ka teine tunnus. Negatiivne suund näitab vastupidiselt, et ühe tunnuse kasvades kahaneb teine tunnus keskmiselt. Korrelatsioon võib esineda ka tunnuste vahel, mis tegelikult ei sõltu üksteisest. Seetõttu tuleb läbi viia t-test, mis aitab määrata, kas korrelatsioonanalüüsi tulemusel saadud korrelatsioonikordaja on statistiliselt oluline.

Regressioonanalüüsi kaudu luuakse matemaatiline mudel, mis kirjeldab tunnuste vahelisi seoseid. Antud analüüsi puhul vaadeldakse üht tunnust kui sõltuvat ning püütakse leida tunnuseid, mille põhjal oleks võimalik kirjeldada ning ühtlasi ka prognoosida selle sõltuva tunnuse väärtusi. Mida tugevamini sõltumatu tunnus on seotud sõltuva tunnusega, seda täpsem on kirjeldav mudel ja prognoos.

Käesolevas bakalaureusetöös on matemaatiline üldmudel kirjeldatud järgmiselt:

$$l_{PFCE}_t = a_1 \times GDP_t + a_2 \times l_{KVHI}_t + a_3 \times -l_{SMI}_t + a_4 \times LTINT_t + b + \varepsilon_t \quad (1)$$

kus

PFCE – reaalsed erasektori lõpptarbimiskulutused,

GDP – reaalse sisemajanduse koguprodukti protsentuaalne muutumine,

KVHI – reaalne kinnisvara hinnaindeks,

SMI – reaalne aktsiaturu indeks,

LTINT – reaalne pikaajaline intressimäär,

*a*₁ – lineaarliige,

*a*₂ – lineaarliige,

*a*₃ – lineaarliige,

*a*₄ – lineaarliige,

b – vabaliige,

ε – juhuslik komponent,

t – periood (kvartal),

l – logaritmitud.

Heteroskedastiivsuse testimiseks kasutab autor White'i testi. White'i testi läbiviimise põhimõte on selles, et kui jääkliikmete dispersioon ei ole konstantne, siis see sõltub regressoritest. Nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine, sisukas hüpotees näitab heteroskedastiivsuse esinemist mudelis.

Autokorrelatsiooni testimiseks kasutab autor programmis *Gretl* Breusch-Godfrey testi. Selle testi puhul on nullhüpoteesiks autokorrelatsiooni puudumine ning sisukas hüpotees viitab selle olemasolule.

Vähimruutude meetodil hinnatud mudeli jääkliikmete normaaljaotuse testimiseks kasutatakse töös Doornik-Hanseni testi. Test põhineb jaotuse asümmeerial ja püstakusel. Kui p-väärtus on suurem kui 0,05, siis nullhüpotees võetakse vastu ning jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Sisukas hüpotees tähendab, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ning p-väärtus on 0,05-st väiksem. Teststatistik allub kahe vabadusastmega χ^2 -jaotusele.

Testitakse ka multikollineaarsust ehk näitajate vahelise seose esinemist mudelis. Kui saadud VIF (*Variance Inflation Factors*) näitaja on väiksem kui 10, siis multikollineaarsust mudelis ei esine.

Ramsey's RESET testi abil kontrollitakse matemaatilise mudeli kuju õigsust. Nullhüpotees võetakse vastu, kui p-väärtus on suurem kui 0,05 ning sel juhul on mudeli kuju õige. Mudeli kuju on vale, see tähendab sisukas hüpotees võetakse vastu, kui saadud p-väärtus on väiksem kui 0,05.

Käesoleva lõputöö kolmandas peatükis fokuseeritakse mudeli loomisele, analüüsimisele ning muude vajalike eelduste kontrollimisele. Samuti tuuakse välja analüüsi tulemused ja järeldused.

3. ANALÜÜS JA JÄRELDUSED

Antud bakalaureusetöö kolmandas peatükis keskendutakse ökonomeetrilise mudeli analüüsile. Selles peatükis tuuakse välja tulemused, saadakse vastused püstitatud eesmärkidele, hüpoteesidele ning uurimisküsimustele. Mudel luuakse programmis *Gretl*.

3.1. Analüüs ja tulemused

Lõputöös kasutatavate muutujate omavahelise seose kontrollimiseks viib autor läbi esialgsete andmetega korrelatsioonanalüüsi. Mida väiksem on korrelatsioonikordaja absoluutväärtus, seda nõrgem on nende muutujate omavaheline seos. Mida suurem on korrelatsioonikordaja absoluutväärtus, seda tugevam on nende muutujate omavaheline seos. Korrelatsioonikordaja märk näitab, kas tegemist on positiivse või negatiivse suunaga. (Sauga 2016) Tabelis 4 on välja toodud korrelatsioonimaatriks töös kasutatavate muutujatega.

Tabel 4. Muutujate korrelatsioonimaatriks

	PFCE	GDP	KVHI	SMI	LTINT
PFCE	1	–	–	–	–
GDP	-0,1228	1	–	–	–
KVHI	0,9793	-0,1519	1	–	–
SMI	0,9377	-0,0972	0,9335	1	–
LTINT	-0,8981	0,0751	-0,8134	-0,8133	1

Allikas: Autori koostatud lisa 1 toodud andmete põhjal programmis *Excel*

Korrelatsioonimaatriksit vaadeldes on erasektori lõpptarbimiskulude (PFCE) suhtes kõige tugevam Pearsoni korrelatsioonikordaja (0,9793) kinnisvara hinnaindeksil (KVHI) ning nendevaheline seos on positiivne. Positiivne seos ka erasektori lõpptarbimiskulude (PFCE) ja aktsiaturu indeksi (SMI) vahel, selle kordaja on 0,9377. Antud muutujate suunad on loogilised. Saranaselt Dvornak ja Kohleri 2003. aasta uuringule, kus saadi tulemuseks, et nii finantsvaralise jõukuse kui ka kinnisvaralise jõukuse kasv suurendab tarbimist.

Erasektori lõpptarbimiskulude (PFCE) suhtes kõige nõrgem Pearsoni korrelatsioonikordaja (-0,1228) on reaalsel sisemajanduse koguprodukti muudul (GDP) ning nendevaheline seos on negatiivne. Negatiivne seos on ka erasektori lõpptarbimiskulude (PFCE) ja pikaajalise intressimäära vahel, selle kordaja on -0,8981.

Korrelatsioonikordaja p-väärtuste arvutamiseks leidis autor esialgu t-statistikud, mis on välja toodud lisa 2. Seejärel arvutas lõptutöö autor p-väärtused (vt. lisa 3) ning koostas illustreeriva tabeli, mis kirjeldab muutujate omavahelist statistilist olulisust nivool 0,05 ning on välja toodud lisa 4. Erasektori lõpptarbimiskulude suhtes on kinnisvara hinnaindeksil, aktsiaturu indeksil ja pikaajalisel intressimääral statistiliselt oluline seos. Statistiliselt mitteoluline seos on erasektori lõpptarbimiskulude ja reaalse sisemajanduse koguprodukti muudu vahel. Reaalse sisemajanduse koguprodukti suhtes on aktsiaturu indeksil ja pikaajalisel intressimääral statistiliselt mitteoluline seos. Ülejäänud kõigi muutujate omavahelised seoses on statistiliselt olulised.

Peale sesoonsuse eemaldamist tuleb kontrollida andmete statsionaarsust. Statsionaarsust kontrollib töö autor ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) testi abil. Nullhüpoteesiks on, et andmed ei ole statsionaarsed ja sisukaks hüpoteesiks on, et andmed on statsionaarsed. Kui p-väärtus on suurem kui 0,05, võetakse vastu nullhüpotees. Tabelis 5 on välja toodud töös kasutatavate andmete ADF testi tulemused konstandita, konstandiga ning konstandi ja trendiga.

Tabel 5. ADF testi tulemused Norras

Mudel	P-väärtus				
	l_PFCE	GDP_d11	l_KVHI_d11	l_SMI_d11	LTINT_d11
Konstandita	1	0,0869	0,9655	0,9920	0,0005
Konstandiga	0,7892	$1,075 \times 10^{-21}$	0,9280	0,7672	0,3960
Konstandi ja trendiga	0,9719	$1,308 \times 10^{-20}$	$4,345 \times 10^{-05}$	0,0053	0,5967

Allikas: Autori koostatud töös kasutatavate andmebaaside põhjal programmis *Gretl*

ADF testi tulemusel selgus, et logaritmitud erasektori lõpptarbimiskulud, reaalne kinnisvara hinnaindeks, reaalne aktsiaturu indeks ja pikaajaline intressimäär ei ole statsionaarsed konstanti sisaldades. Antud näitajate puhul kehtib nullhüpotees. Reaalne sisemajanduse koguprodukt on ADF testi tulemusel statsionaarne ning kehtib sisukas hüpotees. Aegrea statsionaarseks muutmiseks võtab autor esimest järku diferentsi. Diferentsitud erasektori lõpptarbimiskulude,

kinnisvara hinnaindeksi, aktsiaturu indeksi ja pikaajaline intressimäär väärtus konstandita, konstandiga ning konstandi ja trendiga kajastub tabelis 6.

Tabel 6. ADF testi tulemused Norras peale esimest järku diferentsi

Mudel	P-väärtus			
	d_1_PFCE	d_1_KVHI_d11	d_1_SMI_d11	d_LTINT_d11
Konstandita	0,0491	0,0132	$8,322 \times 10^{-59}$	$7,482 \times 10^{-12}$
Konstandiga	$2,823 \times 10^{-20}$	0,0458	$7,48 \times 10^{-05}$	$8,497 \times 10^{-13}$
Konstandi ja trendiga	$2,809 \times 10^{-19}$	0,1489	0,0006	$1,595 \times 10^{-12}$

Allikas: Autori koostatud töös kasutatavate andmebaaside põhjal programmis *Gretl*

Diferentsimise tõttu on aegrea pikkus vähenenud ühe kvartali võrra ehk vaadeldavaks perioodiks on 1985 teine kvartal kuni 2020 kolmas kvartal. Peale esimest järku diferentsi võtmist on näitajad saavutanud statsionaarsuse. Seega on kasutatavad aegread konstandiga nüüd statsionaarsed, mistõttu on neid võimalik kasutada edaspidises analüüsis.

Seejärel koostab autor vähimruutude meetodil ökonomeetrilise mudeli, mille sõltuvaks muutujaks on esimest järku diferentsitud logaritmitud erasektori lõpptarbimisekulud ning sõltumatuteks muutujateks on reaalne sisemajanduse koguprodukt, esimest järku diferentsitud logaritmitud kinnisvara hinnaindeks ja aktsiaturu indeks ning esimest järku diferentsitud pikaajaline intressimäär. Antud mudeli p-väärtus on $1,79 \times 10^{-07}$. See tähendab, et mudel tervikuna on statistiliselt oluline nivool 0,05. Mudeli seletusvõime on 23,53% ning korrigeeritud determinatsioonikordaja (*adjusted R²*) on 21,3%. Statistiliselt kõige olulisem näitaja on sisemajanduse koguprodukti muut ning aktsiaturu indeks. Statistiliselt kõige ebaolulisem näitaja on pikaajaline intressimäär, selle parameetri olulisuse tõenäosus on 0,783. OLS mudeli tulemused on välja toodud tabelis 7. Esimese mudeli tulemused on nähtavad ka lisa 5.

Tabel 7. Statsionaarsete andmetega regressioonanalüüsi tulemused (mudel 1)

Y=d_1_PFCE			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Parameetri olulisuse tõenäosus
const	0,0018	0,0015	0,2322
GDP_d11	0,0058	0,0011	0,0000
d_1_KVHI_d11	0,0532	0,0578	0,3589

d_l_SMI_d11	0,0255	0,0115	0,0281
d_LTINT_d11	0,0011	0,0038	0,7830
Determinatsioonikordaja			0,2353
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0,2130
F-statistiku olulisuse tõenäosus			0,0000
Vaatluste arv			142

Allikas: Autori koostatud

Kui sisemajanduse koguprodukt kasvab ühe protsendipunkti võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud kasvavad 0,58% võrra. Kui kinnisvara hinnaindeks kasvab ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud tõusevad 0,0532 protsendi võrra. Kui aktsiaturu indeks kasvab ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud kasvavad 0,0255 protsendi võrra. Kui pikaajaline intressimäär kasvab ühe protsendipunkti võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud kasvavad 0,11% võrra.

Esimene OLS mudel on esitatud järgneval kujul:

$$d_l_{PFCE}_t = 0,002 + 0,006 \times GDP_t + 0,053 \times d_l_{KVHI}_t + 0,026 \times d_l_{SMI}_t + 0,001 \times d_{LTINT}_t \quad (2)$$

kus

PFCE – reaalsed erasektori lõpptarbimiskulutused,
GDP – reaalse sisemajanduse koguprodukti protsentuaalne muutumine,
KVHI – reaalne kinnisvara hinnaindeks,
SMI – reaalne aktsiaturu indeks,
LTINT – reaalne pikaajaline intressimäär,
t – periood (kvartal),
l – logaritmitud,
d – esimest järku diferents.

Parema mudeli saavutamiseks eemaldab autor mudelist pikaajalise intressimäära. Saadud mudel on samuti statistiliselt oluline, kuna p-väärtus on väiksem kui 0,05. Mudeli seletusvõime on 23,49%. Korrigeeritud determinatsioonikordaja (*adjusted R²*) on 21,82%, mis tähendab, et antud mudel on esialgsest mudelist parem. Antud mudelis on statistiliselt olulised sisemajanduse koguprodukt (nivool 0,01) ning aktsiaturu indeks (nivool 0,05). Teise mudeli tulemused kajastuvad tabelis 8 ning lisa 6.

Tabel 8. Statsionaarsete andmetega regressioonanalüüsi tulemused pikaajalise intressimäärata (mudel 2)

Y=d _l PFCE			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Parameetri olulisuse tõenäosus
const	0,0017	0,0015	0,2424
GDP _{d11}	0,0058	0,0011	0,0000
d _l KVHI _{d11}	0,0560	0,0567	0,3257
d _l SMI _{d11}	0,0251	0,0114	0,0288
Determinatsioonikordaja			0,2349
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0,2182
F-statistiku olulisuse tõenäosus			0,0000
Vaatluste arv			142

Allikas: Autori koostatud

Kui sisemajanduse koguprodukt kasvab ühe protsendipunkti võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud kasvavad 0,58 protsendi võrra. Kui kinnisvara hinnaindeks kasvab ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud tõusevad 0,056 protsendi võrra. Kui aktsiaturu indeks kasvab ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud kasvavad 0,0251 protsendi võrra.

Teine mudel on esitatud järgnevalt:

$$d_l PFCE_t = 0,002 + 0,006 \times GDP_t + 0,056 \times d_l KVHI_t + 0,025 \times d_l SMI_t \quad (3)$$

kus

PFCE – reaalsed erasektori lõpptarbimiskulutused,

GDP – reaalse sisemajanduse koguprodukti protsentuaalne muutumine,

KVHI – reaalne kinnisvara hinnaindeks,

SMI – reaalne aktsiaturu indeks,

t – periood (kvartal),

l – logaritmitud,

d – esimest järku diferents.

Kuna bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kumb jõukus (finantsvaraline või kinnisvaraline) mõjutab tarbimist rohkem, siis autor otsustab eemaldada mudelist sisemajanduse koguprodukti. Kolmandas mudelis on sõltuvaks muutujaks erasektori lõpptarbimiskulud ning sõltumatuteks muutujateks kinnisvara hinnaindeks ja aktsiaturu indeks. Kolmanda mudeli tulemused on välja toodud tabelis 9 ja algandmetena lisas 7.

Tabel 9. Statsionaarsete andmetega regressioonanalüüsi tulemused pikaajalise intressimäärata (mudel 3)

Y=d _l PFCE			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Parameetri olulisuse tõenäosus
const	0,0043	0,0015	0,005
d _l KVHI _{d11}	0,1290	0,0609	0,0359
d _l SMI _{d11}	0,0220	0,0125	0,0805
Determinatsioonikordaja			0,0626
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0,0491
F-statistiku olulisuse tõenäosus			0,0112
Vaatluste arv			142

Allikas: Autori koostatud

Kui kinnisvara hinnaindeks kasvab ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud tõusevad 0,129 protsendi võrra. Kui aktsiaturu indeks kasvab ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud kasvavad 0,022 protsendi võrra.

Kolmas mudel on esitatud järgmisel kujul:

$$d_l PFCE_t = 0,004 + 0,129 \times d_l KVHI_t + 0,022 \times d_l SMI_t \quad (4)$$

kus

PFCE – reaalsed erasektori lõpptarbimiskulutused,

KVHI – reaalne kinnisvara hinnaindeks,

SMI – reaalne aktsiaturu indeks,

t – periood (kvartal),

l – logaritmitud,

d – esimest järku diferents.

Kolmanda mudeli seletusvõime on 6,26% ja korrigeeritud determinatsioonikordaja (*adjusted R²*) on 4,91%, mis on tunduvalt väiksem, võrreldes kahe eelneva mudeliga. Selles mudelis on kinnisvara hinnaindeks statistiliselt oluline nivool 0,05 ja aktsiaturu indeks on statistiliselt oluline nivool 0,1. Kõige paremaks mudeliks korrigeeritud determinatsioonikordaja alusel osutus teine mudel. Teise mudeliga on testitud ka muid eeldusi. Lisas 9 on välja toodud teise mudeli testitud eeldused.

Heteroskedastiivsuse kontrollimiseks kasutas autor White testi. White testi läbi viimise põhimõte on selles, et kui jääkliikmete dispersioon ei ole konstantne, siis see sõltub regressoritest. Kui jääkliikmete dispersioon on konstantne, siis see ei sõltu regressoritest *x*. Antud töös kehtib

sisukas hüpotees ehk heteroskedastiivsus esineb, sest p-väärtus on 6.08×10^{-15} , mis on väiksem kui nivoo 5%.

Autokorrelatsiooni testimiseks kasutas autor Breusch-Godfrey testi. Selle testi puhul on nullhüpoteesiks autokorrelatsiooni puudumine ning sisukas hüpotees viitab selle olemasolule. Testimisel neljanda järguni on LMF statistiku p-väärtus 0,003. Kehtib sisukas hüpotees, mille järgi esineb autokorrelatsioon. Autokorrelatsiooni esinemisel on standardvea hinnangute keskvärtus väiksem kui tegelik viga. Parameetri standardvea hinnang on nihkega.

Seejärel kontrollib autor jääkliikmete allumist normaaljaotusele. Doornik-Hanseni testi tulemusel saadi p-väärtuseks $2,98 \times 10^{-16}$, mis on väiksem kui nivoo 0,05. Kehtib sisukas hüpotees ehk jääkliikmed ei allu normaaljaotusele.

Autor kontrollis ka multikollineaarsust ehk näitajate vahelise seose esinemist mudelis. Multikollineaarsus esineb, kui VIF (*Variance Inflation Factors*) on suurem kui 10. Antud testi tulemused on 1,056 (GDP_d11); 1,094 (d_1_KVHI_d11) ja 1,038 (d_1_SMI_d11), mis on väiksemad kui 10 ehk multikollineaarsust ei esine.

Mudeli matemaatilise kuju õigsuse kontrollimiseks viis autor Ramsey's reset testi läbi. Testi tulemusel on p-väärtus nullilähedane väiksem kui 0,05. Seega kehtib sisukas hüpotees, mis tähendab, et mudeli kuju on vale.

Kuna testitud eeldused ei andnud oodatud tulemust, testis autor muid eeldusi ka kolmanda mudeliga. Antud mudeli puhul kehtib nullhüpotees ehk heteroskedastiivsust ei esine, kuna p-väärtus on $0,99 > 0,05$. Autokorrelatsiooni testimisel neljanda järguni on LMF statistiku p-väärtus $0,02 < 0,05$, kehtib sisukas hüpotees ehk esineb autokorrelatsioon. Jääkliikmete allumist normaaljaotusele kontrollib autor Doornik-Hanseni testi abil. Selle tulemusel saadi nullilähedane p-väärtus, seega kehtib sisukas hüpotees ja jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Multikollineaarsust kontrollides selgus, et muutujate VIF tulemus on 1,035, mis tähendab, et multikollineaarsust ei esine mudelis. Matemaatilise mudeli kuju õigsuse kontrollimiseks kasutas autor Ramsey's reset testi, mille tulemusel on p-väärtus 0,526, mis on suurem kui 0,05. Seega kehtib nullhüpotees ja mudeli kuju on õige. Saadud tulemused on välja toodud lisas 10.

Nii teises kui ka kolmandas mudelis esineb autokorrelatsiooni, jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ning mudelis ei esine multikollinearsust. Erinevus on selles, et teises mudelis esineb heteroskedastiivsust, kolmandas mudelis mitte ning teise mudeli kuju on vale, kolmanda mudeli kuju õige. Seetõttu koostab autor neljanda mudeli kaasates mudelisse kohandatud standardvigu (*robust standard errors*). Autokorrelatsiooni esinemisel on koefitsendid nihketa, kuid standardvead on nihkega. Kohandatud standardvead aitavad mudelis autokorrelatsiooni arvesse võtta. Neljanda mudeli tulemused on välja toodud tabelis 10 ja lisa 8.

Tabel 10. Statsionaarsete andmetega regressioonanalüüsi tulemused kohandatud standardvigadega (mudel 4)

Y=d _l PFCE			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Parameetri olulisuse tõenäosus
const	0,0043	0,0011	0,0002
d _l KVHI _{d11}	0,1290	0,0356	0,0004
d _l SMI _{d11}	0,0220	0,0114	0,0560
Determinatsioonikordaja			0,0626
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0,0491
F-statistiku olulisuse tõenäosus			0,0000
Vaatluste arv			142

Allikas: Autori koostatud

Kui kinnisvara hinnaindeks kasvab ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud tõusevad 0,129 protsendi võrra. Kui aktsiaturu indeks kasvab ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud kasvavad 0,022 protsendi võrra. Antud tulemused on identsed kolmanda OLS mudeliga.

Neljäs mudel on esitatud järgmisel kujul:

$$d_{l}PFCE_t = 0,004 + 0,129 \times d_{l}KVHI_t + 0,022 \times d_{l}SMI_t \quad (5)$$

kus

PFCE – reaalsed erasektori lõpptarbimiskulutused,

KVHI – reaalne kinnisvara hinnaindeks,

SMI – reaalne aktsiaturu indeks,

t – periood (kvartal),

l – logaritmitud,

d – esimest järku diferents.

Neljanda mudeli seletusvõime on 6,26% ja korrigeeritud determinatsioonikordaja (*adjusted R²*) on 4,91%, mis on samaväärsed kolmanda OLS mudeliga. Selles mudelis on kinnisvara hinnaindeks statistiliselt oluline nivool 0,05 (samuti ka nivool 0,01) ja aktsiaturu indeks on statistiliselt oluline nivool 0,1. Ka neljanda mudeliga on testitud muid eeldusi, mis on välja toodud lisas 11.

Neljanda mudeli puhul kehtib samuti nullhüpotees. Heteroskedastiivsust ei esine, kuna p-väärtus on $0,99 > 0,05$. Autokorrelatsiooni testimisel neljanda järguni on LMF statistiku p-väärtus $0,02 < 0,05$. Kehtib sisukas hüpotees ehk esineb autokorrelatsioon, kuid antud mudeli puhul on seda arvesse võetud ning kasutatud kohandatud standardvigu. Jääkliikmete allumist normaaljaotusele kontrollib autor Doornik-Hanseni testi abil. Selle tulemusel saadi nullilähedane p-väärtus, seega kehtib sisukas hüpotees ja jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Multikollineaarsust kontrollides selgus, et muutujate VIF tulemus on 1,035, mis tähendab, et multikollineaarsust ei esine mudelis. Matemaatilise mudeli kuju õigsuse kontrollimiseks kasutas autor Ramsey's reset testi, mille tulemusel on p-väärtus 0,526, mis on suurem kui 0,05. Seega kehtib nullhüpotees ja mudeli kuju on õige. Antud mudel jääb lõplikuks.

3.2. Järeldused

Bakalaureusetöö analüüsi tulemuste interpreteerimisel lähtub autor neljandast mudelist. Antud lõputöö eesmärgiks oli välja selgitada, kas ja kuidas erinevad jõukuse komponendid mõjutavad tarbimist Norras. Sellest lähtuvalt on autor püstitanud kaks uurimisküsimust ning kaks hüpoteesi. Selleks, et saada vastused uurimisküsimustele ja kinnitada või tagasi lükata hüpoteesid, viis autor läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi.

Esimeseks uurimisküsimuseks on, millist mõju avaldab tarbimisele finantsvaraline jõukus. Lõputööst selgus, et finantsvaraline jõukus (aktsiaturu indeks) on statistiliselt oluline. Finantsvaraline jõukus on statistiliselt oluline nivool 0,1 lõplikus OLS mudelis. Lähtudes neljanda mudeli tulemustest aktsiaturu indeksi ühe protsendi võrra kasvades muutuvad erasektori lõpptarbimiskulud 0,022 protsendi võrra. Finantsvaraline jõukus avaldab tarbimisele seega positiivset mõju, mistõttu aktsiaturu indeksi kasvades, suurenevad ka erasektori lõpptarbimiskulud. Positiivne mõju võib olla seotud likviidsusefektiga, kus aktsiahindade tõus

suurendab investorite portfelli, mis omakorda suurendab võimet tarbimise finantseerimiseks sellise tagatise vastu laenata (Singh 2012).

Teine uurimisküsimus on millise jõukuse komponendi mõju tarbimisele on suurem. Tuginedes neljanda mudeli analüüsi tulemustele selgus, et tarbimist mõjutab kõige enam kinnisvaraline jõukus. Kinnisvara hinnaindeksi ühe protsendi võrra kasvades muutuvad erasektori lõpptarbimiskulud 0,129 protsendi võrra. Seda, et kinnisvaralisel jõukusel on suurem mõju tarbimisele, on kinnitanud ka Bostic *et al.* 2009 ja Benjamin *et al.* 2004 enda uuringus.

Töös oli püstitatud ka hüpotees, et kinnisvaraline jõukus on suurema mõjuga tarbimisele kui finantsvaraline jõukus. Kui kinnisvara hinnaindeks ja aktsiaturu indeks kasvavad ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud kasvavad vastavalt 0,129 protsendi ja 0,022 võrra. Lähtudes lõpliku mudeli muutujate koefitsentidest saab käesolevas bakalaureusetöös esimest hüpoteesi vastu võtta. Kinnisvara hinnaindeks on statistiliselt oluline nivool 0,05 (samuti ka nivool 0,01) ja aktsiaturu indeks statistiliselt oluline vaid nivool 0,1. Teist hüpoteesi, et finantsvaralisel jõukusel ei ole tarbimisele statistiliselt olulist mõju, saab tagasi lükata, kuna finantsvaraline jõukus mõjutab tarbimist ning see on statistiliselt oluline nivool 0,1. Antud tulemus on saadud nii eelnevatest (mudel kaks ja mudel kolm, vastavalt statistiline olulisus nivool 0,05 ja statistiline olulisus nivool 0,1) kui ka lõplikust mudelist.

Antud bakalaureusetöös on neljas OLS mudel lõplik. Selle mudeli sõltuvaks muutujaks on logaritmitud erasektori lõpptarbimiskulud, sõltumatuteks muutujateks: logaritmitud kinnisvara hinnaindeks ja aktsiaturu indeks. Kõik mudeli muutujad on võetud esimest järku diferentsi. Mudeli koostamisel on kasutatud kohandatud standardvigu (*robust standard errors*). Antud mudeli kinnisvara hinnaindeksi p-väärtus on 0,0004, mis on väiksem 0,05-st, seega antud muutuja on statistiliselt oluline. Aktsiaturu indeksi p-väärtus on 0,056, mis on suurem 0,05-st, seega antud muutuja on statistiliselt ebaoluline nivool 0,05, kuid statistiliselt oluline nivool 0,1. Statistiliselt oluliseks osutus antud mudelis ka konstant. Selle p-väärtus on 0,0002.

Kinnisvaralisel jõukusel on tarbimisele olulisem mõju kui finantsvaralisel jõukusel. Seda on tõestanud enda uuringutes ka Bostic *et al.* 2009 ja Benjamin *et al.* 2004. Käesolevas lõputöös analüüsi läbi viies selgus, et sõltuvalt teistest muutujatest (sisemajanduse koguprodukt ja pikaajaline intressimäär) sõltub tulemus, kas statistiliselt oluline on kinnisvaraline jõukus või finantsvaraline jõukus. Dvornak ja Kohler on 2003. aastal enda uuringus kindlaks teinud, et

üheks võimalikuks põhjuseks võib olla kahe muutuja (kinnisvaraline jõukus ja finantsvaraline jõukus) vaheline tugev korrelatsioon, mistõttu on mõlema mõju interpreteerimine keeruline.

Tuginedes analüüsi tulemustele leiab autor, et OLS meetodit kasutades parema tulemuse saamiseks võib proovida fiktiivmuutujaid kriisiajal või viitaegu. Samuti soovitab autor, lähtudes Singhi 2012. aasta uuringust, kasutada Bayesi VAR-mudelit, kasutades ühe muutujana leibkonna sissetulekut.

KOKKUVÕTE

Bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada, kas ja kuidas erinevad jõukuse komponendid mõjutavad tarbimist Norras. Uuritavaks perioodiks oli 1985 esimene kvartal kuni 2020 kolmas kvartal. Töö koosneb kolmest peatükist.

Eesmärgist lähtudes püstitas autor kaks uurimisküsimust. Esimene uurimisküsimus, millist mõju avaldab tarbimisele finantsvaraline jõukus. Lõputöö lõplikus mudelis selgus, et finantsvaraline jõukus (aktsiaturu indeks) on statistiliselt oluline ning selle muutuja ühe protsendi võrra kasvades muutuvad erasektori lõpptarbimiskulud 0,022 protsendi võrra. Teine uurimisküsimus, millise jõukuse komponendi mõju tarbimisele on suurem? Tarbimist mõjutab kõige enam kinnisvaraline jõukus, neljandast mudelist lähtudes selle muutuja ühe protsendi võrra kasvades muutuvad erasektori lõpptarbimiskulud 0,129 protsendi võrra.

Lisaks oli töös püstitatud ka hüpotees, et kinnisvaraline jõukus on suurema mõjuga tarbimisele kui finantsvaraline jõukus. Kui kinnisvara hinnaindeks ja aktsiaturu indeks kasvavad ühe protsendi võrra, siis erasektori lõpptarbimiskulud kasvavad vastavalt 0,129 protsendi ja 0,022 võrra. Lähtudes lõpliku mudeli muutujate koefitsientidest saab käesolevas bakalaureusetöös esimest hüpoteesi vastu võtta. Teist hüpoteesi, et finantsvaralisel jõukusel ei ole tarbimisele statistiliselt olulist mõju, saab tagasi lükata, kuna finantsvaraline jõukus mõjutab tarbimist ning see on statistiliselt oluline nivool 0,1.

Töö esimene peatükk sisaldab ülevaadet varasemast teoreetilisest ja empiirilisest kirjandusest kinnisvaralise jõukuse, finantsvaralise jõukuse ning tarbimise seoste kohta. Analüüsi läbiviimiseks kasutas autor andmeid OECD, FRED, Yahoo Finance ja Investing andmebaasidest.

Lõputöö teoreetiline osa sisaldab ülevaadet kinnisvaraturu olemusest, finantsvarast ning kinnisvaralisest ja finantsvaralisest jõukusest. Töös on kirjeldatud mitmeid tegureid, mis mõjutavad tarbimist Norras. Samuti sisaldab käesolev bakalaureusetöö ülevaadet varasematest

empiriilistest uuringutest. Töö praktiline osa sisaldab kasutatavate andmete ja meetodi kirjeldamist. Lisaks analüüsi läbiviimist, tulemusi ning selle põhjal tehtud järeldusi.

Autor viis läbi neli regressioonanalüüsi, millest teise, kolmanda ja neljanda mudeliga tegi ka muid testi eeldusi. Korrigeeritud determinatsioonikordaja alusel osutus teine OLS mudel paremaks. Kolmanda OLS mudeli testi eelduste tulemused olid paremad kui teisel mudelil. Kuna nii teises kui ka kolmandas mudelis esines autokorrelatsiooni, siis koostas autor neljanda OLS mudeli võttes arvesse autokorrelatsiooni kasutades kohandatud standardvigu. Seega järelduste tegemisel lähtus autor neljandast mudelist, kus sõltumatuteks muutujateks on kinnisvara hinnaindeks ja aktsiaturu indeks. Antud mudeli kinnisvara hinnaindeksi p-väärtus on 0,0004, mis on väiksem 0,05-st, seega antud muutuja on statistiliselt oluline nivool 0,05. Aktsiaturu indeksi p-väärtus on 0,056, mis on suurem 0,05-st, seega antud muutuja on statistiliselt ebaoluline nivool 0,05. Nivool 0,05 statistiliselt oluliseks osutus antud mudelis ka konstant, mille p-väärtus on 0,0002.

Käesoleva bakalaureusetöö autori ettepanekud teema edasise uurimise osas on järgmised. Esiteks parema analüüsi tulemuse saamiseks võib lisada viitaegu või fiktiivmuutujaid kriisiajal. Teiseks, lähtudes Singhi 2012. aasta uuringust, kasutada teist meetodit – Bayesi VAR-mudelit, kasutades ühe muutujana leibkonna sissetulekut.

SUMMARY

THE IMPACT OF DIFFERENT COMPONENTS OF WEALTH ON CONSUMPTION IN NORWAY

Katriina Somelar

The aim of this bachelor thesis is to find out whether different components of wealth affect consumption in Norway in the period from the first quarter of 1985 to the third quarter of 2020. In the bachelor thesis, two research questions and two hypotheses were raised.

Based on the aim, the author raised two research questions. The first research question is what kind of impact financial wealth has on consumption. The second model of the bachelor thesis showed that financial wealth (stock market index) is statistically significant, and as this variable increases by one percent, private consumption expenditure changes by 0.022 percent. Second research question is which component of wealth has a greater impact on consumption? Consumption is most affected by real estate wealth, with the third model increasing its final consumption expenditure by 0.129 per cent as this variable increases by one per cent.

The thesis consists of three chapters. The first chapter of the bachelor thesis contains an overview of the previous theoretical and empirical literature on the relationship between real estate wealth, financial wealth and consumption. The author used data from OECD, FRED, Yahoo Finance and Investing databases to perform the analysis.

The theoretical part of the bachelor thesis contains an overview of the nature of the real estate market, financial assets and real estate and financial wealth. The paper describes several factors that affect consumption in Norway. The thesis also contains an overview of previous empirical research. The empirical part of the thesis includes a description of the data and method used. In addition, the analysis, the results and the conclusions drawn from it.

The author performed four regression analysis, of which necessary assumptions for the model were tested with the second, third and fourth models. Based on the adjusted determination coefficient, the second OLS model turned out to be better. The necessary assumptions for the third OLS model were better than the second model. Since there was autocorrelation in both the second and third models, the author constructed a fourth OLS model, using robust standard errors. Thus, the author based his conclusions on the fourth model.

Based on the second OLS model, the stock market index is statistically significant at 0.05 and the gross domestic product is statistically significant at 0.01. In this model, the real estate price index turned out to be statistically insignificant. In the third OLS model, where the independent variables are the real estate price index and the stock market index, both variables turned out to be statistically significant at the 0.05 and 0.1 levels, respectively. Based on the fourth OLS model, the stock market index is statistically significant at 0.1 and the real estate price index is statistically significant at 0.01.

The suggestions of the author of this bachelor's thesis for further research of the topic are as follows: first, delay times or dummy variables in times of crisis can be added for better analysis. Second, based on Singh's 2012 survey, to use another method, the Bayesian VAR model, using household income as one variable.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Akın, Ç. (2011). Stock Market Fluctuations, Housing Wealth and Consumption Behaviour in Turkey. *SSRN Electronic Journal*.
- Andrienko, V. (2013) Estimation of Macroeconomic Indices Effect on Stock PFTS Index Dynamics. *Socio-Economic Problems and the State*, 8 (1), 31-43.
- Benjamin, J. D., Chinloy, P., Jud, G. D. (2004). Real Estate Versus Financial Wealth in Consumption. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29 (3), 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.
- Causa, O., Woloszko N., Leite D. (2019), Housing, Wealth Accumulation and Wealth Distribution: Evidence and Stylized Facts. *Economics Department Working Papers*, No. 1588
- De Bonis, R., Fano, D., Sbrana, T. (2012). Household Wealth in the Main OECD Countries from 1980 to 2011: What Do the Data Tell Us? *Questioni di Economia e Finanza Occasional Papers*, No. 160
- Dvornak, N., Kohler, M. (2003). Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Analysis for Australia. *Reserve Bank of Australia Economic Research Department Research Discussion paper*, No. 2003-07.
- Epland, J., Kirkeberg, M. I. (2012). Wealth Distribution in Norway. Evidence from a New Register-Based Data Source. *Statistics Norway*, No. 35/2012.
- EUROSTAT (2021). ILC_LVHO02: Distribution of population by tenure status, type of household and income group - EU-SILC survey (database) [Online]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/ilc_lvho02/default/table?lang=en, 05.aprill 2021.
- Florianová, H., Chmelíková, B. (2015). Exchange Rate Risk Related to MICEX and RTS Indices. *Journal of Business and Economics*, 6 (7), 1375-1383.
- FRED (2021). NORPFCEQDSMEI: Private Final Consumption Expenditure in Norway [Online]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/NORPFCEQDSMEI>, 04.aprill 2021.
- Guiso, L., Haliassos, M., Jappelli, T. (2003). Household Stockholding in Europe: Where Do We Stand and Where Do We Go?. *Economic Policy*, 18 (36), 123-170.

- Jansen, E. (2013). Wealth Effects on Consumption in Financial Crises: The Case of Norway. *Empirical Economics*, 45 (2), 873–904.
- Kishor, N. (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 (4), 427–448.
- Kukk, M. (2014). Distinguishing the Components of Household Financial Wealth: the Impact of Liabilities on Assets in Euro Area Countries. *Working Papers Series*, No. 2/2014.
- Lettau, M., Ludvigson, S. (2004). Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption. *American Economic Review*, 94 (1), 276–299.
- OECD (2021). OECD Economy Statistics [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm#indicator-chart>, 05. aprill 2021.
- Rahmanov, R. (2013). Stock Market Wealth Effects in Emerging Economies of Eastern Europe: Evidence from Russia and Ukraine. *Research in Economics and Business: Central and Eastern Europe*, 5 (1), 24-45.
- Sauga, A. (2016). Statistika õpik majanduse ja ärenduse üliõpilastele. Tallinn: TTÜ Kirjastus.
- Singh, B. (2012). How Important is the Stock Market Wealth Effect on Consumption in India?. *Empirical Economics*, 42 (3), 915-927.
- Sousa, R. M. (2009). Wealth Effects on Consumption: Evidence from the Euro Area. *Working Paper Series*, No. 1050.
- Stamsø, M. A. (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. A. (2009). Housing and the Welfare State in Norway. *Scandinavian Political Studies*, 32 (2), 195-220.
- 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. Lõputöös kasutatavad andmed

Periood (kvartal)	PFCE (Norra kroonides)	GDP (%)	KVHI (2015=100)	SMI (2015=100)	LTINT (%)
1985-Q1	63199000000	1,96057	35,45639	6,05160	12,68333
1985-Q2	63888795094	-1,37385	35,80794	6,35204	12,88667
1985-Q3	65882559744	2,90735	37,41010	6,90932	13,00000
1985-Q4	67478756281	0,96487	39,97688	7,47240	13,07667
1986-Q1	67671854262	1,87487	43,78845	6,66796	13,44667
1986-Q2	69467474647	-1,35605	45,59582	6,91271	13,11333
1986-Q3	67409904725	2,61010	46,35225	6,95144	13,30333
1986-Q4	68466661400	0,54757	46,40096	6,80909	13,33333
1987-Q1	67569902210	-0,41866	43,73706	7,43222	13,45333
1987-Q2	67486726442	2,19728	46,94821	8,01225	13,42333
1987-Q3	67219262652	-2,60744	45,37624	10,17841	13,15667
1987-Q4	68214172306	1,81329	44,85357	6,00367	13,18667
1988-Q1	67131862215	-0,37328	44,84007	7,07030	13,32000
1988-Q2	66179954348	-1,53298	44,28242	7,12719	13,01667
1988-Q3	65205179635	0,84493	44,33618	6,89454	12,83333
1988-Q4	64632671253	0,14318	43,86980	8,26789	12,41333
1989-Q1	65171027435	-0,65367	42,16568	10,85140	10,96333
1989-Q2	66035169966	1,17937	40,16057	11,83135	10,71333
1989-Q3	65343168769	0,97304	38,44318	13,06090	10,76000
1989-Q4	66031209125	0,69999	37,51812	12,76967	10,86667
1990-Q1	65543801315	-0,36367	36,34566	15,17551	10,66333
1990-Q2	66488919817	1,08024	35,98168	14,87774	10,83333
1990-Q3	66985006895	-0,98347	34,78801	13,07568	10,60333
1990-Q4	66342025929	2,67769	33,21258	11,05209	10,62000
1991-Q1	67847542776	0,84845	32,65923	11,92069	10,47333
1991-Q2	67160361016	0,52305	31,82503	12,05989	9,94333
1991-Q3	68056800767	-0,24433	31,48102	11,91585	9,73667
1991-Q4	68043744766	0,73333	31,01868	10,01137	9,83333
1992-Q1	69833008982	2,12655	29,78537	10,28856	9,39333
1992-Q2	68618396404	0,52143	30,10738	9,75695	9,40333
1992-Q3	68437117523	1,31004	29,36990	7,98586	9,88667

Lisa 1 järg

Period (kvartal)	PFCE (Norra kroonides)	GDP (%)	KVHI (2015=100)	SMI (2015=100)	LTINT (%)
1992-Q4	70120527521	-0,71571	28,66688	9,00842	9,74333
1993-Q1	69477914917	-0,65804	28,18588	10,77201	8,33000
1993-Q2	69820275421	1,73601	28,68818	11,80135	7,11000
1993-Q3	71546045397	1,99260	29,06944	13,18946	6,30333
1993-Q4	73173607426	3,55798	30,18568	14,84168	5,78000
1994-Q1	72686896798	-1,14017	32,02884	15,52047	5,74000
1994-Q2	72513157995	2,32889	32,21831	14,60226	7,30000
1994-Q3	73664254883	-1,35851	32,89884	14,36962	8,25000
1994-Q4	73819833194	3,95205	33,02603	15,89958	8,45333
1995-Q1	74341715401	-0,78117	33,42972	14,69449	8,04667
1995-Q2	75367808522	0,87265	33,91199	16,96713	7,59000
1995-Q3	76321680082	2,35639	34,29839	17,83599	7,35333
1995-Q4	76987676532	1,23362	34,90940	17,74378	6,70667
1996-Q1	79767578856	1,51035	35,58790	18,57791	6,67667
1996-Q2	79386660560	-0,13708	36,26775	20,15995	6,88667
1996-Q3	80860373897	3,33248	37,11712	20,33146	7,00333
1996-Q4	81775966419	-1,60424	38,01299	23,44272	6,52667
1997-Q1	81094820277	2,68500	38,52975	26,06205	5,87333
1997-Q2	82717837769	2,41229	39,68860	28,91087	6,05667
1997-Q3	83066831006	-0,10757	40,80189	32,32978	5,96667
1997-Q4	84450723752	1,41287	41,67254	30,83205	5,65667
1998-Q1	83470856248	0,96477	43,32327	32,98240	5,30000
1998-Q2	85801207219	1,13310	43,97532	31,41958	5,43333
1998-Q3	86395191939	-1,79364	43,76867	21,60600	5,43667
1998-Q4	86149669299	0,51137	43,08407	22,61455	5,43000
1999-Q1	87348781135	0,72327	44,92369	25,27911	4,89333
1999-Q2	86283873662	0,04548	46,45619	27,97855	5,04000
1999-Q3	89156501091	2,05482	48,13577	28,83077	5,93667
1999-Q4	90559239678	1,72024	50,17778	32,91376	6,12000
2000-Q1	91699283388	1,47825	51,97719	32,56686	6,27667
2000-Q2	92104906594	-1,44421	53,99892	33,25210	6,14333
2000-Q3	92420473580	0,97063	53,66368	36,80812	6,24667
2000-Q4	91624133382	0,03918	54,12985	32,36225	6,20667
2001-Q1	92445615791	1,17002	54,30666	30,91361	5,97333
2001-Q2	92841471017	-0,17758	54,76207	31,36225	6,43000
2001-Q3	93410358847	1,23092	56,78859	23,75312	6,50000
2001-Q4	93762697727	0,86917	57,75284	26,99922	6,04333

Lisa 1 järg

Period (kvartal)	PFCE (Norra kroonides)	GDP (%)	KVHI (2015=100)	SMI (2015=100)	LTINT (%)
2002-Q1	94924393118	-1,02792	57,69570	28,91782	6,40333
2002-Q2	94858665652	2,07764	58,09919	23,97437	6,75333
2002-Q3	96188406000	-1,48401	58,06406	17,92788	6,31000
2002-Q4	97721837347	1,12919	57,72277	18,60618	6,07000
2003-Q1	96700273984	0,02390	56,34632	16,80063	5,41667
2003-Q2	97871883019	-0,47624	56,60068	21,88781	4,92667
2003-Q3	100342452717	1,40504	57,46339	23,03768	4,94000
2003-Q4	102261089803	0,03195	58,50022	27,61130	4,89667
2004-Q1	104730099471	3,54275	60,96933	31,29345	4,31667
2004-Q2	104852578084	0,20590	61,82111	33,03440	4,76667
2004-Q3	105981814389	-1,15466	62,64081	35,41811	4,33000
2004-Q4	106740944868	0,98252	63,81247	38,22656	4,06000
2005-Q1	107523087552	1,63005	65,64654	41,38707	3,89667
2005-Q2	109656492172	0,52434	65,69483	45,77013	3,70667
2005-Q3	111818378148	0,82971	67,01098	52,25427	3,55667
2005-Q4	110044543160	0,22497	68,41723	53,69968	3,82333
2006-Q1	113109367075	0,63992	70,41490	64,00163	3,73667
2006-Q2	114256513590	0,12497	72,89029	60,60048	4,16667
2006-Q3	115598725786	1,02631	76,19206	59,81722	4,21000
2006-Q4	116486618490	1,83026	78,34244	71,11722	4,19333
2007-Q1	120135037542	0,07514	81,14208	74,49899	4,45333
2007-Q2	120696998630	-0,00154	82,89985	82,07970	4,92667
2007-Q3	122486375200	1,28320	83,93372	80,14981	4,94000
2007-Q4	122828123846	1,08809	83,12773	79,26480	4,77667
2008-Q1	124114395819	-1,25632	82,37157	66,53553	4,39667
2008-Q2	124303423429	0,04985	81,40986	74,84622	4,69000
2008-Q3	122659794486	-0,18277	78,63582	51,41771	4,70667
2008-Q4	121762453157	0,31337	74,25306	36,41471	4,04000
2009-Q1	121107999739	-0,82586	75,58462	36,55344	3,75000
2009-Q2	122765731297	-0,87958	77,48730	45,59845	4,08333
2009-Q3	124632434857	0,06444	80,12769	52,23828	4,13000
2009-Q4	125815091611	0,05330	81,56818	60,00552	4,03000
2010-Q1	127958414267	1,95120	81,30551	60,83594	3,93333
2010-Q2	125147273756	-1,06294	83,66874	52,99102	3,55333
2010-Q3	128360581280	-2,48157	84,07325	61,60064	3,25000
2010-Q4	129952235954	2,80736	84,66732	71,01451	3,37667

Lisa 1 järg

Period (kvartal)	PFCE (Norra kroonides)	GDP (%)	KVHI (2015=100)	SMI (2015=100)	LTINT (%)
2011-Q1	128804749089	0,09349	87,96254	71,93360	3,77667
2011-Q2	130239643379	-0,41336	87,50416	68,04473	3,54333
2011-Q3	131048006080	1,61119	89,76251	56,24682	2,73333
2011-Q4	132395694645	0,05163	91,25106	62,16814	2,48667
2012-Q1	133725877193	2,16956	92,41991	68,89598	2,36667
2012-Q2	134459902257	0,23578	93,74322	65,74419	2,11000
2012-Q3	137572101607	-1,44945	94,95400	72,01531	1,90667
2012-Q4	137529342366	0,81719	95,59640	71,71929	2,02333
2013-Q1	138839533180	0,15066	96,57395	76,09960	2,34667
2013-Q2	138712606203	0,72240	96,68996	75,70893	2,19000
2013-Q3	139879998937	0,98085	95,83987	81,03320	2,85667
2013-Q4	140283402120	-0,17717	94,97128	88,64040	2,91667
2014-Q1	141768786346	0,52077	94,46277	90,75424	2,91333
2014-Q2	142308735968	0,73904	95,88278	99,78715	2,74000
2014-Q3	142306984042	0,42033	97,05205	98,41376	2,39667
2014-Q4	143810401378	1,22257	98,39034	93,02975	2,01000
2015-Q1	146229176483	-0,25681	98,97323	100,00000	1,46000
2015-Q2	145446323006	0,53010	100,46222	101,59932	1,62000
2015-Q3	146861931484	1,17176	100,64231	93,95723	1,59667
2015-Q4	148094464830	-0,87814	99,92225	98,55556	1,58333
2016-Q1	147901049682	0,90425	100,87219	93,30543	1,39000
2016-Q2	146928514029	-0,66227	102,12245	97,36000	1,29000
2016-Q3	146752771821	-0,86214	105,09843	100,56314	1,08667
2016-Q4	148447934935	2,37001	107,21065	110,44294	1,56000
2017-Q1	150184303675	0,67829	108,84231	111,08619	1,73333
2017-Q2	150943335120	0,74544	106,95443	112,81971	1,57667
2017-Q3	151016266033	0,73195	105,91398	126,46725	1,63333
2017-Q4	153672441456	-0,20874	105,87898	131,53199	1,60667
2018-Q1	152013896513	0,43535	105,73178	130,05751	1,90333
2018-Q2	153507519056	0,21639	106,80945	141,97929	1,88000
2018-Q3	152697471531	0,68932	106,30904	151,52704	1,81000
2018-Q4	154236003410	0,07983	105,77029	129,11113	1,92333
2019-Q1	155170841301	-0,13183	106,07165	139,39047	1,71667
2019-Q2	155143813056	0,15851	106,37846	139,63595	1,60000
2019-Q3	155836510329	-0,04367	106,60920	143,18406	1,26667
2019-Q4	155871621762	1,73462	106,39611	150,42724	1,39333
2020-Q1	150058289344	-1,42299	106,01699	114,20003	1,22333

Lisa 1 järg

Periood (kvartal)	PFCE (Norra kroonides)	GDP (%)	KVHI (2015=100)	SMI (2015=100)	LTINT (%)
2020-Q2	133757094269	-4,59967	106,91158	128,42638	0,60667
2020-Q3	145402428838	4,45858	109,47233	138,25676	0,65000

Allikas: FRED (2021), OECD (2021), Yahoo Finance (2021) ja Investing (2021), autori koostatud

Lisa 2. Korrelatsioonikordajate t-statistikud

	PFCE	GDP	KVHI	SMI	LTINT
PFCE	–	–	–	–	–
GDP	-1,94803	–	–	–	–
KVHI	76,18604	-2,42057	–	–	–
SMI	42,50388	-1,53812	40,99805	–	–
LTINT	-32,15857	1,18621	-22,02074	-22,01614	–

Allikas: Autori arvutused programmis *Excel*

Lisa 3. Korrelatsioonikordajate p-väärtused

	PFCE	GDP	KVHI	SMI	LTINT
PFCE	–	–	–	–	–
GDP	0,05254	–	–	–	–
KVHI	$4,646 \times 10^{-174}$	0,01622	–	–	–
SMI	$7,351 \times 10^{-116}$	0,12529	$1,859 \times 10^{-112}$	–	–
LTINT	$1,893 \times 10^{-90}$	0,23667	$2,745 \times 10^{-60}$	$2,841 \times 10^{-60}$	–

Allikas: Autori arvutused programmis *Excel*

Lisa 4. Korrelatsioonikordajate statistilise olulisuse tabel

	PFCE	GDP	KVHI	SMI	LTINT
PFCE	–	–	–	–	–
GDP	mitteoluline	–	–	–	–
KVHI	oluline	oluline	–	–	–
SMI	oluline	mitteoluline	oluline	–	–
LTINT	oluline	mitteoluline	oluline	oluline	–

Allikas: Autori koostatud lisa 3 põhjal

Lisa 5. OLS mudel 1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00183603	0.00152992	1.200	0.2322	
GDP_d11	0.00580994	0.00106280	5.467	2.10e-07	***
d_l_KVHI_d11	0.0532110	0.0578054	0.9205	0.3589	
d_l_SMI_d11	0.0255409	0.0115083	2.219	0.0281	**
d_LTINT_d11	0.00104710	0.00379408	0.2760	0.7830	
Mean dependent var	0.005868	S.D. dependent var	0.017540		
Sum squared resid	0.033174	S.E. of regression	0.015561		
R-squared	0.235300	Adjusted R-squared	0.212973		
F(4, 137)	10.53879	P-value(F)	1.79e-07		
Log-likelihood	392.2005	Akaike criterion	-774.4009		
Schwarz criterion	-759.6218	Hannan-Quinn	-768.3953		
rho	-0.322468	Durbin-Watson	2.506525		

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 6. OLS mudel 2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00171490	0.00146070	1.174	0.2424	
GDP_d11	0.00584977	0.00104942	5.574	1.26e-07	***
d_l_KVHI_d11	0.0559668	0.0567455	0.9863	0.3257	
d_l_SMI_d11	0.0251219	0.0113695	2.210	0.0288	**
Mean dependent var	0.005868	S.D. dependent var		0.017540	
Sum squared resid	0.033192	S.E. of regression		0.015509	
R-squared	0.234875	Adjusted R-squared		0.218241	
F(3, 138)	14.12086	P-value(F)		4.44e-08	
Log-likelihood	392.1610	Akaike criterion		-776.3220	
Schwarz criterion	-764.4987	Hannan-Quinn		-771.5175	
rho	-0.322106	Durbin-Watson		2.505845	

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 7. OLS mudel 3

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00434846	0.00152438	2.853	0.0050	***
d_l_KVHI_d11	0.128996	0.0608928	2.118	0.0359	**
d_l_SMI_d11	0.0220485	0.0125245	1.760	0.0805	*
Mean dependent var	0.005868	S.D. dependent var		0.017540	
Sum squared resid	0.040666	S.E. of regression		0.017104	
R-squared	0.062596	Adjusted R-squared		0.049108	
F(2, 139)	4.640893	P-value(F)		0.011192	
Log-likelihood	377.7427	Akaike criterion		-749.4853	
Schwarz criterion	-740.6179	Hannan-Quinn		-745.8820	
rho	-0.288637	Durbin-Watson		2.358719	

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 8. OLS mudel 4

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00434846	0.00114033	3.813	0.0002	***
d_l_KVHI_d11	0.128996	0.0356084	3.623	0.0004	***
d_l_SMI_d11	0.0220485	0.0114422	1.927	0.0560	*
Mean dependent var	0.005868	S.D. dependent var	0.017540		
Sum squared resid	0.040666	S.E. of regression	0.017104		
R-squared	0.062596	Adjusted R-squared	0.049108		
F(2, 139)	11.42865	P-value(F)	0.000025		
Log-likelihood	377.7427	Akaike criterion	-749.4853		
Schwarz criterion	-740.6179	Hannan-Quinn	-745.8820		
rho	-0.288637	Durbin-Watson	2.358719		

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 9. OLS mudel 2 testid

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 136) = 15.1408$

with p-value = $P(F(2, 136) > 15.1408) = 1.15672e-06$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 71.4958

with p-value = $2.98456e-16$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 87.1455

with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 87.1455) = 6.07666e-15$

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 4.22289

with p-value = $P(F(4, 134) > 4.22289) = 0.00298473$

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 10. OLS mudel 3 testid

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 0.534756

with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 0.534756) = 0.990795$

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 3.02424

with p-value = $P(F(4, 135) > 3.02424) = 0.0199797$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 120.661

with p-value = $6.29098e-27$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 137) = 0.645447$

with p-value = $P(F(2, 137) > 0.645447) = 0.526015$

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 11. OLS mudel 4 testid

White's test for heteroskedasticity -
Null hypothesis: heteroskedasticity not present
Test statistic: LM = 0.534756
with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 0.534756) = 0.990795$

LM test for autocorrelation up to order 4 -
Null hypothesis: no autocorrelation
Test statistic: LMF = 3.02424
with p-value = $P(F(4, 135) > 3.02424) = 0.0199797$

Test for normality of residual -
Null hypothesis: error is normally distributed
Test statistic: Chi-square(2) = 120.661
with p-value = $6.29098e-27$

RESET test for specification -
Null hypothesis: specification is adequate
Test statistic: $F(2, 137) = 0.645447$
with p-value = $P(F(2, 137) > 0.645447) = 0.526015$

Allikas: Autori koostatud programmis *Gretl*

Lisa 12. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Katriina Somelar

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Jõukuse eri komponentide mõju tarbimisele Norras“, 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.
-

13.05.2021 (kuupäev)

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