

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Maili Reimus

**EBAKINDLUSE MÕJU KODUMAJAPIDAMISE
SÄÄSTUMÄÄRALE EUROOPA RIIKIDE NÄITEL**

Magistritöö

Õppekava TAAM, peeriala Majandusanalüüs

Juhendaja: Natalia Levenko, 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 10562 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Maili Reimus

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 192278TAAM

Üliõpilase e-posti aadress: mailireimus@gmail.com

Juhendaja: Natalia Levenko, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	6
1. KODUMAJAPIDAMISTE SÄÄSTUKÄITUMISE TEOREETILISED ALUSED.....	8
1.1. Tarbimisteooriad.....	8
1.2. Ebakindlus kui mõjutegur kodumajapidamise säästumääras	13
1.3. Varasemad empiirilised uuringud.....	18
2. ANDMED JA METOODIKA	24
2.1. Kirjeldava statistika ülevaade	24
2.2. Metoodika.....	32
2.3 Empiiriline mudel.....	36
3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED	38
3.1. Empiirilise analüüsi tulemused.....	38
3.2. Järeldused ja arutelu	43
KOKKUVÕTE	46
SUMMARY	48
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	50
LISAD	54
Lisa 1. Kasutatud riikide 3-kohalised koodid.....	54
Lisa 2. Ülevaade muutujatest.....	55
Lisa 3. Kodumajapidamise säästumäärad riigiti.....	56
Lisa 4. Inflatsioonimäärad riigiti	57
Lisa 5. Riigieelarve tasakaalud (defitsiit/ülejäak) riigiti	58
Lisa 6. Töötuse määrad riigiti.....	59
Lisa 7. Kindlustunde indeksid riigiti	60
Lisa 8. Fikseeritud efekt	61
Lisa 9. Juhuslik efekt.....	62
Lisa 10. Fikseeritud efekt robustsete standardvigadega	63
Lisa 11. Fikseeritud efekt perioodidele vastavate fiktiivsete tunnustega	64
Lisa 12. Fikseeritud efekt robustsete standardvigadega, tundlikkuse kontroll.....	65
Lisa 13. Arellano-Bond GMM viitaeg 2 3	66
Lisa 14. Arellano-Bond GMM viitaeg 3 4	67

Lisa 15. Arellano-Bond GMM tundlikkuse kontroll.....	68
Lisa 16. Süsteemi GMM viitaeg 2 3.....	69
Lisa 17. Süsteemi GMM viitaeg 3 4.....	70
Lisa 18. Süsteemi GMM tundlikkuse kontroll	71
Lisa 19. Lihflitsents	72

LÜHIKOKKUVÕTE

Majapidamiste tarbimise ja säästmise harjumustest on vajalik aru saada, sest see aitab kaasa erinevate poliitiliste meetmete efektiivsusele ja aitab lahtimõtestada tehtud otsuste mõju majandusele. Tarbimisharjumuste mõistmiseks peetakse oluliseks näitajaks majandusliku ebakindluse mõju, millele antud magistritöös ka keskendutakse.

Uurimistöö eesmärk on välja selgitada majandusliku ebakindluse mõju kodumajapidamiste säästumääradele Euroopas. Seoste analüüsimiseks kasutati paneelandmeid 20 Euroopa riigi kohta ajaperioodil 2000-2019. Uurimistöö eesmärgi täitmiseks viidi läbi eelnevate uuringute eeskujul fikseeritud efektide ja juhuslike efektide meetodiga analüüsid. Seejärel keskenduti võimalikule endogeensuse probleemile, kasutades dünaamiliste paneelandmete käsitlemiseks Arellano-Bond GMM ja süsteemi GMM meetodit.

Tulemustest järeldub, et valitud majanduslikest ebakindluse teguritest olid statistiliselt olulised töötuse määr, valitsuse eelarve tasakaal ja tarbija kindlustunde indeks. Saadud koefitsiendid on enamasti loogilised. Tulemusena saadi, et valitsuse eelarve, tarbija kindlustunde indeks ja töötuse määr on negatiivselt seotud kodumajapidamiste säästumääraga. Töötuse määra negatiivne seos kodumajapidamise säästumääraga tuli autorile üllatusena ja võib tähendada, et säästu võimekus on antud valimis väike ja kodumajapidamistel ei pruugi olla võimekust sääste suurendada, kui ebakindlus tööjõuturul suureneb. Inflatsioonimäär ei osutunud usaldusnivool oluliseks, mis võib tuleneda selle ajaperioodi erisusest, kus inflatsiooni määra on hoitud pigem madalal. Leiti veel, et valitsuse eelarve tasakaalu on negatiivselt seotud kodumajapidamise säästumääraga. Lisaks leiti, et tarbija kindlustunde indeksi suurenemisel kodumajapidamise säästumäär langeb. Antud tulemustest järeldatakse, et suudeti osaliselt tõestada valitud majanduslike ebakindluse tegurite mõju kodumajapidamise säästumääradele.

Võtmesõnad: kodumajapidamise säästumäär, majanduslik ebakindlus, makromajanduslikud tegurid, paneelandmed, fikseeritud efektiga mudel, juhusliku efektiga mudel, GMM

SISSEJUHATUS

Tarbimisharjumuste mõistmine on olnud majandusteadlaste ja poliitikute huviorbiidis aastaid. Selle lahtimõtestamiseks on koostatud erinevaid teooriaid, kasutades nii mikro- kui ka makroandmeid. Majapidamiste tarbimise ja säästude seaduspärasusi on oluline mõista, sest see aitab kaasa erinevate poliitiliste meetmete efektiivsuse ja poliitiliste otsuste hindamisele. Antud teadmised tulevad kasuks eriti erinevates kriisiolukordades, et võtta vastu kiiresti leevendavaid meetmeid kriisi üleelamiseks ning langetada pikaajaliselt kasulikke poliitilisi ja majanduslikke otsuseid.

Tarbimiskäitumise raames on oluline uurida lähemalt säästukäitumist, nii üksikisiku kui ka riigi tasandil. On mitmeid põhjuseid, miks kodumajapidamised otsustavad säästa. Näiteks püsiva sissetuleku hüpoteesi kohaselt tuleneb säästmine enamasti soovist ühtlustada aja jooksul oma tarbimine ootamatute negatiivsete šokkide vastu (Friedman 1957). Riiklikul tasemel on aga majapidamiste säästudel suur roll lühiajaliselt majandusstabiilsuses ja pikaajaliselt majanduskasvus (Ögren, 2018). Seetõttu on oluline ka mõista, kuidas erinevad makromajanduslikud tegurid majapidamiste säästumäära mõjutavad. Kodumajapidamise säästumäära kujundavad tugevalt näiteks ebakindlus, tsüklilised kõikumised, poliitilised otsused, demograafilised tegurid.

Uurimistöö eesmärk on välja selgitada ebakindluse mõju kodumajapidamiste säästude määrale Euroopas. Uurimistöö eesmärgist tuleneb ka peamine uurimisküsimus- kuidas ja millisel moel mõjutavad majandusliku ebakindluse tegurid kodumajapidamise säästumäära Euroopas.

Magistritöös testitakse järgnevat hüpoteese:

- H1 Inflatsioonimäära suurenemisega tõuseb kodumajapidamise säästumäär;
- H2 Ebakindluse kasvu suurenedes tööjõuturul suureneb kodumajapidamise säästumäär;
- H3 Valitsuse eelarve tasakaalu langusel suureneb kodumajapidamise säästumäär;
- H4 Tarbija kindlustunde indeksi suurenemisel langeb kodumajapidamise säästumäär.

Magistritöö eesmärgi täitmiseks ja hüpoteeside kontrollimiseks koostatakse ökonomeetriline mudel, kus analüüsitakse erinevate majanduslike ebakindluse mõjurite mõju säästumäärale. Selleks jaotatakse uurimistöö kolmeks osaks. Uurimistöö esimeses peatükis antakse kirjanduslik ülevaade, et mõista tarbimis- ja säästmisotsuste kujunemist ning majandusliku ebakindluse mõjutegurit kodumajapidamise säästumääras. Seejärel keskendub peatükk varasematele empiirilistele uurimustele ja tulemustele, mis käsitlevad tarbimiskäitumist ja ebakindlust. Töö teine peatükk annab ülevaate valitud andmetest kirjeldava statistika kaudu ja antud uurimusele sobivast metoodikast. Uurimistöö kolmas peatükk keskendub ökonomeetrilise analüüsimise käigus saadud tulemustele, nende põhjal tehtud järeldustele ja vastatakse püstitatud uurimisküsimustele.

Analüüsi teostamiseks kasutatakse regressioonanalüüsi fikseeritud efektiga ja juhuslike efektiga, kontrollides seejärel tulemust Hausmani testi abil, mille põhjal valitakse parem mudel. Kuna antud andmete puhul võib esineda endogeensuse probleem kasutatakse uurimistöös ka üldistatud momentide meetodit (*Generalized Method of Moment*, lühendatult GMM), kus viiakse analüüs läbi nii Arellano-Bond GMM-i kui ka süsteemi GMM-i kasutades.

Antud magistritöö on aktuaalne, sest kodumajapidamise säästumäär on indiviidide ja riigi heaolu indikaatoriks. Ühtlasi avaldab kodumajapidamise säästumäär mõju erinevatele majandussektoritele ja näitab üleüldist toimetuleku võimekust erinevatel perioodidel (sh kriisi perioodidel).

Lõpetuseks tänab töö autor oma juhendajat Natalia Levenko't väärtuslike kommentaaride ja sujuva koostöö eest.

1. KODUMAJAPIDAMISTE SÄÄSTUKÄITUMISE TEOREETILISED ALUSED

Magistritöö esimene peatükk annab ülevaate teoreetilisest kirjandusest, kus esimeses osas mõtestab autor lahti erinevad tarbimisteooriad, tuues esile ka kriitikat mida on antud tarbimisteooriatele suunatud. Seejärel keskendub autor majandusliku ebakindluse teguritele ja nende mõjule kodumajapidamise säästumääras. Lisaks annab autor ka ülevaate varasematest kodumajapidamise säästumäära empiirilistest uurimustest ja nende tulemustest.

1.1. Tarbimisteooriad

Kirjanduses ei ole ühtset teooriat, mis selgitaks kodumajapidamiste säästmiskäitumist. Kodumajapidamiste säästmiskäitumise mõistmiseks on vaja lahti mõtestada üldine tarbimiskäitumine. Erinevad tarbimisteooriad, mis seletavad ka säästmiskäitumist on välja kujunenud aastate jooksul, tuues esile erinevaid aspekte. Lisaks on mitmed teooriad saanud inspiratsiooni eelnevatest teooriatest ja neile suunatud kriitikast. Kodumajapidamise säästumäära on vajalik mõista, sest see on majandussubjektide majandusliku käitumise üks peamistest indikaatoritest (Rocher, Stierle 2015). Peale selle on kodumajapidamiste tarbimine poliitika huviorbiidis, kuna moodustab mitmetes riikides suure osa SKP-st, mis võib mõju avaldada nii investeeringutele kui ka väliskaubandusele (Buleca, Toth 2016). Järgnevalt toob autor välja levinumad hüpoteesid tarbimiskäitumise mõistmiseks.

Absoluutse tulu hüpotees (*Absolute Income Hypothesis*) töödeldi välja 1936. aastal Keynes'i poolt. Antud hüpoteesi teoreetilise raamistiku loomisel põhineti sissetuleku ja tarbimise vahelise suhte seostes n-ö „psühholoogilisele seaduspärasusele“. (Froyen 1993) Seega Keynes, nagu enamuse majandusteadlasi antud ajaperioodil, tugines intuitsioonile ning ei pööranud erilist tähelepanu matemaatilisele teooriale (Santos 2013).

Hüpoteesi kohaselt kodumajapidamised otsustavad oma jooksvad tarbimiskulud jooksva sissetuleku põhjal (Dwivedi 2010). Sissetuleku suurenemisel kasvavad tarbimiskulutused, kuid mitte proportsionaalselt. See tähendab, et sissetuleku suurenemisega kaasneb säästmise osakaalu kasv ja väheneb tarbimise osakaal sissetulekusse. (Froyen 1993) See omakorda näitab, et rikkad inimesed eeldatavasti kasutavad tarbimisele oma sissetulekust väiksemat osa kui vaesed. Lisaks sissetulekule mainib Keynes oma töös, et tarbimiskäitumist mõjutavad veel objektiivsed- ja subjektiivsed faktorid. Objektiivsete faktorite all mõistab Keynes mitmeid tegureid, mis mõjutavad tarbimiskäitumist. Antud teguriteks peetakse näiteks muutusi intressimäärades, muutusi eelarvepoliitikas, nihkeid ootuste osas praeguse ning tulevase sissetuleku vahel, hinnataseme muutusi. Subjektiivsete faktorite all mõistetakse olukorda, kus täpset arväärtust ei saa objektiivselt määrata ja arvutada ning need põhinevad pigem teadmistele. Keynes on subjektiivsete faktorite alla liigitanud näiteks ettenägematute olukordade vastu reservi loomist, iseseisvuse ja sõltumatuse saavutamist, parandamise võimalust, kindlustamise hädaolukordade ja majanduslike raskuste jaoks ning ressursside täiendava kindlustamise kapitali investeeringute teostamiseks. (Keynes 1954)

Kuigi enamus empiirilisi uuringud, mis olid läbiviidud ristanndmete või lühiajaliste aegridadega toetasid Keynesi absoluutse tulu hüpoteesi, siis hilisemates uuringutes on absoluutse tulu hüpoteesi kritiseeritud, kuna on leiti, et absoluutse tulu hüpotees kehtib lühiajaliselt (Santos 2013). Kuznet (1946) poolt läbi viidud uuringus, mida kutsutakse Kuznets-i paradoksiks leiti USA andmeid analüüsides ajaperioodil 1869–1938 (välja arvatud Suure Depressiooni aastad) SKP kasvades püsiva säästumäära olemasolu. See tähendab, et sissetuleku kasvades tarbimiskulutused jäid protsentuaalselt sissetulekust endiseks. (Santos 2013) Siiski kasutavad majandusteadlased endiselt antud hüpoteesi, et uurida seoseid lühiajalises tarbimiskäitumises. Lisaks on kritiseeritud ka seda, et antud meetod põhineb pigem enesevaatlusel, kui täheldatud faktidest (Dwivedi 2010).

Suhtelise sissetuleku hüpotees (*Relative Income Hypothesis*) oli üks esimesi katseid selgitada majapidamiste säästmiskäitumist, mis loodi Duesenberry poolt 1949. aastal. (Santos 2013) Antud hüpotees koostati, et mõista paremini säästmiskäitumist USA-s. Duesenberry leidis USA leibkondade andmeid uurides, et säästumäär suureneb koos sissetulekuga, kuid säästumäär ei tõuse USA aegridade koondandmete sissetuleku korral. (Sanders 2010) Duesenberry rakendas esimesena uurimuses tarbimiskäitumise mõtestamisel süstemaatiliselt sotsiaalse võrdluse mõistet (Drakopoulos 2020). Antud hüpoteesis väidab ta, et majandussubjektide kasulikkus sõltub majapidamiste poolt saadavast tulust kui ka tulu suhtest teiste majapidamiste tuludega. (Santos

2013) Psühholoogilistele seisukohale tuginedes eeldatakse hüpoteesis ka, et suhe staatusesse on märgatav ja see mõjutab säästmis- ja tarbimiskäitumist kogukonna spetsiifilises kontekstis. Seega väidab hüpotees, et säästmis- ja tarbimiskäitumine sõltub hindadest, sissetulekust ja kogukonna tarbimise standarditest. (Sanders 2010) Antud hüpoteesil oli märkimisväärne mõju 1950. ja 1960. aastatel tarbimiskäitumise uurimisel. (Santos 2013)

Suhtelise sissetuleku hüpoteesil on kaks põhieeldust. Esiteks väidab Duesenberry, et tarbimiskäitumine sõltub teiste tarbimiskäitumisest. (Drakopoulos 2020) See tähendab, et suhtelise sissetuleku hüpotees seob leibkonna tarbimise teise leibkonnaga, kellel on võrreldav sissetuleku tase. Lisaks mainitakse ka, et kodumajapidamised, millel on madalam sissetulek ja mis asetsevad suurema sissetulekuga kogukonnas kulutavad suurema jao oma sissetulekust, mida kutsutakse demonstratsiooni efektiks. (Dwivedi 2010) Teiseks põhieelduseks peetakse, et tarbimisnormid ei pöördu ajas ehk leibkond, kes on varem saavutanud kõrgema sissetulekutaseme üritab säilitada tarbimistaset ja isegi kui nende sissetulekud langevad ei lange nende tarbimine proportsionaalselt, mida kutsutakse teisisõnu kirjanduses ka ratchet-efektiks (*ratchet effect*). (Drakopoulos 2020) Antud efekt toimub, kuna kodumajapidamised harjuvad pika aja jooksul teatud elustandardiga (Dwivedi 2010).

Antud hüpoteesi on kritiseeritud kõige rohkem nende põhieelduste suhtes. Näiteks Katona (1974) psühholoogia ja tarbija ökonoomika uurimuses leiti, et muutused suhtumises ja ootustes mängivad olulisemat rolli tarbimiskäitumises kui teiste tarbimine (Katona 1974). Lisaks arvavad kriitikud, et seaduspära, mis väidab, et tarbimisnormid ei pöördu ajas kehtib lühiajaliselt, sest inimesed ei saa kahaneva palga juures sääste igavesti kulutada, et oma tarbimistaset säilitada. Lisaks on kritiseeritud ka suhtelise sissetuleku hüpoteesi väidet, et sissetulek ja tarbimine muutuvad alati samas suunas. See tähendab, et majanduslangusega peab kaasnema kogu tarbimiskulude langus. Majanduslangus aastatel 1948–1949 tõestas aga vastupidist, kui USA-s kasvasid tarbimiskulutused. (Dwivedi 2010)

Elutsükli hüpotees (*Life-Cycle Hypothesis*) pakuti välja 1954. aastal Modigliani ja tema õpilase Brumbergi poolt. Hüpotees on inspireeritud keynsistlikust lähenemisest, kus seostatakse tarbimise ja sissetuleku suhe kogu eluajal teenitava tuluga. Kuid vastupidiselt keynsistlikule seisukohale, et säästumäär on tingitud kogu sissetuleku tasemest, väidab elutsükli hüpotees, et säästumäär sõltub sissetuleku kasvutempost (Deaton 2005). Antud hüpotees põhineb veel seisukohal, et tarbimis- ja säästmiskäitumine oleneb majandussubjekti elutsükli faasist ja teenitavat tulu vaadeldakse elu

jooksul tervikuna. (Deaton 2005) Antud teooria tõestati makroandmete analüüsi kaudu Ando ja Modigliani poolt 1963. aastal (Ando, Modigliani 1963).

Elutsükli hüpoteesi kohaselt teevad inividid intertemporaalseid, järjepidevaid ja ratsionaalseid otsuseid, et ühtlustada tarbimist erinevatel perioodidel ja maksimeerida kogukasulikkust. Teooria kohaselt on noortel vähe jõukust, keskealistel rohkem ja jõukuse tipp saabub enne pensioni (Deaton 2005) Elutsükli hüpoteesi kohaselt on suhteline tarbimiskaldumus suurem noorte- ja vanemate inividide seas. Pensionieas kahanevad tuluallikad märkimisväärselt, seetõttu eeldab hüpotees, et keskealised säästavad, et säilitada tarbimistase oma pensionipõlves. Noorte seas on aga levinud laenamine, et saavutada soovitud tarbimistase. (Santos 2013) Seega sõltub elutsükli hüpotees kolmest tegurist, mis on järgnevad: majandussubjektile kättesaadavad ressursid (mille hulka kuulub näiteks netovara ja jooksev ning tulevane töö tulu), kapitali tootluse määr ja inividi vanus (Dwivedi 2010).

Antud hüpoteesi saab vaadelda ka riiklikul tasemel. Riigis, kus rahvaarv kasvab või kus sissetulekud kasvavad on iga järgnev põlvkond paremal järjel kui eelnev. Seda sellepärast, et rahvaarvu kasvades suureneb noorte hulk rahvastikus, mis suurendab elutsükli hüpoteesi kohaselt kogu säästmist riigis. Sarnaselt mõjub ka sissetuleku kasv, tänu millele hoiavad noored kokku suuremas mahus. (Deaton 2005)

Kuigi elutsükli hüpotees on laialdaselt kasutust leidnud on antud lähenemisviis pälvinud ka kriitikat. Rohkelt on pälvinud kriitikat antud hüpoteesi eeldused, mille järgi peaks inivididel olema täpne visioon tulevases sissetulekust, praeguse ja tulevase krediidi kättesaadavusest, tulevastest intressimääradest, sotsiaalsest survest, saadavatest võimalustest, tulevatest hädaolukordadest ning üleüldiselt n-ö „ette planeeritud elu“. (Dwivedi 2010) Antud hüpoteesi on kritiseeritud veel selle tugeval eeldusel, et inimesed teevad ratsionaalseid otsuseid (Dwivedi 2010). Lisaks leidis Zeldes 1989. aastal empiirilises uuringus, et likviidsus piirangud mõjutavad oluliselt tarbimisotsuseid, mida antud hüpotees ei arvesta (Zeldes 1989). Zeldes (1989) uuringus leiti, et olenemata oodatavast tuleviku sissetuleku tagatisest on madalama sissetulekuga majapidamised laenu võtmises piiratumad, kui kõrgema sissetulekuga majapidamised (Zeldes 1989).

Püsiva sissetuleku hüpotees (*Permanent Income Hypothesis*) pakuti välja 1957. aastal Friedman'i poolt. Püsiva sissetuleku hüpotees seob inividi tarbimise igal ajahetkel selle isiku kogu elu jooksul teenitud sissetulekuga. (Friedman 1957) Antud hüpoteesi põhimõte on kontrast

kenyalistlikule lähenemisele, kuna ei eeldata, et tarbimisotsusi tehakse ainult jooksva sissetuleku alusel. Nimetatud hüpotees sarnaneb elutsükli hüpoteesile, mis võtab arvesse elu jooksul teenitava tulu. (Aguiar et al. 2008)

Püsiva tulu hüpoteesi kohaselt soovivad majandusagendid maksimeerida oma heaolu tingimusel, et kõik nende elu jooksul kasutatavad ressursid tuleb ära kulutada. See tähendab, et majandusagent kavandab oma kulutused nii jooksva perioodil saadud kui ka elu jooksul oodatavale tulule. (Santos 2016) Hüpotees põhineb kahel lihtsal eeldusel, millest esimeseks peetakse majandussubjekti soovi võrdsustada oma eeldatavat tarbimise marginaalset kasulikkust ajas. Teiseks eelduseks peetakse majandussubjekti võimekust reageerida sissetuleku muutustele säästmise või kulutamisega. (Aguiar et al. 2008)

Friedman'i hüpoteesi kohaselt mõjutab tarbimist püsiv ja ajutine sissetulek. (Friedman 1957). Hüpotees väidab, et majandussubjektid lähtuvad oma tarbimisotsustes püsivast tulust ja ei lase end mõjutada lühiajalisel sissetuleku kõikumisel. (Friedman 1957) Püsiva sissetuleku all mõeldakse eeldatavate sissetulekute keskmist pikas perspektiivis (Dwivedi 2010). Püsiva tulu hüpoteesi korral mõjutavad tarbimisotsuseid ajutised ja püsivad negatiivsed šokid erinevalt. Kui püsival šokil on märkimisväärne mõju tarbimisotsustele vähendades tarbimist, siis ajutise šoki mõju on tarbimisele peaaegu olematu. Seda sellepärast, et ootamatute sissetuleku šokkidega toimetulekuks kasutatakse sääste, kui sissetulek on püsivast tulust suurem ja laene kui sissetulek on väiksem. (Kukk et al. 2012)

Kuigi antud hüpotees on leidnud toetust erinevate empiiriliste uuringute kaudu on antud hüpoteesi ka kritiseeritud. Empiirilist kinnitust ei ole leidnud väide, et ajutised positiivsed või negatiivsed šokid ei mõjuta oluliselt tarbimiskäitumist. (Dwivedi 2010) Näiteks Ganong ja Noel uurisid 2016. aastal kuidas töötus mõjutab tarbijakäitumist, uurides andmeid töötuskindlustust saavate inimeste kohta Ameerika Ühendriikides. Täpsemalt uurisid nad, kuidas kulutused muutuvad, kui inimesed kaotavad töö ja saavad töötushüvitist ning kuidas kulutused muutuvad, kui hüvitised otsa saavad. Antud uuring näitas, et tarbimine väheneb, kui hakatakse töötushüvitist saama. Vastuoluliseks osutub aga olukord, kui inimesed enam ei saa töötushüvitist ja ei ole uuesti tööturule sisenenud. Nende tarbimine väheneb sujuvalt kuni toetuste lõppemiseni ja siis teevad märkimisväärse languse (antud empiirilises uuringus lausa ca 11%), mis läheb vastuollu püsiva tulu hüpoteesiga, sest tulu vähenemine tulevikus on ette nähtav, see tähendab omakorda aga, et tarbijate käitumine on lühiajalisem, kui eelnevalt arvatud. (Ganong, Noel 2016)

1.2. Ebakindlus kui mõjutegur kodumajapidamise säästumääras

Pärast 2008. aasta ülemaailmset finantskriisi ja majanduslangust intensiivistus majandusteadlaste ja poliitikakujundajate huvi ebakindluse mõju vastu märkimisväärselt (Carriero *et al.* 2018). Ebakindlust on vajalik uurida, sest erinevad analüüsid on viidanud, et suurem ebakindlus viib kodumajapidamised olukorrani, kus nad muudavad oma tarbimisharjumusi (Engen *et al.* 2001). Ebakindluse allikaid on erinevaid, alates majanduspoliitika ootamatutest muutustest kuni loodusõnnetuste või sõdadeni (Bradley, Drechsler 2014), kuid ka ilma drastiliste muutusteta on majanduslik ebakindlus alati olemas. See olukord tuleneb täiuslike kindlustus turgude puudumisest, mis tekitab vajaduse riskikartlikumatel tarbijatel säästa ootamatute finantsšokkide jaoks (Berry *et al.* 2017).

Majandusliku ebakindluse mõju empiiriliseks hindamiseks kasutatakse tavaliselt ajaloolistel andmetel põhinevat hindamismeetodit (*ex-post*) ja vähem eelseisvat hindamismeetodit (*ex-ante*). Ajalooliste andmete kättesaadavuse tõttu eelistavad mitmed empiirilised uuringud antud meetodit. Eelseisva hindamismeetodi kohaselt kasutatakse aga praegusi või tulevasi andmeid, mida saadakse uuringute kaudu. Uuringuandmete kasutamise peamine eelis võrreldes retrospektiivse hindamismeetodiga on see, et uuringu andmed suudavad esindada indiviidide tajutavat ebakindlust vastavalt neile kättesaadavale teabele ja seega peegeldavad hetkeolukorda. (Lensink, *et al.* 1999)

Majandusliku ebakindluse mõõtmiseks ei ole majandusteadlased leidnud ühtset arusaama ja tegureid. Kõige sagedamini kasutatakse makromajandusliku ebakindluse mõõtmiseks inflatsiooni- ja töötuse määra (Loayza *et al.* 2000; Mody *et al.* 2012, Roher, Stierle 2015). Kuigi inflatsioon ja töötus on peamised tegurid, mida kasutatakse majandusliku ebakindluse mõõtmiseks leidub ka teisi tegureid, millega on makromajanduslikku ebakindlust mõõdetud. Uuringu põhised ebakindluse näitajad nagu tarbija kindlustunde indeks püüavad mõõta otseselt majapidamiste või ettevõtete kindlustunnet ja seega kasutatakse seda tegurit, et mõista kodumajapidamise tarbimiskäitumist (Haddow, Hare 2013; Vanlaer *et al.* 2013). Fiskaalpoliitikast tulenevaid otsuseid ja sellest tingitud ebakindlust peetakse ka erasektori tarbimiskäitumist mõjutavaks teguriks. Auerbach (2015) uuris oma töös näiteks fiskaalpoliitilist ebakindlust, kus tõi välja mõjuva ebakindluse tegurina eelarve defitsiidi. Eelarve defitsiidi tagajärjel suureneb tarbijates ebakindlus, kuna eeldatakse maksude tõusu tulevikus. (Auerbach 2015)

Majandusliku ebakindluse peamised makromajanduslikud faktorid on seega töötus ja inflatsioon. Järgnevalt mõtestab autor põhjalikult lahti lisaks majanduslike ebakindluse peamistele mõjuteguritele ka majandusliku ebakindluse mõjutegurid nagu valitsuse eellarve tasakaal ja tarbija kindlustunde indeks.

Töötus on mõiste, mis viitab töövõimelistele isikutele, kes otsivad aktiivselt tööd, kuid ei suuda seda mingitel põhjustel leida (Rocher, Stierle 2015). Töötust mõõdetakse töötuse määraga, mis näitab töötute protsenti töøjõust (Total unemployment rate 2021). Seega töötuse määr peegeldab tugevalt tööturu ebatõhusust (Rocher, Stierle 2015). Töötuse mõju makromajanduslikul tasandil tarbimiskäitumises hakati uurima juba 1936. aastal Keynesese poolt absoluutse tulu hüpoteesis ja 1957. aastal Fridmani poolt püsiva tulu hüpoteesis. (Malley, Moutos 1996) Töötuse määraga on mõõdetud mitmetes uuringutes üksikisikute ja kodumajapidamiste töøjõutulu ebakindlust. (Mody *et al.* 2012, Rocher, Stierle 2015)

Töötusel on negatiivne mõju individuaalsel kui ka ühiskondlikul tasemel. Individuaalsel tasandil põhjustab sissetulekute vähenemine sotsiaalset liikuvust. Kui töö kaotamine mõjutavad aga suurt osa elanikkonnast, võib see sisemajanduse kogu nõudluse langus viia majanduse langusspiraali. See võib vähendada nii sotsiaalse ühtekuuluvust kui ka tekitada poliitilist ebastabiilsust. (Ehlert 2016)

Leibkonnaliikme töökoha kaotamine ei mõjuta ainult leibkonnaliiget individuaalselt vaid selle tagajärjel kogeb terve leibkond majanduslikku heaolu langust. (Ehlert, 2016) Mida suurem on töötus, seda kõrgem on peamise sissetuleku allika kaotamise või sissetuleku madalamaks muutumise oht (Levenko 2018) Kodumajapidamiste sissetulekute vähenemine tähendab, et tarbimistasemeid ei saa pikas perspektiivis säilitada. Samuti suurendab töötus majanduslikku ebakindlust, mis mõjutab edasist planeerimist ning investeringute ja säästude üle otsustamist. Töötuse suurenemist on seostatud majapidamiste suureneva säästumääraga (Rocher, Stierle 2015). Lisaks näitab töötuse suurenemine riigis tõenäosuse kasvu kaotada töökoht. Töökohtade vähenemise tagajärjel on tähendatud aga töötajate läbirääkimisjõu nõrgenemist (Levenko 2018), mis võib omakorda suurendada ebakindlust.

Sissetulekute poolt tuleneva ebakindluse vähendamiseks on paljudes riikides, sealhulgas kõigis OECD riikides välja kujunenud erinevad töötuskindlustus programmid. Antud programmid on töötutele üks olulisemaid abi saamise kohti. Töötuskindlustuse saamise nõuded riigiti erinevad

oluliselt, kuid enamus riikides on vaja toetuse saamiseks ajaliselt kindlaks määratud tööturul osalemist. Negatiivseks aspektiks töötuskindlustuse juures on leidnud aga, et pikaajalisel töötusel on negatiivne mõju tulevikus saadavale palgale. (Schmieder *et al.* 2016) Siiski töötuskindlustus programmid pehmedavad mõnda aega pärast töökoha kaotamist sissetuleku kadu, mis vähendab töökohtade kaotuse tõttu tekkivat majanduslikku ebakindlust (Ehlert 2016).

Inflatsioon on makromajanduslik tegur, mida põhjustab arenenud riikides enamasti rahapakkumise suurenemine. See-eest arengumaades ei pruugi inflatsioon olla ainult rahaline nähtus. (Totonchi 2011) Inflatsioonil on mitmeid tagajärgi, milleks üks on ebakindluse suurenemine ühiskonnas. (Evans 1991)

Inflatsioon vähendab säästude väärtust, mida hoitakse sularahas ning võib vähendada säästude väärtust, mida hoitakse hoiustes, kui inflatsioonimäär ületab panga poolt saadavat intressimäära. Seega on inflatsiooni suhtes kõige tundlikumad need, kes hoiavad oma sääste hoiustes ja sularahas. (Euroopa Keskpanga kuubülletään 2008) Kõrge inflatsiooni korral on kodumajapidamistel mõistlikum sääste kulutada kohe, sest tulevikus selle väärtus alaneb. Seetõttu eeldatakse ka, et kõrge inflatsioon on seotud madalama säästu määraga. (Vanlaer *et al.* 2019) Inflatsiooni eest rohkem kaitstud ühiskonnagrupid on need, kes hoiavad oma sääste mingil muul viisil nagu näiteks finantsvaras (aktsiad, võlakirjad) ja reaalsvaras (kinnisvara, väärismetall) (Euroopa Keskpanga kuubülletään 2008). Sellest võime järeldada, et inflatsiootöö kan võib mõjutada ühiskonda negatiivselt ning võib isegi muuta sissetulekute jaotust elanikkonnas (Casadio, Paradiso 2010).

Mitmetes uuringutes on leitud seos kõrge inflatsioonimäära ja kõrge isikliku säästu määradega. (Davidson, MacKinnon 1983) Käesolevat olukorda on selgitatud näiteks majandussubjekti kindlustundega, kus suurenev majanduslik ebakindlus võib kaasa tuua suureneva pessimismi tuleviku suhtes, mis sunnib majandussubjekti säästma. (Casadio, Paradiso 2010) Lisaks on antud nähtust selgitanud ka Deaton (1975), kes pakkus välja kogunõudluse tasakaalustamatuse mudeli (*disequilibrium model of aggregate demand*), mille kohaselt kipuvad tarbijad ootamatu inflatsioonimäära tõusu korral suhtuma ekslikult üldise hinnataseme tõusu kui suhtelise hinnataseme tõusu. Sellise suhtumise korral reageerivad tarbijaid suhteliste hindade tõusule tarbides vähem ja kavatsedes hiljem osta rohkem asendustooteid. Seega toob ootamatu inflatsioon kaasa „tahtmatu säästmise“ (*involuntary saving*). (Davidson, MacKinnon 1983) Antud olukorda on selgitatud ka mitmete majandusteadlaste poolt statistilise miraažiga, mis tuleneb olukorrast, kus inflatsiooni ajal mõõdetud säästud ja sissetulekud on ülehinnatud reaalsetest säästudest ja

sissetulekutest. See statistiline erinevus tuleneb seega situatsioonist, kus rahvamajanduse arvepidamises mõõdetav tulu sisaldab intressimakseid finantsvaradelt. (Davidson, MacKinnon 1983; Koskela, Virén 1994).

Inflatsiooni negatiivsete mõjude tõttu on saavutatud konsensus, et rahapoliitika peamine eesmärk on hinnastabiilsus, mille eest vastutavad üldjuhul keskpangad. (Haque, Qayyum 2006) Inflatsiooni poolt tekitava kahju kompenseerimiseks on kõrgem inflatsioonimäär tavaliselt seotud suurema nominaalse intressimäära ja suuremate intressituludega (*interest receipts*). Seega peaksid majapidamised oma rikkuse tegeliku väärtuse säilitamiseks pigem säästma. Kui aga kõrge inflatsioon tuleb ootamatult ei pruugi see kajastuda pikemaajalistes intressimäärades. Seega ei pruugi intressitulud kodumajapidamistele nende varade reaalse väärtuse langust täielikult kompenseerida. (Berry *et al.* 2009) Inflatsiooni suured kõikumised ja meetmed selle vastu võitlemisel võivad seega mõjutada märkimisväärselt tarbimiskäitumist.

Tarbija kindlustunde indeks näitab inimeste optimismi või pessimismi nii enda finantsolukorra kui ka üleüldise olukorra suhtes majanduses (Bondarenko 2014). Indikaatori leidmiseks koostatakse tavaliselt küsimustik, mis koosneb küsimustest nii hetkeolukorra kui ka tuleviku kohta (Ludvigson 2004). Seega näitab tarbijate kindlustunde indeks kodumajapidamiste tarbimise ja kokkuhoiu tulevast arengut, tuginedes nende kindlustundele või ebakindlusele nende eeldatava finantsolukorra, meeleolu, üldise majandusolukorra, töötuse ja säästuvõime kohta. (Consumer confidence index 2021) Antud indikaatorit on vajalik mõista, kuna see mõjutab otseselt inimeste tarbimisotsuseid (Bondarenko 2014).

Poliitikute ja akadeemikute jaoks tõusis tunduvalt huvi kindlustunde indeksi vastu peale 2008. – 2009. aasta finantskriisi. Kuigi on vaieldav, kas kindlustunde langus oli finantskriisi põhjus või tagajärg, nõustuvad mitmed majandusteadlased, et kindlustunde vähenemine mõjutas kriisi sügavust ja pikaajalisust. (Dees, Brinca 2013) Dees ja Brinca (2013) uurisid artiklis empiirilist seost USA ja euroala tarbijate meeleolu ning tarbimiskäitumise vahel kasutades kindlustunde indeksi. Uurimuse tulemused näitasid, et kindlustunde indeks võib teatud tingimustel olla tarbimiskäitumise ennustaja. (Dees, Brinca 2013) Vanlaer, Bielen, Marneffe (2020) leidsid, et suurenenud ebakindlus vähendab tarbijate kindlustunnet, mis suurendab säästmist, kuid oluline on siinkohal konkreetne ebakindluse mõõt. Enim mõjutab leibkonda säästma ebakindlus enda finantsolukorra vastu. (Vanlaer *et al.* 2020)

Majanduse kasvu hetkel on tarbijate kindlustunne tavaliselt kõrge. Seetõttu kipuvad tarbijad kulutama rohkem kui muul ajal. Eriti suureneb antud ajaperioodil kulukamate ostude maht (autod ja kodumasinad) jaoks. Tarbimiskulutuste kasv stimuleerib omakorda majandust. (Bondarenko 2014) Uuringud on näidanud see-eest, et kindlustunde vähenemine mõjutab leibkondade säästmist oluliselt. Suurenev pessimism muudab tarbijad oma finants väljavaadetes ebakindlaks, mille tõttu nad hakkavad vähem raha kulutama. Kui tarbijate kulutused vähenevad võib see viia olukorrani, kus ettevõtted hakkavad tootmist vähendama. Seega võivad muutunud tarbimisharjumused viia majanduse aeglustumise ja isegi majanduslanguseni. Lisaks on leitud peale uuringute kitsendamist, et tarbija kindlustunde indeksis on suurim mõju säästmisele leibkonna optimismil või pessimismil enda finantsolukorda. Seega leibkonna kindlustunne finantsolukorda mõjutab säästmist oluliselt rohkem kui leibkonna usaldus üldise majandusolukorra vastu. (Vanlaer et.al. 2019)

Valitsuse eelarve tasakaal ja selle langusel tulenevat eelarve defitsiidi võimalikku mõju tarbimisele on olnud poliitikute ja majandusteadlaste huviorbiidis pikalt. Valitsus võib majanduse stimuleerimiseks ja riikliku tarbimise suurendamiseks suurendada valitsuse kulutusi, mis võib viia eelarve puudujägini. See võib aga omakorda vähendada majapidamiste jooksvaid tarbimiskulutusi, kuna kodumajapidamised näevad valitsuse võla rahastamiseks ette tulevasi maksutõuse (Rocher, Stierle 2015) Seega tekitab eelarvepuudujääk ebakindlust, kuna valitsuse edasine poliitika on ebakindel.

Ricardi võrdväarsuse teooriat (*Ricardian equivalence*) peetakse üldistuseks püsiva sissetuleku- ja elutsükli hüpoteesist. Antud teooria kohaselt on kodumajapidamised tulevikku vaatavad ja võtavad tarbimisotsuste tegemisel arvesse valitsuse defitsiidi/ülejäagi. (Seater 1993) See tähendab, et kui valitsus laenude abil rahastab eelarvet, siis kodumajapidamised eeldavad, et tulevased maksud tõusevad. Laenu võtmise abil finantseeritud eelarve tagajärjel kodumajapidamised säästavad rohkem, et tulevasi maksutõuse tasuda. (Athukorala, Tsai 2003) Sellest tulenevalt peaks avaliku ja erasektori säästmine liikuma vastupidises suunas (Rocher, Stierle 2015).

Ricardi võrdväarsuse teooriat kritiseeritakse mitmete majandusteadlaste poolt. Majandusteadlased väidavad, et teooria oleks tõene, kui majandusagendid elaksid igavesti (Mueser, Kim 2003). Siiski Barro (1974) toetades Ricardi samaväärsuse teooriat väidab, et lapsevanemad hakkavad rohkem kokku hoidma eelarve defitsiidi korral olenemata sellest, et edasilükatud maksud kogutakse alles pärast nende surma. Seda sellepärast, et vanemad hoolitsevad oma laste tulevase heaolu ees, kes

peavad puudujäägi kompenseerimiseks tulevikus kõrgemaid makse maksma. Siiski kritiseeris Seater (1993) põlvkondade loogikat lastetute perede olemasolu tõttu. (Mueser, Kim 2003)

1.3. Varasemad empiirilised uuringud

Uuringuid säästmiskäitumise mõjurite kohta on läbi viidud nii Eestis kui ka välisriikides. Teooria soovib kodumajapidamiste tarbimise ja kokkuhoiu otsuste analüüsimiseks erinevaid determinante. Käesoleva uurimistöökontekstis tuleb mainida, et varasemate empiiriliste tööde raames ei keskendatud tihti ebakindluse uurimisele kodumajapidamiste säästumäära vaid üldistele teguritele, mis võivad kodumajapidamiste säästumäära mõjutada. Osa kodumajapidamise säästumäära mõjutavatest teguritest on aga seotud tugevalt ebakindlusega. Järgnevalt esile toodud empiirilistes uuringutes kasutades küll varieeruvaid ebakindluse tegureid, kuid enamus empiirilisi uurimusi kasutab töötust ja inflatsiooni, kui peamist ebakindluse mõjurit. Sellest saab järeldada, et ebakindlust peetakse tugevaks motivaatoriks kodumajapidamiste säästikäitumisele, mille analüüsimine on ka antud uurimistöökohaks eesmärgiks.

Callen ja Thimann (1997) uurisid kodumajapidamise säästumäära empiirilisi determinante 21 OECD riigis ajaperioodil 1975-1995. Antud uurimuses keskenduti poliitika (maksude- ja sotsiaalkindlustussüsteemi) mõjule kodumajapidamise säästumääras. Võimalikeks selgitavateks determinantideks valiti inflatsioonimäär, töötuse määr, valitsuse ülejäägi määr SKP-sse, ettevõtte säästu määr SKP-sse, ostujõu pariteet, sissetuleku kasv, reaalne intressimäär, vanurite osakaal kogu tööealisest rahvastikust, otseste ning kaudsete maksude osakaal, tarbijate võla suhe SKP-sse ja krediitkaartide arv elaniku kohta. (Callen, Thimann 1997)

Empiirilise analüüsi viisid Callen ja Thimann läbi kasutades ristanimeid ja paneelandmeid. Ökonomeetriliseks hindamismeetodiks valiti nii vähimruutude meetodit (*Ordinary Least Squares*) kui ka fikseeritud efektidega meetod (*Fixed effects*). Analüüside tulemusena leidsid nad, et tegurid, mis hõlmavad maksusüsteemi struktuuri ning sotsiaalkindlustuse rahastamist on kodumajapidamise säästmisel olulised. Näiteks leiti, et suuremad sotsiaalkindlustussüsteemide ülekanded leibkondadele on seotud madalama säästmisega. See viitab sellele, et poliitilistel otsustel on mõju kodumajapidamiste säästmisele maksu- ja sotsiaalkindlustussüsteemide kaudu.

Lisaks leiti empiirilise analüüsi kaudu, et inflatsioonimääral ja sissetuleku kasvul on positiivne efekt kodumajapidamiste säästmisele. Veel leidsid Callen ja Thimann, et töötuse määr, vanurite osakaal tööealisest rahvastikust ja tarbijate võla suhe SKP-sse on negatiivselt seotud kodumajapidamiste säästmismääraga. (Callen, Thimann 1997)

Loayza, Schmidt-Hebbel ja Servén (2000) uurisid oma töös, mis juhib erasäästmist maailmas. Töö eesmärgiks oli leida vastust küsimusele, miks erinevad säästumäärad riikide ja erinevate ajaperioodide vahel. Nad kaasasid oma uurimusse 150 riiki ajaperioodil 1965-1994 jälgides, et andmetes ei oleks vasturääkivusi eelarves ja finantsandmetes. Nad kaasasid säästumäära analüüsimiseks mitmeid determinante nagu erasektori brutotulu, reaalne intressimäär, inflatsioonimäär, erakrediidi voog, valitsuse sääst, noorte määr elanikkonnast, vanurite määr elanikkonnast, linnastumine, jooksevkonto. (Loayza et al. 2000)

Loayza et al. (2000) kasutasid uurimuses paneelandmeid. Nad tuvastasid andmeid analüüsides endogeensuse ja heterogeensuse probleemi. Nende probleemide korrigeerimiseks kasutati instrumentaalmuutujaid kasutades uurimiseks diferentsidega GMM-i ja süsteemi GMM-i. Antud mudelid kontrollivad endogeensust, kasutades sisemisi instrumente. Antud mudeli kasutamine annab võimaluse teha mõjusaid järeldusi poliitiliste ja mittepoliitiliste muutujate kohta kodumajapidamise säästumäärale. (Loayza et al. 2000)

Loayza et al. 2000 leidsid uurimuses, et erasektori brutotulul on positiivne ja märkimisväärne mõju erasäästu määrale, mis tähendab, et kui majandusagendid saavad rikkamaks ehk kui nende sissetulekud kasvavad, siis nende säästumäär suureneb. Reaalne intressimäär põhjustab aga privaatses säästumäära languse. Sarnaselt leiti ka negatiivne seos avaliku sektori säästude määra ja erasäästude vahel. Valitud demograafilised tegurid nagu vanurite- ja noorte määr elanikkonnast ja linnastumise määr mõjutavad erasäästu määra negatiivselt. Valitud ebakindluse näitajal inflatsioonimääral oli positiivne seos säästumääraga. See viitab olukorrale, et makromajandusliku ebakindluse suurenemisel inimesed säästavad suuremat osa oma sissetulekust ettevaatusabinõude tõttu. Nad jõudsid oma töös järeldusele, et eelarvepoliitika on mõõdukalt tõhus vahend riikliku säästmise suurendamiseks (Loayza et al. 2000)

Schrooten ja Stephan (2001) uurisid säästmist Kesk- ja Ida Euroopas. Nad kaasasid andmekogumisse järgnevad riigid: Tšehhi, Poola, Leedu, Eesti, Slovakkia Ungari, Läti ja Sloveenia. Uurides antuid üleminekumajandustega riike ajaperioodil 1989-1998. Potentsiaalseteks

teguriteks, mis võiksid era- ja avalikku säästumäära mõjutada valiti SKP kasv, inflatsioon, jooksevkonto, noorte määr elanikkonnast, vanurite määr elanikkonnast. (Schrooten, Stephan 2001)

Schrooten ja Stephan viisid empiirilise analüüsi läbi kasutades paneelandmeid, et ära kasutada andmete erinevusi nii riikides kui ka aja jooksul. Ökonomeetiline analüüs koostati kasutades nii fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega mudelit. Hausmani testi läbi valiti sobilikuks mudeliks fikseeritud efektiga mudel. Nad leidsid empiirilise analüüsi kaudu, et valitud selgitavad determinandid andsid sarnased koefitsiendid, kui uuriti era- ja avalikku säästumäära. Nad leidsid, et sissetuleku kasv, inflatsioonimäär, jooksevkonto mõjutab nii era- kui ka avalikku säästumäära positiivselt. Nii noorte määr elanikkonnast kui ka vanurite määr elanikkonnast mõjutasid nii era- kui ka avalikku säästumäära negatiivselt. (Schrooten, Stephan 2001)

Mody, Ohnsorge ja Sandri (2012) uurimus ettevaatussäästude kohta suure majanduslanguse ajal oli inspireeritud 2007-2009 aastal toimunud sügavast majanduslangusest, millega kaasnes ebakindluse järsk kasv. Kriisi perioodil 2007-2009 kasvas kodumajapidamiste säästumäär tohutult, mida antud uurimuses seostatakse ebakindlusega. Seega arvestatakse antud uurimuses, et ebakindlus suurendab kodumajapidamiste motivatsiooni säästa, püüdes end kaitsta ebasoodsate tingimuste ees, mis võivad majanduslangusega kaasneda. (Mody *et al.* 2012)

Mody *et al.* (2012) kasutasid uuringus OECD riikide andmeid ajaperioodil 1980-2010. Analüüs viidi läbi paneelandmega kasutades fikseeritud ja juhuslike efektide meetodi. Keskendudes ettevaatussäästude mõjule kodumajapidamises kaasati mitmeid tegureid, mis olid järgnevad: töötuse määr, aktsiaturu muutlikkus, SKT reaalkasv, nominaalne SKP elaniku kohta, reaalne lühiajalise intressimäär, noorte määr elanikkonnast, vanurite määr elanikkonnast ja sissetuleku kasv. Lisaks koostati hulk robustsuse teste, kus jäeti välja erinevaid tunnuseid, mis võivad mõjutada tulemusi. (Mody *et al.* 2012)

Mody *et al.* (2012) leidsid teostatud analüüsi tulemusena, et töötuse määral on positiivne seos kodumajapidamiste säästmismääraga. Suure majanduslanguse tunnuseks, mis oli 2008 ja 2009. aastal oli ebakindluse silmatorkav kasv. Ebakindluse lähemal uurimisel, koostati eraldi analüüs, mille alla liigitati erinevaid determinante nagu töötuse määr, sissetuleku kasv, reaalne lühiajaline intressimäär, SKP muutlikkust, aktsiaturu muutlikkust. Ökonomeetrilise analüüsi tulemusena leidsid nad, et suurenemine sissetulekus viib kodumajapidamiste säästmismäära suurenemiseni. Oluline seos oli ka SKP muutlikkusel, mille suurenemisel suurenes ka kodumajapidamise

säästumäär. Lisaks leidsid nad, et sissetulekute kasv vähendab kodumajapidamiste säästumäära. Veel leidsid nad, et reaalne lühiajalise intressimäär kasv on positiivses seoses kodumajapidamiste säästumääraga. Aktsiaturu muutlikkus ei olnud olulise tähtsusega valitud ajaperioodil. Uurides lisaks ebakindlusele varanduslikku mõju leiti ökonomeetrilise uurimises, et eluaseme hindade muutus on oluliselt negatiivselt korrelatsioonis majapidamiste säästumääradega. (Mody *et al.* 2012)

Rocher ja Stierle avaldasid 2015. aastal artikli uurides erinevaid makromajanduslikke mõjureid, et lahti mõtestada kodumajapidamise säästumäära varieeruvust Euroopa Liidus. Mitmed potentsiaalsed tegurid, mis võiksid kodumajapidamiste säästumäära mõjutada liigitati kuute kategooriasse, mis on järgnevad: majanduslik ebakindlus, sissetuleku ja rikkuse jaotus, eelarvepoliitika, demograafia, rahvusvaheline finantsintegratsioon ja finantsturu keerukus. (Rocher, Stierle 2015)

Ebakindluse mõõtmiseks kasutasid Rocher ja Stierle (2015) inflatsiooni ja töötust. Lisaks kasutasid nad töös ka teisi determinante, mis olid järgnevad: SKP elaniku kohta, tegeliku SKP kasv elaniku kohta, kaubandustingimused (*terms of trade*), vanusest sõltuvuse määr, oodatav eluiga, tarbijahinnaindeks, valitsuse eelarve ülejääk, riigivõlg, sotsiaalne kaitse ja kaudse maksustamise osakaalu. Võimalike selgitavate muutujate empiiriliseks uurimiseks teostati paneelandmete analüüs. Ökonomeetriliseks hindamiseks kasutati paneelandmetele sobivat ühendatud vähimruutude meetodit, fikseeritud efektidega meetodit kui ka juhuslike efektidega meetodit. Lisaks viisid nad läbi robustsuse test, koostades analüüsi kõigi aastatega ja seejärel võrreldes seda nii kriisieelse (2000-2008) kui ka kriisijärgse perioodiga (2008-2012). Lisaks analüüsiti eraldi ka kolme erineva arenguga riigi rühma, et näha kas esineb erisusi. (Rocher, Stierle 2015)

Rocher ja Stierle (2015) empiirilise analüüsi tulemused ebakindluse osas olid osaliselt kooskõlas nende algsete arvamustega. Analüüsides ilmnes, et töötuse määr ja inflatsioon mõjutavad leibkondade säästmiskäitumist positiivselt. Näidates, et suurenenud ebakindluse korral suurendavad kodumajapidamised säästmist. Mis kinnitab, et ebakindlus stimuleerib leibkondi säästma. Kuid samas leiti, et kõrgem inflatsioon on seotud kriisi järgsetel aastatel (peale 2008 aastat) kui ka valitud 15 Euroopa Liidu riikide gruppi analüüsides madalamate kodumajapidamiste säästmismääradega, mis oli vastuolus algsete ootustega. Sotsiaalse kaitse määr ei mõjutanud märkimisväärselt majapidamiste säästumäära. Antud uurimuses seostatakse seda sellega, et

majapidamised ei pruugi tihtipeale tajuda sotsiaalse kaitse taset. Ökonomeetristest tulemustest saadi kinnitust, et valitsus eelarve defitsiit mõjutab majapidamiste säästumäära negatiivselt, sest kui valitsuse eelarve on puudujäägis, hoiavad majapidamised rohkem kokku. Lisaks tuvastati antud töös negatiivne seos jooksevkonto ja kodumajapidamise säästumäära vahel (Rocher, Stierle 2015)

Kukk ja Staehr (2015) uurisid ettevõtete-ja kodumajapidamiste säästmis makromajanduslike tegureid Kesk- ja Ida-Euroopa näitel. Analüüs viidi läbi paneelandmetega 10 riigi kohta ajavahemikus 1995-2012. Valitud riikidele on iseloomulik muutlik makromajanduslik keskkond, kus on suured kõikumised nii töötuses, kui ka inflatsioonis. Lisaks tõi 2008-2009 aasta majanduskriis kaasa suured muutused jooksevkonto saldoses, intressimääras ja eelarve tasakaalus. (Kukk, Staehr 2015)

Empiirilises uuringus ökonomeetrilise analüüsi teostamisel pidasid Kukk ja Staehr (2015) silmas endogeensuse probleemi. Selle lahendamiseks kasutati kolme hindamismeetodit, mis on järgnevad: Arellano-Bondi GMMi hinnang (*Arellano-Bond GMM estimation*), LSDV-hinnang (*LSDV estimation*), ja kallutatud korrigeeritud LSDV-hinnang (*bias-corrected LSDV estimation*). Hindamismeetodite tulemused olid enamasti juhtudel sarnased. (Kukk, Staehr 2015)

Analüüs näitas, et makromajandusliku keskkonna muutused on mõlema sektori säästumäärade jaoks olulised. Siiski esinesid sektorite vahel märkimisväärsed erinevused. Näiteks ilmnis analüüsides, et inflatsioonimäär oli positiivselt seotud kodumajapidamiste säästumääraga. Ettevõtte säästumäär ja inflatsiooni vahel esines aga negatiivne, kuid ebatäpne seos. Töötuse määr ei mõjuta oluliselt ettevõtete säästmist ja kodumajapidamiste säästmist. Lisaks kontrolliti jooksevkonto seost kodumajapidamise säästumääraga, kus leiti et jooksevkonto defitsiidi suurenedes väheneb kodumajapidamise säästumäär. Lühiajalise reaalse intressi ja kodumajapidamise säästumäära vahel leiti positiivne seos, kus intressimäär tõus suurendas kodumajapidamise säästumäära. (Kukk, Staehr 2015)

Rohkem ebakindluse ja säästu käitumisele suunatud uurimuse tegi Levenko (2018), kes uuris tegelikku ja tajutavat ebakindlust kodumajapidamiste säästumäära pöörates erilist tähelepanu eriti tööjõu ebakindluse mõjule. Tegelik ebakindluse all mõeldakse antud uurimuses reaalse šoki tagajärjel tekkivat ebakindlust ning tajutud ebakindluse all mõistetakse šokkide ootust, mis võivad

tulevikus esineda. Empiiriline uuring viidi läbi kasutades paneelandmeid 24 Euroopa Liidu riigi kohta ajaperioodil 1996-2017. (Levenko 2018)

Ökonomeetrilises hindamises kasutas Levenko (2018) üldistatud momentide meetodit. Analüüs viidi läbi lisaks baasmudelile ka robustsus kontroll, milles jäeti välja kriisi perioodi 2007-2009, mille tulemused olid sarnased baasmudelile. Lisaks kontrolliti tulemusi, jättes välja Euroopa suurima majandusega riigid (Saksamaa, Prantsusmaa ja Itaalia). Kontrolliti andmeid ka jättes välja muutliku majandusega riigid (Bulgaaria, Eesti ja Iirimaa) ning vaadeldi andmeid ka Põhja-Euroopa riikideta. (Levenko 2018) Analüüsist tulemustest saab järeldada, et muutused ebakindluse tegurites nagu tööpuuduse ootused ja töötuse määr on kodumajapidamise säästmiskäitumise jaoks tähtsamad kui nende tegurite tasemed. (Levenko 2018)

Antud empiiriliste analüüside järgi saame järeldada, et kodumajapidamise säästumääradele võivad mõjuda mitmeid erinevad mõjurid. Kuigi antud teema kohta leidub ka varasemaid uuringuid on mitmed hilisemad uuringud esile toonud, et 2008-2009 aastal toimunud majanduslangus suurendas huvi majanduslike ebakindluse tegurite ja kodumajapidamise säästmumäära omavaheliste seoste uurimiseks märkimisväärselt. Kuigi antud seoste uurimiseks on kasutatud mitmeid erinevaid meetodeid ja saadud mõnevõrra vastakaid tulemusi on majanduslikul ebakindlusel oluline mõju kodumajapidamise säästumääradele.

2. ANDMED JA METOODIKA

Magistritöö teise peatüki eesmärk on anda põhjalik ülevaade kaasatavatest teguritest läbi kirjeldava statistika. Lisaks antakse ülevaade metoodikast, mida arvestatakse ka mudeli koostamisel.

2.1. Kirjeldava statistika ülevaade

Käesoleva magistritöö eesmärk on hinnata mõju kodumajapidamise säästumäära ja majandusliku ebakindluse vahel Euroopas. Kaasatavad andmeid pärinevad nii Eurostati kui ka Ameco andmebaasist. Andmeid vaadeldi aastaste intervallidega perioodil 2000–2019. Antud ajavahemik valiti, kuna autori arvates on see piisavalt pikk aeg, et teha järeldusi vaadeldavate tegurite kohta. Vaatluse all olevat ajaperioodi iseloomustab stabiliseerunud majandus, kiire majanduskasv, majanduskriis ja majanduse stabiliseerumine. Magistritöös kasutatavad Euroopa riigid valiti andmete kättesaadavuse põhjal. Valimisse kaasati 20 Euroopa riiki, mis on järgnevad: Eesti, Tšehhi, Poola, Läti, Leedu, Saksamaa, Prantsusmaa, Austria, Belgia, Luksemburg, Iirimaa, Holland, , Slovakkia, Ungari, Taani, Soome, Rootsi, Itaalia, Hispaania ja Portugal. Riikide 3-kohalised koodid, mida kasutatakse joonistel ja tabelitel on välja toodud lisa 1.

Andmete valiku osas on võetud eeskujuks teooria ja eelnevad empiirilised uurimused. Muutujateks valiti kodumajapidamise säästumäär, töötuse määr, inflatsioonimäär, tarbija kindlustunde indeks ja valitsuse eelarve tasakaal. Lisaks valiti kolm kontrollmuutujat, mis teooriast ja empiirilisest kirjandusest lähtuvalt võivad mõjutada kodumajapidamise säästumäära. Nendeks teguriteks on reaalne lühiajaline intressimäär, jooksevkonto ja kodumajapidamise sissetuleku kasv. Lisas 2 tuuakse välja kasutatavad muutujad ja nende kirjeldused vastavalt andmebaasile, kus need on võetud. Autori arvates on see vajalik välja tuua, et mõista tegureid ja nende tagamaad sügavuti. Muutujate mõistmiseks on autor välja toonud mõõte, selgituse, kuidas on antud muutujad vastavalt andmebaasile saadud ja andmebaasid.

Kirjeldava statistika ülevaate saamiseks koostati tabel 1, kus on kajastatud kaasatavate muutujate keskvärtus, mediaanvärtus, maksimum- ja miinimumvärtust, standardhälve ja vaatluste arv. Muutujate väärtused on arvutatud 20. Euroopa riigis ajavahemikus 2000-2019 aastaste intervallidega kasutades programmi Eviews10. Puuduvad andmed esinesid kodumajapidamise säästumääras 2019. aastal Luksemburgis. Töötuse määras esinesid puudulikud andmed Prantsusmaal, kus väljastatud andmed algavad 2003. aastast. Tarbijate kindlustunde indeksis esinevad puudulikud andmed Lätis, Leedus, Luksemburgis ja Poolas, kus andmed väljastati alates 2002. aastast. Jooksevkontos esinesid puudulikud andmed Belgias, kus väljastatud andmed algavad 2003. aastast ning Hollandis, Slovakkias ja Poolas, kus väljastatud andmed algavad 2004. aastast ja Taanis kus väljastatud andmed algavad 2003. aastast.

Tabel 1. Andmete kirjeldav statistika aastate 2000-2019 kohta

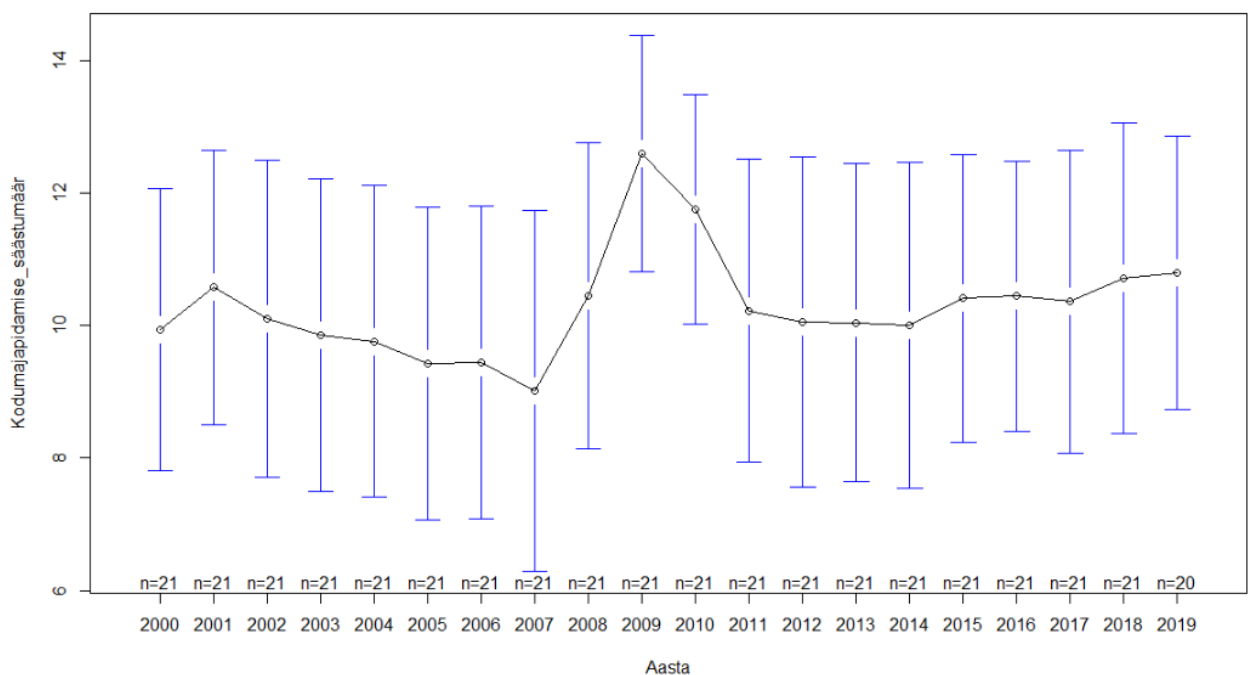
Muutuja	Keskvärtus	Mediaanvärtus	Maksimum	Miinimum	Standardhälve	Vaatluste arv
Kodumajapidamise säästumäär	10.384	10.680	21.500	-3.870	5.016	399
Töötuse määr	8.525	7.700	26.100	2.000	4.144	397
Valitsuse eelarve tasakaal	-2.023	-1.900	6.900	-32.1	3.501	400
Inflatsioonimäär	2.270	2.02	15.316	-1.683	2.025	400
Tarbija kindlustunde indeks	-8.675	-6.921	11.933	-51.217	10.406	390
Jooksevkonto	-0.004	0.450	12.6	-20.600	5.467	380
Sissetuleku kasv	2.069	1.640	18.470	-13.790	3.214	396
Reaalne intressimäär	0.036	-0.300	25.300	-9.5	2.789	400

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal

Märkused:

1. Eviews10 tarkvara

Tabelist 1 on välja toodud andmete kirjeldav statistika. Kodumajapidamise säästumääras on näha maksimumi ja miinimumi vahel olevat suurt erinevust, mis tähendab, et antud tegur on vaadeldavate riikide ja ajaperioodi jooksul üsna muutlik. Kodumajapidamise säästumäära muutusi kirjeldab aastate põhjal joonis 1., kus on välja toodud kodumajapidamise säästumäära heterogeensus vaadeldavate aastate lõikes. Heterogeensust antud juhul jälgimata heterogeensust (*Unobserved Heterogeneity*) kasutatakse antud töös, kuna see annab kiire ülevaate andmetest, kus valitud tegurit vaadatakse riikide ja aastate lõikes eraldi (Coakley et al. 2006). Heterogeensus annab võimaluse kiireks ülevaateks andmetest ja trendist, kus heterogeensuse joonisel kujutab pidevjoon endast mediaanväärtust ja diagonaalne joon kujutab endast keskmise 95% usaldusintervalli (Torres-Reyna 2010). Antud joonis viitab ka olukorrale, et edaspidi tuleks kasutada fikseeritud või juhuslike efektidega meetodit. Lisaks on võimalik näha lisa 3 kodumajapidamise säästumäära riigiti eraldi, et tuvastada „ekstreemsemate“ andmetega riigid.



Joonis 1. Kodumajapidamise säästumäära heterogeensus aastate jooksul

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal

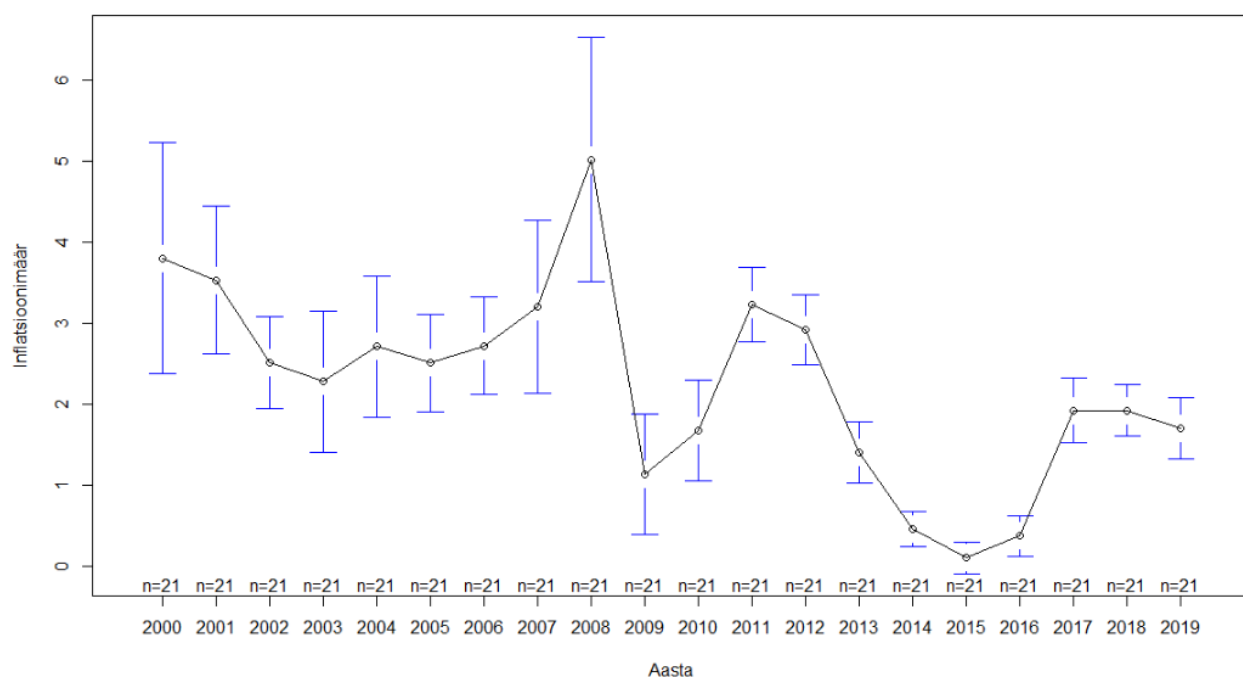
Märkused:

1. R-studio tarkvara
2. n märgib riikide arvu

Kodumajapidamise säästumäära heterogeensus näitab, et riikide lõikes jäi keskmine kodumajapidamise säästumaar 10% SKP piiridesse ja standardhälve ei olnud suur. Kodumajapidamise säästumäärad tõusid järsemalt enamikes riikides 2008. ja 2009. aasta ja

hakkasid siis tasapisi alanema ning stabiliseeruma, mis võib olla tingitud 2008. aastal alanud ülemaailmsest majanduslangusest.

Järgnevalt vaadatakse lähemalt inflatsioonimäära, mis on ühtlasi üheks valitud majandusliku ebakindluse teguriks. Inflatsioonimäär on mõõdetud aastase muutuste määraga, mis põhineb tarbijahinnaindeksi protsentuaalsele muutusele. Me näeme tabelil 2 väga suurt erinevust, maksimumi ja miinimumi vahel. Mis on suure tõenäosusega tingitud 2008. aasta majanduslangusest. Siiski näeme, et mediaan väärtus jääb ca 2 juurde, mida peetakse üldjuhul ka optimaalseks inflatsioonimääraks. Joonisel 2 on välja toodud inflatsioonimäära heterogeensus aastate jooksul.



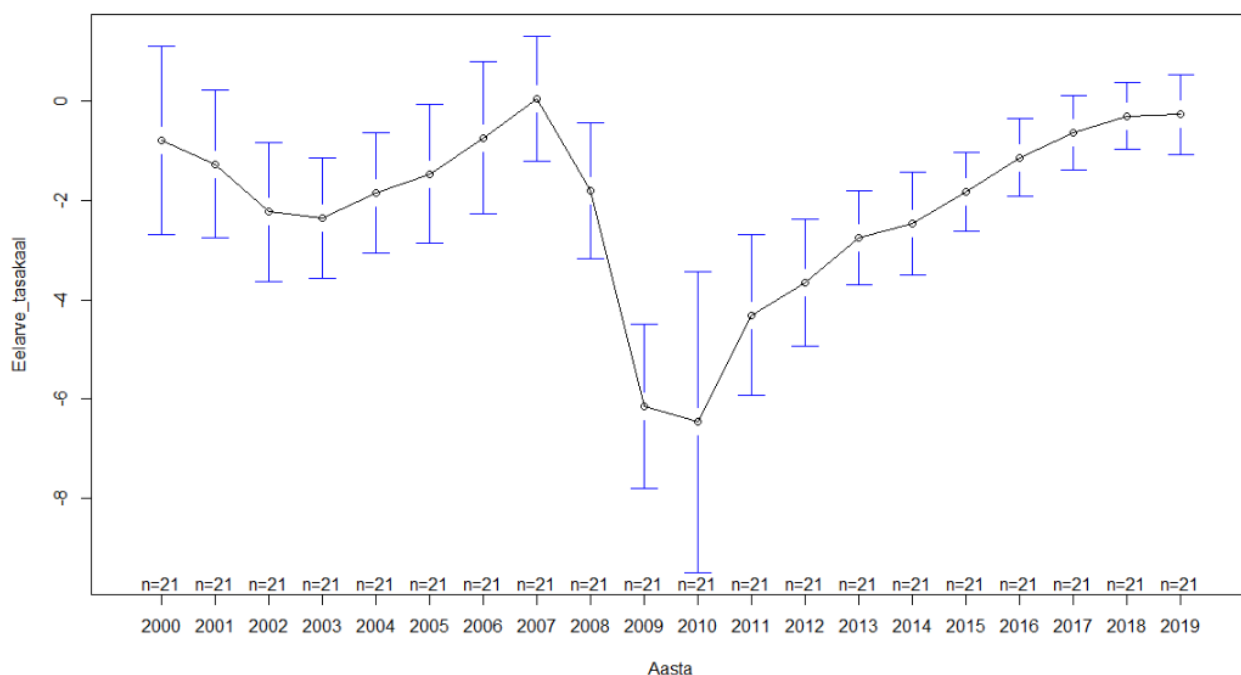
Joonis 2. inflatsioonimäära heterogeensus aastate jooksul
Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal

Märkused:

1. R-studio tarkvara
2. n näitab riikide arvu

Me näeme joonisel 2 inflatsioonimäära heterogeensus valitud valimis ajaperioodil 2000-2019. Tulemused ei ole üllatavad ja võib öelda, et inflatsioonimäär on aastate jooksul kõikunud, eriti tänu 2008. aastal toimunud majanduskriisile. Antud majanduskriisi korral tõusis inflatsioonimäär märgatavalt Balti riikides, mida saab täpsemalt uurida lisa 4., kus kajastatakse inflatsioonimäära riigiti. Peale majanduskriisi on inflatsioonimäär hoitud pigem madalal.

Järgnevalt vaadatakse lähemalt eelarve tasakaalu. Tabel 2 näeme suurt maksimumi ja miinimumi vahet, millest võib oletada suuremat kõikumist, mis võib tuleneda 2008. aasta majanduskriisist. Lisaks näeme, et valitsuse eelarve mediaan väärtus on ca -1.9% SKP-st, mis tähendab, et eelarve on olnud pigem defitsiidis antud valimis. Parema ülevaate saamiseks koostati joonis 3, kus on kajastatud eelarve tasakaalu heterogeensus aastate lõikes.



Joonis 3. Valitsuse eelarve tasakaal heterogeensus aastate jooksul
Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal

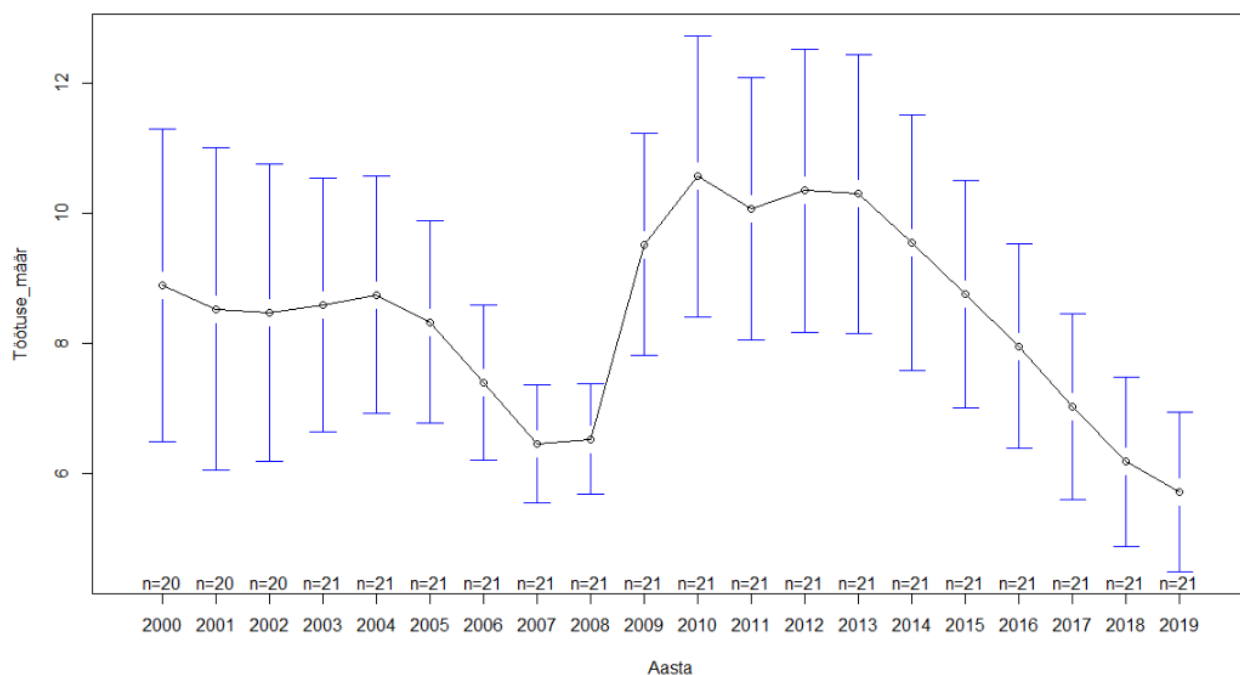
Märkused:

1. R-studio tarkvara
2. n näitab riikide arvu

Joonisel 3 valitsuse eelarvet uurides näeme, et eelarved on olnud vaadeldaval ajaperioodil enamasti defitsiidis. Valitsuse eelarve defitsiit suurenes drastiliselt 2008. aasta majanduskriisi ajal, millal paljud riigid otsustasid ka laene võtta ja tasapisi taastus kriisi järgsetel aastatel. Viimaste vaatluse all olevate aastate jooksul on näha siiski trendi, kuidas mitmetes riikides on vähenenud eelarve defitsiit ja osa riike on jõudnud eelarve ülejäägini. Lisa 5 on näha täpsemalt valitsuse eelarve tasakaalu riigiti.

Järgnevalt vaadatakse lähemalt töötuse määra. Töötuse määra keskvärtus oli tabelis 1 ca 8% töajõust. Töötuse määra maksimumi ja miinimumi vahe oli väga suur, kus maksimum oli 26%

töötõust ja miinimum 2% töötõust. Tõõtuse määra kujunemist riigiti on võimalik näha lisa 6 ja töötõuse määra heterogeensusust on võimalik näha joonisel 4.



Joonis 4. Tõõtuse määra heterogeensus aastate jooksul

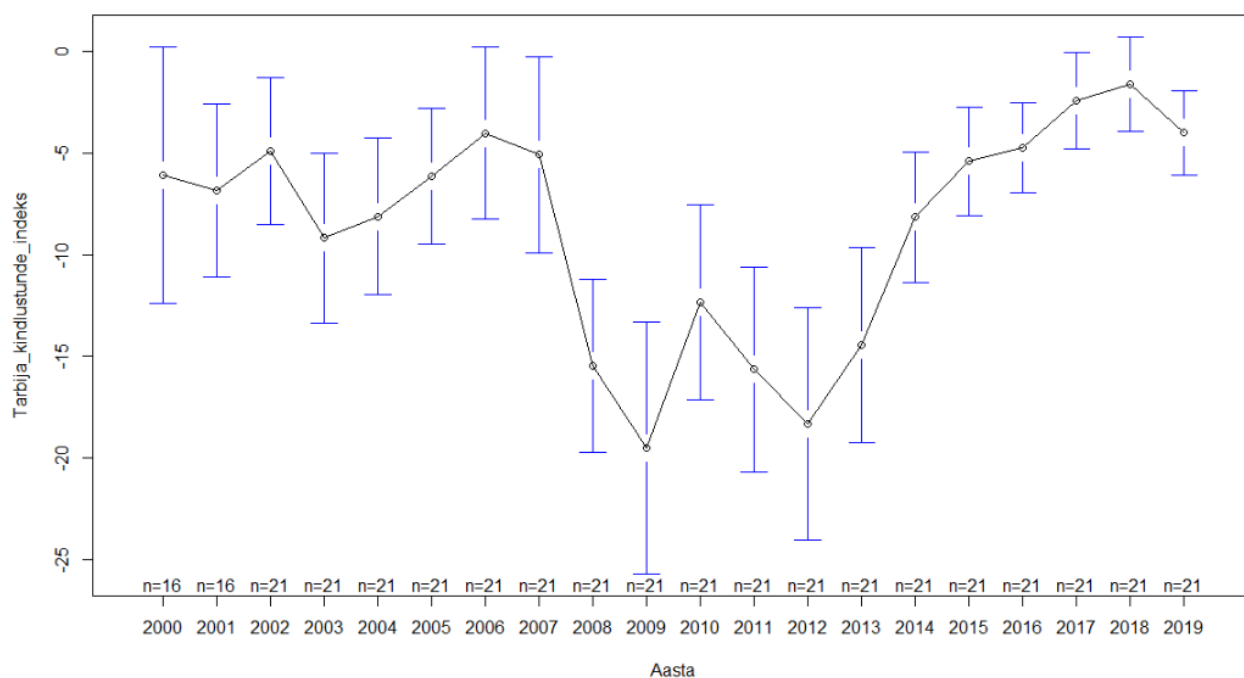
Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal

Märkused:

1. R-studio tarkvara
2. n näitab riikide arvu

Joonisel 4 näeme, et 2008 aasta majanduskriis mõjus töötõuse määrale drastiliselt, mõjudes töötõuse määrale ka mitmeid aastaid peale majanduskriisi. Positiivseks trendiks võib pidada viimaste vaatluse all olevate aastate väikse töötõuse määra, mis näitab ka ühtlasi töötõuru efektiivsust.

Järgnevalt vaadatakse lähemalt tarbija kindlustunde indeksit, mille puhul on näha suurt standardhälvet. See näitab andmete suuremat erinevust keskmisest. Kindlustunde indeks langes märkimisväärselt 2008. aasta majanduskriisi tagajärjel saavutades 2009. aastal enamus riikides vaadeldavate aastate jooksul madalaima taseme. Tarbija kindlustunde indeksi heterogeensus on välja toodud joonisel 5 ja tarbija kindlustunde indeksi muutus riigiti on välja toodud lisas 7.



Joonis 5. Tarbijakindlustunde indeksi heterogeensus aastate jooksul

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal

Märkused:

1. R-studio tarkvara
2. n näitab riikide arvu

Lisaks toodi tabelis 1 välja kontrollmuutujad, milleks oli jooksevkonto, sissetuleku kasv ja reaalne lühiajaline intressimäär. Jooksevkonto keskvärtus on nõrgalt negatiivne. Üldjuhul tähendab negatiivne jooksevkonto, et riigid impordivad rohkem kui ekspordivad, kuid antud valimis tudub esinevat balanss. Sissetuleku kasvu keskvärtus on ca 2%, selle madalat olemust selgitab 2008. aasta majanduskriisi kaasamine.

Andmete paremaks mõistmiseks koostatud programmis Eviews10 Pearsoni korrelatsioonimaatriks, mis on välja toodud tabelis 2. Korrelatsiooni maatriksi kasutatakse valitud tegurite sõltuvuse uurimiseks, et mõõta tegurite vahelist suhet (Correlation and P value 2021). Siiski tuleb arvestada sellega, et muutust ei pea põhjustama otseselt teine tegur vaid korrelatsioon näitab meile, kuidas vaadeldavad tegurid tavaliselt koos liiguvad. P-väärtus hindab, kui hästi andmed nullhüpoteesi tagasi lükkavad. Mida väiksem p-väärtus, seda tugevamad on tõendid, et nullhüpotees lükatakse tagasi. Antud nullhüpotees väidab aga, et kahe võrreldud teguri vahel pole seost. Seega näitab meile p-väärtus, kas antud korrelatsioon on statistiliselt oluline. (Correlation and P value 2021)

Korrelatsioonimaatriksi järgi on kõige tugevamalt seotud kodumajapidamise säästumääraga jooksevkonto, mis on seotud olulisuse nivool 0.01. Kodumajapidamise säästumääraga on kõige nõrgemini seotud eelarve tasakaal, mille negatiivne seos on ilmnenu ka eelnevalt kirjanduses. Üllatavalt on aga töötuse määr ja kodumajapidamise säästumäär suhe, mis on negatiivne olulisuse nivool 0.01. Negatiivne seos võib tuleneda valimis olevatest aastatest, kuhu sisse jäid 2008-2009 aasta majanduskriisi aastad ja neile järgnevad aastad, kus töötuse määr oli ebatavaliselt kõrge.

Tabel 2. Korrelatsiooni maatriksis

	Kodumaja- pidamise säästumäär	Inflatsiooni- määr	Töötuse määr	Eelarve tasakaal	Tarbija kindlustunde indeks	Jooksevkonto	Töötulu kasv	Reaalne intressi määr
Kodumajapidamise säästumäär	1.000							
Inflatsioonimäär	-0.177 (0.001) ***	1.000						
Töötuse määr	-0.306 (0.000) ***	-0.106 (0.043) **	1.000					
Eelarve tasakaal	-0.049 (0.350)	0.047 (0.366)	-0.481 (0.00) ***	1.000				
Tarbija kindlustunde indeks	-0.126 (0.016) **	-0.158 (0.002) **	-0.468 (0.00) ***	0.613 (0.00) ***	1.000			
Jooksevkonto	0.492 (0.000) ***	-0.467 (0.000) ***	-0.201 (0.00) ***	0.281 (0.00) ***	0.195 (0.00) ***	1.000		
Töötulu kasv	-0.384 (0.000) ***	0.161 (0.002) **	-0.220 (0.00) ***	0.321 (0.00) ***	0.538 (0.00) ***	-0.368 (0.00) ***	1.000	
Reaalne intressi määr	0.141 (0.007) *	-0.074 (0.156)	0.189 (0.00) ***	-0.305 (0.00) ***	-0.409 (0.00) ***	0.098 (0.06) *	-0.394 (0.0) ***	1.00

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal

Märkused:

1. Eviews10 tarkvara
2. *** oluline usaldusnivool 0.01; ** oluline usaldusnivool 0.05; * oluline usaldusnivool 0.1

2.2. Metoodika

Ebakindluse mõju analüüsimiseks kodumajapidamiste säästumäärade viiakse läbi ökonomeetiline hindamine. Ökonomeetriliseks hindamiseks kasutatakse paneelandmeid (*panel data*), mida nimetatakse ühtlasi ka longituutseteks andmeteks (*longitudinal data*) (Wooldridge 2012). Paneelandmed jaotatakse tavaliselt struktuuri järgi tasakaalustatud või tasakaalustamata paneelandmeteks. Vaadeldavas ajaperioodis ei ole tasakaalustatud paneelandmetel vaatluse all olevates andmetes puudusi. Tasakaalustamata paneelandmete korral esineb puudulikke andmed. (Wooldridge 2012) Antud uurimustöös kasutatakse tasakaalustamata paneelandmeid, sest esineb mitmeid puuduvaid andmeid valimisse kaasatud riikide kohta.

Paneelandmete kasutamine annab andmete analüüsimisel juurde mitmeid võimalusi. Näiteks arvestatakse paneelandmete korral heterogeensusega, mida on võimalik arvesse võtta lisades fiktiivseid muutujaid. Lisaks edastavad paneelandmed paremini informatsiooni ja varieeruvust kaasatavate andmete kohta, kui ristandmed või aegread. (Vörk 2003)

Paneelandmete modelleerimiseks kasutatakse üldjuhul ühendatud vähimruutude mudelit (*pooled ordinary least squares*), fikseeritud efektide mudelit (*fixed effect model*) ja juhuslike efektide mudelit (*random effect model*). (Wooldridge 2012) Antud mudelitest on lähemalt kirjutatud järgnevalt:

Ühendatud vähimruutude meetod on n-ö lihtne lineaarne regressioon kasutades paneelandmeid. Paneelandmete kasutamine suurendab vaatluste arvu tagades rohkem variatsioone peamiste muutujate kohta. Antud meetod ignoreerib aga objektide eripärasusi ajas ja objektide vahel, mis võib moonutada lõpuks saadavaid tulemusi. (Eom *et al.* 2007). Kuna antud magistris on vaja kaasata riikidele iseloomulikke tunnuseid, mis võivad avaldada mõju ka tulemustele, ei kasutata autori poolt antud magistris ühendatud vähimruutude meetodit. Ka kirjeldava statistika peatükis 2.1 heterogeensuse joonised näitavad, et antud töös tuleks kasutada fikseeritud efektidega või juhuslike efektidega meetodit.

Fikseeritud efektiga meetod arvestab arvestab ajas muutuvaid efekte ja riikidevahelisi erisusi (Wooldridge 2012). Antud mudelis eeldatakse, et on üks objekti spetsiifilise efekti suurus. (Borestein *et al.* 2009). Seda mudelit on mõttekas kasutada, kui ollakse kindel, et objektide vahelisi

lahknevusi saab käsitleda regressioonifunktsiooni nihkena ja eesmärk on leida ühise efekti suurust valimis (Vörk 2003). See on vastupidine juhuslike efektide mudelile ja segamudelile, kus kõik või osa mudeli parameetritest on juhuslikud muutujad (Wooldridge 2012). Lisaks on fikseeritud efekti eesmärk tuvastatud valimi ühise efekti suurus, mitte üldistada seda valimist väljapoole. (Borestein et al. 2009)

Juhuslike efektiga meetod arvestab sarnaselt fikseeritud efektide meetodile nii ajas muutuvaid efekte kui ka riikidevahelisi eripärasid. (Vörk 2003) Juhusliku efektiga mudelis eeldatakse, et objekti spetsiifiline efekt ei korreleeru selgitava muutujaga. (Wooldridge 2012) Erinevalt aga fikseeritud efektidega mudelist võib juhuslike efektide mudelis tegelik mõju uuringutest varieeruda. (Borestein et al. 2009)

Fikseeritud efektide meetodit ja juhuslike efektide meetodit võrreldakse Hausmani testi abil. (Wooldridge 2012). Hausmani test põhineb vaatlusel kas korrelatsioon esineb või puudub eksogeensete muutujate ja objektile karakteristikliku efekti vahel (Vörk 2003) Kui juhusliku efekti mudeli oletused on korrektsed, eelistatakse juhusliku efektiga meetodit fikseeritud efektile. Juhusliku efekti meetodi üks suurimaid plusse fikseeritud efekti meetodi ees on mudeli üldistatavuse ja paindlikkuse võime. (Bell, Jones 2015)

Kuna fikseeritud efektiga meetod ja juhuslike efektide meetod arvestab ajas muutuvaid efekte ja riikidevahelisi eripärasid (Wooldridge 2012) kasutatakse antud meetodeid ka käesolevas magistritöös. Lisaks kinnitavad ka antud meetodite kasutamise otstarbekust mitmed empiirilised tööd, kus on analüüsitud eelnevalt kodumajapidamise säästumäära ja selle determinante (Rocher, Stierle 2015; Mody, et. Al. 2012). Antud andmete korral võib tekkida aga endogeensuse probleem, sest kodumajapidamise säästumäär võib olla mõjutatud kattuvate mõjurite poolt, mis mõjutavad ka näiteks inflatsiooni, töötust ning muid tegureid. Endogeensuse probleemi on tähendanud kodumajapidamise säästumäära uurides Loayza et al. (2000) Kukk ja Staehr (2015) ning Levenko (2018), kes on lahendanud antud probleemi üldistatud momentide meetodiga. Loayza et al. (2000) kasutas oma töös nii Arellano-Bond GMM-i kui ka süsteemi GMM-i. Kukk ja Staehr (2015) ning Levenko (2018) otsustasid kodumajapidamise säästumäära analüüsimises Arellano-Bond GMM-i kasuks.

Üldistatud momentide meetod (*Generalized Method of Moments*, lühendatult GMM) põhineb dünaamilistele paneelandmetele ja see loodi Holtz-Eakin, Rosen ja Newey (1988) poolt ning

arendati edasi Arellano ja Bond (1991), Arellano ja Bover (1995) ning Blundell ja Bond (1998) poolt. (Roodman 2009) Antud mudelit kasutatakse näiteks paneelandmete endogeensuse käsitlemiseks. GMM mudel kasutab muutujate viiteaegade väärtusi (*lagged values*) instrumentidena. (Ullah et al. 2018) Täpsemalt lahti seletatuna on instrumentaalmuutuja (Z) lisamuutuja mida kasutatakse sõltumatu muutuja (X) põhjusliku mõju hindamiseks sõltuvale muutujale (Y-le). Võib öelda, et instrumentaalne muutuja mõjutab sõltuvat muutujat läbi sõltumatu muutuja ja selle ülesanne on identifitseerida varjatud korrelatsioon. (Pokropek 2016) GMM mudelis kasutatavaid instrumente nimetatakse sageli sisemisteks instrumentideks, kuna neid genereeritakse olemasolevast ökonomeetrilisest mudelist. (Roodman 2009)

Arellano-Bond GMM-i ehk diferentsidega GMM-i (*difference-GMM*) ja süsteemi GMM-i (*system-GMM*) kasutatakse tavaliselt paneelandmetes dünaamiliste majandussuhete analüüsiks. (Grohmann 2015) Mõlemad meetodid on populaarsed, kuna võimaldavad väheste ajaperioode jooksul mitmeid sõltumatuid muutujad analüüsida, kusjuures sõltumatud muutujad ei pea olema rangelt eksogeensed. (Roodman, 2009) Nende mudelite erinevus seisneb aga strateegias, kuidas endogeensuse probleemi lahendatakse. (Grohmann 2015)

Diferentsidega GMM-i (*Difference-GMM* või *One-step Arellano–Bond GMM*) arendasid välja Arellano ja Bond (1991). Diferentsidega GMM-i hindamine algab kõigi regressorite teisendamisest, tavaliselt diferentseerimise teel, et kõrvaldada individuaalsed efektid. Seejärel kasutatakse üldistatud momendi meetodit, kus kasutatakse muutujate viiteaegade väärtusi instrumentidena. (Yazdan 2013) Diferentsidega GMM kõrvaldab riigispetsiifilised efektid ja konstrueerib instrumente hinnangus potentsiaalselt endogeensete regressorite jaoks (Heid 2015).

Süsteemi GMM-i (*System-GMM* või *Two-step GMM*) arendasid välja Arellano ja Bover (1995) ja seda peetakse edasiarenduseks diferentsidega GMM-i mudelist. Antud mudel põhineb kahe võrrandi süsteemil, kus esimene võrrand kasutab differentse ja teine tasemeid. (Yazdan 2013) Süsteemi GMM võib vähendada potentsiaalseid ebatäpsusi (*biases*) kombineerides süsteemis regressiooni erinevustes regressiooni tasemetega. (Loayza et al. 2000)

Diferentsidega GMM kui ka süsteemi GMM-i hinnangud on tõhusad meetodid autoregressiivsete protsessidega dünaamiliste paneeliandmete hindamiseks. Mõlemad hindajad kasutavad instrumente, mis on saavad võrrandisüsteemist. Üldistatud momentide meetodeid eelistatakse kasutada eriti olukordades, kus pole sobivaid väliseid instrumente. (Heid 2015) Süsteemi GMM-i

ja diferentsidega GMM-i suurimaks puuduseks on see, et need võivad luua liiga palju instrumente ja selle kaudu vale hinnangu. (Roodman 2009)

Lisaks meetodite rakendamisele analüüsis koostatakse autori poolt andmete sobilikkuse mõistmiseks ka diagnostika, kus testitakse heteroskedastiivsust. Heteroskedastiivsus osutab olukorrale, kus muutuja varieeruvus on teise ennustava muutuja väärtuste vahemikus ebavõrdne (Frost 2021). Heteroskedastiivsust esineb sagedamini andmekogumis, mille suurima ja väikseima vaadeldud väärtuse vahemik on suur. Ehkki heteroskedastiivsuse tekkeks võib olla palju põhjuseid, on tavaline seletus see, et vea dispersioon muutub teguriga proportsionaalselt. Heteroskedastiivsuse olemasolu viitab mitmele probleemile. Näiteks võib see tekitada tegelikust väiksemaid p-väärtused, mille pärast võidakse pidada oluliseks parameetrite hinnanguid, mis ei ole olulised. (Frost 2021) Seega võib heteroskedastiivsuse olemasolu mõjutada hinnanguid oluliselt. Andmetega kaasnevat heteroskedastiivsuse testimiseks kasutatakse Waldi testi (Allingham, Rayner 2011). Waldi testi korral hinnatakse tavaliselt kitsendamata mudelit (Vörk 2015).

2.3 Empiiriline mudel

Tuginedes varasemale kirjandusele ja empiirilistele uuringutele, koostas autor kodumajapidamise säästumäära uurimiseks kaks mudelit. Esimene mudel põhineb paneelandmete modelleerimisel fikseeritud efektide meetodile. Antud mudeli sõltuvaks muutujaks on kodumajapidamise säästumäär. Sõltumatuteks muutujateks kaasatakse magistritöös inflatsioonimäär, töötuse määr, tarbija kindlustunde indeks ja valitsuse eelarve tasakaal. Kaasatud sõltumatute muutujate kohta on rohkem empiirilistes töödes kajastatud inflatsioonimäära ja töötuse määra ning vähem kajastatud valitsuse eelarve tasakaalu. Kõige vähem on uuritud tarbija kindlustunde indeksi ja kodumajapidamise säästumäära suhet, mis võib tuleneda kindlustunde indeksi hilisemast kasutuselevõtust. Lisaks lisatakse mudelisse veel kontrollmuutujad, mis teoreetilise ja empiirilise kirjanduse järgi avaldasid mõju kodumajapidamise säästumäärale. Kontrollmuutujateks on valitud mudelisse jooksevkonto, reaalne lühiajaline intressimäär ja kodumajapidamise sissetuleku kasv. Järgnev mudel põhineb Wooldridge (2012):

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \beta_5 X_{5it} + \beta_6 X_{6it} + \beta_7 X_{7it} + \varepsilon_{it}$$

Kus:

Y_{it} - kodumajapidamise säästumäär

α_i -riigi fikseeritud efekt

β - parameeter

X_{1it} - inflatsioonimäär

X_{2it} - töötuse määr

X_{3it} - valitsuse eelarve tasakaal

X_{4it} - tarbija kindlustunde indeks

X_{5it} - jooksevkonto

X_{6it} - reaalne intressimäär

X_{7it} - sissetuleku kasv

ε_{it} - vealiige.

Mudelis kasutatavad alaindeks i kasutatakse, et tähistada riiki ja alaindeksit t, et tähistada aastat.

Teiseks kaasatavaks mudeliks kasutatakse üldistatud momentide mudelit (GMM). GMM mudel põhineb dünaamilistele paneelandmetele (Roodman 2009). Sarnaselt eelnevale mudelile ei kaasata ka siin baasmudelisse ajaspetsiifilisi efekte. Järgnev mudel põhineb Roodman (2009):

$$Y_{it} = \alpha_i + pY_{1it-1} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \beta_5 X_{5it} + \beta_6 X_{6it} + \beta_7 X_{7it} + \varepsilon_{it}$$

Kus:

Y_{it} - kodumajapidamise säästumäär

Y_{1it-1} - kodumajapidamise säästumäära viitaeg

α_i - riigi fikseeritud efekt

β - parameeter

p - autoregressiivne muutuja

X_{1it} - inflatsioonimäär

X_{2it} - töötuse määr

X_{3it} - valitsuse eelarve tasakaal

X_{4it} - tarbija kindlustunde indeks

X_{5it} - jooksevkonto

X_{6it} - reaalne intressimäär

X_{7it} - sissetuleku kasv

ε_{it} – vealiige.

Mudelid kasutatavad alaindeksid i ja t kasutatakse tähistavad vastavalt riiki ja aastat.

Mudelite hindamise tulemused on kajastatud 3.1 peatükis.

3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED

Magistritöö kolmas peatükk uurib, kas püstitatud hüpoteesid peavad paika andes ülevaade ökonomeetrilise analüüsi tulemustest. Lisaks tuuakse esile olulisemad sarnasused ja erisused eelnevate uuringutega.

3.1. Empiirilise analüüsi tulemused

Magistritöös viiakse läbi paneelandmete uurimiseks esmalt fikseeritud efektiga meetod (*fixed effect*) ning seejärel juhusliku efektiga meetod (*random effect*). Saadud hinnangut võrreldakse Hausmani testiga, et näha kumba meetodit on soovitatav kasutada. Kasutatavad paneelandmed on tasakaalustamata ning instrumentide arvu ei vähendata, et saada tasakaalustatud paneelandmed. Lisaks koostatakse andmete analüüs kasutades ka Arellano-Bond GMM-i ja süsteemi GMM-i, mis võimaldab arvestada võimalikku endogeensuse probleemi ja lahendada võimalikud mudeli kallutatused.

Andmete analüüs, mida viidi läbi kasutades fikseeritud efektidega (lühendatult FE) ja juhuslike efektidega (lühendatult RE) meetodi on välja toodud tabelis 3. Sarnast analüüsimise strateegiat on kasutatud mitmetes uuringutes, nagu Callen ja Thimann (1997), Mody *et al.* (2012) ning Rocher ja Stierle (2015). Analüüsid koostatakse vastavalt empiirilisele mudelile, mis on välja toodud peatükis 2.3. Antud uurimuses ei pea autor vajalikuks kaasata baasmudelisse perioodidele vastavaid fiktiivseid tunnuseid (*time dummies*), sest kasutatakse aastaseid makroandmeid, kus mitmed näitajad on majandustsükli spetsiifilised ja valitud vaadeldavates Euroopa riikides on majandustsüklid sarnased. Seega nende kasutamine võib vähendada antud olukorras osade kaasatavate tunnuste selgitusvõimet, kuid perioodidele vastavaid fiktiivseid tunnuseid on kasutatud tundlikkuse kontrollis, mis on välja toodud tulbas 3.FE(2). Enne analüüside läbiviimist kontrolliti ka muutujate statsionaarsust ja leiti, et valitud muutujad on statsionaarsed. Järgnevalt viidi läbi fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega meetod, kus mudel kaasab kõik

olemasolevad andmed aastate ja riikide kohta, mida nimetatakse ka baasmudeliks. Lisaks baasmudelile viidi läbi robustsuse kontrollimiseks kaks analüüsi. Esimeses robustsuse analüüsis ei kaasata 2008. ja 2009. aastat, mis olid ühtlasi majanduskriisi aastad. Teine robustsuse analüüs viidi läbi lisades baasmudelile perioodidele vastavad fiktiivsed tunnused. Lisaks koostatakse heteroskedatiivsuse kontroll Waldi testiga, et teada, kas on kaasata analüüsi kohandatud robustseid standardvigude. Kohandatud robustsete standardvigude kasutamise kaudu kasvavad standardvead ja sellest tulenevalt on arvestatud, et osa vaadeldavaid tunnuseid võib muutuda ebaoluliseks usaldusnivool.

Tabel 3. Kodumajapidamiste säästumäära hinnangud fikseeritud ja juhusliku efektiga meetodiga

	1.FE	1.RE	1.FE(2)	2.FE(2)	3.FE(2)
Konstant	11.261 (0.000) ***	11.658 (0.000) ***	11.261 (0.000) ***	11.025 (0.00) ***	11.850 (0.00) ***
Inflatsioonimäär	0.076 (0.384)	0.068 (0.447)	0.076 (0.713)	-0.243 (0.907)	0.253 (0.376)
Töötuse määr	-0.261 (0.000) ***	-0.312 (0.000) ***	-0.261 (0.049) **	-0.243 (0.108)	-0.195 (0.231)
Valitsuse eelarve tasakaal	-0.320 (0.000) ***	-0.327 (0.000) ***	-0.320 (0.001) ***	-0.268 (0.005) ***	-0.275 (0.013) **
Kindlustunde indeks	-0.042 (0.098) *	-0.048 (0.064) *	-0.042 (0.125)	-0.065 (0.082) *	-0.052 (0.148)
Reaalne intressimäär	0.103 (0.076) *	0.095 (0.111)	0.103 (0.361)	-0.033 (0.847)	0.199 (0.036) **
Jooksevkonto	0.242 (0.00) ***	0.269 (0.000) ***	0.242 (0.079) *	0.208 (0.179)	0.202 (0.195)
Sissetuleku kasv	0.069 (0.302)	0.045 (0.665)	0.069 (0.588)	0.132 (0.355)	0.122 (0.359)
Vaatluste arv	367	367	367	327	367
Determinatsioonikordaja (R ²)	0.191		0.191	0.136	0.239
Hausmani testi p-väärtus	0.0001				

Allikas: autori koostatud (lühikokkuvõtte lisadest 8-12)

Märkused:

1. 1.FE kajastab fikseeritud efektidega meetodi ajaperioodil 2000-2019
2. 1.RE kajastab juhuslike efektidega meetodi ajaperioodil 2000-2019
3. 1.FE(2) kajastab robustsete standardvigudega fikseeritud efektide meetodi perioodil 2000-2019
4. 2.FE(2) kajastab robustsete standardvigudega fikseeritud efektide meetodi, välja arvatud 2008-2009
5. 3.FE(2) kajastab robustsete standardvigudega fikseeritud efektide meetodi perioodidele vastavate fiktiivsete tunnustega perioodil 2000-2019
6. *** oluline usaldusnivool 0.01; ** oluline usaldusnivool 0.05; * oluline usaldusnivool 0.1

Tabelis 3 näeme vaadeldes baasmudelit, et Hausmani testi p-väärtus on 0.0001. Seega on esimese mudelis nullhüpoteesi eeldused täidetud ja tuleb kasutada fikseeritud efektidega mudelit. Seejärel testiti fikseeritud efektiga mudelit Waldi testiga. Waldi testi tulemused näitavad, et

heteroskedatiivsus esineb, mistõttu tuleb baasmudeli puhul kaasata kohandatud robustseid standardvigu. Seega viiakse läbi ka robustsete standardvigadega fikseeritud efektidega meetod, mille tulemus on märgitud tabeli tulbas 1.FE(2).

Robustsete standardvigadega fikseeritud efektiga mudelis 1.FE(2) tulemused näitavad, et statistiliselt olulised on valitsuse eelarve tasakaal, töötuse määr ja jooksevkonto. Mudelist tuleneb, et valitsuse eelarve tasakaalul on negatiivne seos kodumajapidamise säästumääraga, kus valitsuse eelarve tasakaalu ühe protsendipunkti võrra suurenemine on seotud 0.320 ühiku võrra langenud kodumajapidamise säästumääraga usaldusnivool 0.01. Mudelist tulenevalt on ka töötuse määral negatiivne seos kodumajapidamise säästumääraga, kus töötuse määra ühe protsendipunkti suurune kasv on seotud 0.261 ühiku võrra langenud kodumajapidamise säästumääraga usaldusnivool 0.05. Jooksevkontol on positiivne seos kodumajapidamise säästumääraga, kus jooksevkonto ühe protsendipunkti suurune kasv on seotud 0.242 ühiku võrra suurenenud kodumajapidamise säästumääraga usaldusnivool 0.1. Determinatsiooni kordaja, mis annab ülevaate mudeli kirjeldusvõimest näitab, et valitud seleatavad tunnused kirjeldavad koos ca 19% variatiivsusest.

Lõpuks viis autor läbi kaks tundlikkuse kontrolli, et uurida oma tulemuste usaldusväärsust. Esimeseks tundlikkuse kontrolliks valiti aastate 2008 ja 2009 väljajätmine, mida toetab ka heterogeensuse joonised kirjeldavas statistikas (muutlikud andmed). Teise tundlikkuse kontrolli korral lisati baasmudelile perioodidele vastavad fiktiivsed tunnused. Tundlikkuse kontrolli analüüsidele viidi eelnevalt läbi ka Waldi test ning ka nende korral tuleb kasutada robustseid standardvigu. Tulemused on tundlikkuse kontrolli tagajärjel sarnased baasmudelile, kuid usaldusnivool toimuvad muutused. Tundlikkuse kontrollis, kus jäeti välja 2008 ja 2009 aasta olid statistiliselt olulised koefitsiendid valitsuse eelarve tasakaal ja tarbija kindlustunde indeks. Tundlikkuse kontrollis, kus lisati aga baasmudelile perioodidele vastavaid fiktiivseid tunnuseid olid statistiliselt olulised koefitsiendid reaalne lühiajaline intressimäär ja valitsuse eelarve tasakaal.

Teoreetilises osas mainisid mitmed uuringud, et kodumajapidamise säästumäära uurides võib tekkida vastastikseos, mis võib tekitada endogeensuse probleemi. Järgnevalt koostab autor Arellano-Bond GMM ja süsteemi GMM meetodit, mis on välja toodud tabel 4. Antud mudelit on kasutatud kodumajapidamise säästumäära uurimiseks mitmed eelnevalt käsitletud uuringud nagu Loayza et al. (2000), Kukk ja Staehr (2015), Levenko (2018). Arellano-Bond GMM-i kasutamise eelis antud olukorras on, et ta elimineerib riikidevahelise variatsiooni (Loayza et al. 2000)

Arellano-Bond GMM-i kasutamise puuduseks on aga see, et väiksemate valimite tõttu võib anda nõrgad instrumendid ja sealt tulenevad väikesed kallutused tulemustes. (Loayza et al. 2000) Süsteemi GMM-i kasutamise eelis antud olukorras on see, et see võib sisaldada aja regressoreid ja toimib hästi ka lühemate ajaperioodidega (Roodman 2009). Tabelis 4 kajastatakse nii Arellano-Bond GMM kui ka süsteemi GMM meetodit, et saada parem ülevaade tulemustest.

Tabel 4. Arellano-Bond ja süsteemi GMM mudeli hinnangud majapidamiste säästumääradele

	A-B GMM(1)	A-B GMM(2)	A-B GMM(3)	S-GMM(1)	S-GMM(2)	S-GMM(3)
Kodumajapidamise säästumäära viitaeg	0.661 (0.031)**	0.318 (0.280)	0.715 (0.157)	0.695 (0.00)***	0.858 (0.00)***	0.775 (0.00)***
Konstant				3.983 (0.062)*	2.917 (0.067)*	3.615 (0.042)**
Inflatsioonimäär	0.248 (0.163)	-0.326 (0.292)	0.263 (0.423)	0.176 (0.345)	-0.098 (0.675)	0.343 (0.072)*
Töötuse määr	-0.447 (0.002)***	-0.508 (0.043)**	-0.287 (0.562)	-0.432 (0.00)***	-0.501 (0.001)***	-0.374 (0.032)**
Valitsuse eelarve tasakaal	-0.133 (0.302)	-0.363 (0.056)*	0.053 (0.859)	-0.132 (0.313)	-0.167 (0.221)	-0.378 (0.174)
Kindlustunde indeks	-0.172 (0.018)**	-0.103 (0.125)	-0.192 (0.049)**	-0.178 (0.001)***	-0.189 (0.002)*	-0.119 (0.008)***
Reaalne intressimäär	0.185 (0.257)	0.043 (0.840)	0.446 (0.334)	0.151 (0.116)	0.198 (0.166)	0.164 (0.327)
Jooksevkonto	0.225 (0.187)	-0.013 (0.947)	0.222 (0.149)	0.247 (0.061)**	0.238 (0.071)*	0.199 (0.011)**
Sissetuleku kasv	0.399 (0.142)	0.086 (0.753)	0.718 (0.034)**	0.340 (0.129)	0.530 (0.001)***	0.429 (0.003)***
Vaatluste arv	336	336	256	356	356	296
Instrumentide arv	16	16	16	25	25	25
Hansen	11.32 (0.184)	10.85 (0.210)	9.43 (0.307)	15.54 (0.486)	12.49 (0.710)	11.70 (0.764)
Sargan	30.22 (0.000)***	11.73 (0.164)	13.22 (0.105)	55.34 (0.00)***	29.48 (0.021)**	38.12 (0.001)***
AB-AR(1)	-2.89 (0.004)***	-1.82 (0.068)*	-2.70 (0.007)***	-3.25 (0.001)***	-2.80 (0.005)***	-2.53 (0.011)**
AB-AR(2)	-0.67 (0.501)	-0.64 (0.525)	1.21 (0.224)	-0.28 (0.779)	-1.03 (0.302)	1.46 (0.143)

Allikas: autori koostatud (lühikokkuvõtte lisadest 13-18)

Märkused:

3. A-B GMM (1) - Arellano-Bond GMM viitaeg 2 3
4. A-B GMM (2) - Arellano-Bond GMM viitaeg 3 4
5. A-B GMM (3) - Arellano-Bond GMM viitaeg 3 4, jäetakse välja 2008. ja 2009. aasta
6. S-GMM (1) - Süsteemi GMM viitaeg 2 3
7. S-GMM (2) - Süsteemi GMM viitaeg 3 4
8. S-GMM (3) - Süsteemi GMM viitaeg 3 4, jäetakse välja 2008. ja 2009. aasta
9. *** oluline usaldusnivool 0.01; ** oluline usaldusnivool 0.05; * oluline usaldusnivool 0.1
10. Läbi viidud STATA-s kasutades käsku xtabond2

Tabel 4 kajastatud analüüsis on kasutatud Arellano-Bond GMM meetodit esimeses kolmes tulbas ja süsteemi GMM meetodit viimases kolmes tulbas. Analüüsi kasutatava dünaamilise paneeli korral pannakse selgitavaks tunnuseks sõltuv muutuja, mis on antud töös kodumajapidamise säästumäär viitaeg. Seda sellepärast, et eeldatakse, et järgmise perioodi kodumajapidamise säästumäär on sõltuvuses eelneva perioodiga. Järgnevalt uuriti mudelit kasutades erinevaid viitaegu. Tulemustest näeme, et mudel on stabiilne ja viitaegade kasutamise muutus ei mõjutanud drastiliselt tegureid. Lisaks koostatakse nii Arellano-Bond GMM kui ka süsteemi GMM meetodi korral tundlikkuse kontroll jättes välja 2008. ja 2009. aasta, mis on ühtlasi majanduskriisi aastad ja mis on kajastatud vastavalt tulpades A-B GMM(3) ja S-GMM(3).

Analüüsi tulemused näitavad, et koefitsiendid on enamasti loogilised. Siiski ei näita antud tulemused head statistilist olulisust olulisuse nivool. Analüüsi diagnostikas uuritakse lähemalt Hanseni ja Sargani testi. Neid teste kasutatakse enamasti instrumentide kehtivuse testimiseks (Roodman 2009). Hanseni testi p-väärtus viitab, et instrumendid ei ole üle identifitseeritud ja on seega põhjendatud.

Lisaks vaadeldakse esimest järku autokorrelatsiooni AR(1) ja teist järku autokorrelatsiooni AR(2). Arellano-Bond GMM ja süsteemi GMM mudeli tulemused viitavad olukorrale, et esimest järku autokorrelatsioon esineb ning teist järku autokorrelatsioon ei esine. Antud tulemus on ootuspärane, sest üldjuhul eeldatakse, et esimest järku autokorrelatsioon võib esineda ning see ei näita otseselt hinnangute vastuolulisust (Roodman 2009). See-eest teist järku autokorrelatsiooni olemasolu viitaks hinnangute vastuolulisusele (Roodman 2009).

Arellano-Bond GMM-i korral uurides lähemalt tulpa A-B GMM(1) näeme, et statistiliselt olulised näitajad on töötuse määr ja tarbija kindlustunde indeks. Töötuse määr on seotud kodumajapidamise säästumääraga negatiivselt, mis tähendab, et suurem töötuse määr on seotud madalama kodumajapidamise säästumääraga. Sarnane seos leiti ka kasutades suuremaid viitaegu. Lisaks leiti negatiivne seos kindlustunde indeksi ja kodumajapidamise säästumäär vahel, mis näitab, et kõrgem tarbija kindlustunde indeks on seotud väiksema kodumajapidamise säästumääraga. See tähendab, et tarbija optimismi suurenedes (optimismi kasv üleüldisesse majandusse ning enda finantsvõimekusse) väheneb kodumajapidamise säästumäär. Kasutades suuremaid viitaegu tulbas A-B GMM(2) muutus tarbija kindlustunde indeks ebaoluliseks

usaldusnivool, kuid oluliseks osutus valitsuse eelarve tasakaal. Mudel näitab, et valitsuse eelarve tasakaalu suurenemine on seotud kodumajapidamise säästumäära vähenemisega.

Süsteemi GMM korral uurides lähemalt tulpa S-GMM(1) näeme, et statistiliselt olulised on töötuse määr, tarbija kindlustunde indeks ja jooksevkonto. Kodumajapidamise säästumäära ja töötuse määr vahel on negatiivne seos, mis on kooskõlas nii fikseeritud efektiga meetodil kui ka Arellano-Bond GMM-i meetodil saadud eelnevate tulemustega ja see kinnitab, et töötuse määr suurenedes väheneb kodumajapidamise säästumäär. Kodumajapidamise ja tarbija kindlustunde indeksi vahel on tuvastatud ka negatiivne seos, mida toetavad fikseeritud efektiga meetodil kui ka Arellano-Bond GMM meetodil saadud tulemused, mis tähendab, et tarbija kindlustunde indeksi suurenemisel kodumajapidamise säästumäär väheneb. Jooksevkonto ja kodumajapidamise säästumäära vahel on tuvastatud positiivne seos, mida toetab eelnevalt fikseeritud efektiga meetod. Suurendades viitaegu muutub oluliseks ka sissetuleku kasv, mis on positiivselt seotud kodumajapidamise säästumääraga. See tähendab, et sissetuleku kasvu suurenemine on seotud kodumajapidamise säästumäära suurenemisega. Antud seos on leitud ka Arellano-Bond GMM tundlikkuse kontrollis.

3.2. Järeldused ja arutelu

Magistritöös analüüsiti majandusliku ebakindluse mõju kodumajapidamise säästumäärale Euroopas ajaperioodil 2000-2019. Antud aja perioodi iseloomustab muutlik majandus, mida võib kirjeldada järgnevalt: stabiilne majandus, kiire majanduskasv, majanduskriis ja majanduse stabiliseerumine. Vaatlusesse kaasati 20 Euroopa riiki, mis valiti lähtudes andmete kättesaadavusele. Ökonomeetiline hindamine teostati alguses fikseeritud kui ka juhusliku efektide meetodiga. Kuna aga antud andmete korral võib tekkida vastastikseos kasutati ka Arellano-Bond GMM meetodit ja süsteemi GMM meetodit, mis arvestab ka võimaliku endogeensusega.

Autori püstitatud hüpoteesi, et inflatsioonimäärade suurenemisega tõuseb kodumajapidamise säästumäär ei leidnud kinnitust usaldusnivool. Antud tulemused võivad tuleneda vaatlusperioodi eripärast, kus inflatsioonimäärad on enamasti madalad ja olenemata muutlikust majandusest on inflatsioonimäär hoitud kontrolli all. Erineva tulemuse on saanud uurimuses Kukk ja Staehr

(2015), kus nad tuvastasid statistiliselt oluline ja positiivselt seotud suhte kodumajapidamise säästumäära ja inflatsioonimäära vahel (Kukk, Staehr 2015). Ka Callen ja Thimann (1997) leidsid oma töös positiivse seose inflatsioonimäära ja kodumajapidamise säästumäära vahel (Callen, Thimann 1997) Levenko (2018) leidis aga statistiliselt olulise, kuid negatiivse suhte kodumajapidamise säästumäära ja inflatsioonimäära vahel, täpsustada tuleb aga, et inflatsioonimäär ei olnud statistiliselt oluline kõigis mudeli spetsifikatsioonides. (Levenko 2018) Rocher ja Stierle (2015) leidsid vaadeldes aastaid 2000-2012, et kriisieelset ja kriisijärgset perioodi võrreldes inflatsioonimäära ja kodumajapidamise säästumäära seos erineb. Kui inflatsioonimäära seos olid enne 2008. aastat positiivselt seotud ja statistiliselt oluline kodumajapidamise säästumääraga, siis peale 2008. aasta majanduskriisi ei ole inflatsioonimäära ja kodumajapidamise säästumäära vaheline seos statistiliselt oluline. (Rocher, Stierle 2015) Seega uurides eelnevaid empiirilisi uuringuid inflatsiooni ja kodumajapidamise säästumäära vahelise seose kohta on leitud vastakaid tulemusi, mis võib tuleneda ajaperioodist kui ka mudelisse kaasatud muutujatest.

Autori hüpotees, et ebakindluse kasvuga tööjõuturul tõuseb kodumajapidamise säästumäär ei leidnud kinnitust. Saadud ökonomeetrilised hindamistulemused, mis on saadud uurides andmeid fikseeritud ja juhuslike efektiga, Arellano-Bond GMM meetodit ja süsteemi GMM meetodit kasutades näitavad, et töötus, kui üks peamistest ebakindluse teguritest on negatiivselt seotud kodumajapidamise säästumääraga. See tähendab, et töötuse määra suurenedes kodumajapidamise säästumäär väheneb. See tulemus on autori jaoks üllatav ning võib tähendada, et säästu võimekus on väike ja kodumajapidamised ei ole suutelised säästu puhvrit suurendada, kui tööjõuturu ebakindluse kasvab. Eelnevates empiirilistest uuringutest on antud tulemuseni jõudnud näiteks Callen ja Thimann (1997). Erinevale tulemusele on jõudnud aga näiteks Kukk ja Staehr (2015), leides uurimuses väikese ja statistiliselt mitteolulise seose kodumajapidamise säästumäära ja töötuse määra vahel. (Kukk, Staehr 2015)

Autor on püstitatud hüpoteesi, et valitsuse eelarve puudujääk ja kodumajapidamise säästumäär on negatiivselt seotud, leidis kinnitust nii fikseeritud efektidega meetodi kui ka Arellano ja Bond GMM-i ja süsteemi GMM-i korral. Mudelid näitasid, et valitsuse eelarve tasakaalu suurenemine on seotud langeva kodumajapidamise säästumääraga. See kinnitab omakorda aga eelnevalt käsitletud Ricardi samaväärsuse teooriat (*Ricardian equivalence*), mis viitab olukorrale, et kodumajapidamised hakkavad rohkem säästma, kuna eeldavad tulevikus valitsuse võla tasumiseks maksutõuse (Athukorala, Tsai 2003). Antud olukord näitab aga, et eelarve defitsiit suurendab

ebakindlust ühiskonnas. Sarnasele tulemusele on jõudnud veel Kukkk ja Staehr (2015) ning Rocher ja Stierle (2015). (Kukkk, Staehr 2015; Rocher, Stierle 2015)

Viimase seosena käsitles autor hüpoteesi, et tarbija kindlustunde indeksi suurenedes kodumajapidamiste säästumäär väheneb. Antud hüpotees leidis kinnitust nii Arellano-Bond GMM meetodiga, kui ka süsteemi GMM meetodiga. See tähendab, et kui tarbijad on optimistlikumad üldise ja enda majandusliku olukorra suhtes kodumajapidamiste säästumäärad langevad. Sellest võib ka järeldada, et kui tarbijate üleüldine optimism majandusliku olukorra vastu vahetub ebakindlusega hakatakse rohkem säästma. Seega peab paika algne arvamus, et kui tarbija kindlustunne on kõrge, siis kulutatakse rohkem, mis võib tuleneda suurematest ostudest (autod, elukoht) (Bondarenko 2014).

Antud tulemused ja tegurid on enamasti kooskõlas eelnevate empiiriliste uuringute ja teooriaga. Koostatud empiirilisest analüüsist järeldatakse, et majandusliku ebakindluse tegurid on üheks kodumajapidamise säästumäära teguriks. Kuid tuleks mainida, et majanduslik ebakindlus on üks mitmest tegurist, mis kodumajapidamise säästumäära mõjutab.

KOKKUVÕTE

Käesolevas magistritöös uuriti kuidas majanduslik ebakindlus mõjutab kodumajapidamise säästumäära. Antud teema on aktuaalne, sest kodumajapidamise säästumäär avaldab mõju erinevatele majandussektoritele ning näitab ühtlasi ka üldist toimetuleku võimekust. Seetõttu on ka kodumajapidamiste tarbimis- ja säästukäitumine huvitanud majandusteadlasi ja poliitikuid aastaid. Kodumajapidamiste tarbimiskäitumise lahtimõtestamise käigus on välja töötatud erinevaid teooriaid, leides mitmeid võimalikke tegureid, mis võiksid tarbimiskäitumist mõjutada. Üheks teguriks, mis võib tarbimiskäitumist mõjutada on majanduslik ebakindlus, mida on vaadeldud süvitsi ka antud töös.

Majandusliku ebakindluse ja säästukäitumise vaheline seoste analüüs intensiivistus eriti peale 2008. aasta suurt majanduslangust. Siiski tuleb mainida aga, et majandusliku ebakindluse mõju kodumajapidamise säästukäitumises on uuritud pigem vähe. Ebakindluse teguriteks on peamiselt välja toodud inflatsioonimäär ning töötuse määr, kuid majandusliku ebakindluse tegurite alla võib liigitada ka mitmeid muid tegureid. Antud magistritöös käsitletakse inflatsioonimäära, töötuse määra, riigi eelarve tasakaalu ja tarbija kindlustunde indeksit, kui majandusliku ebakindluse mõjurit.

Magistritöö eesmärk oli selgitada välja majandusliku ebakindluse tegurite mõju kodumajapidamiste säästumääradele Euroopas. Uurimistöö eesmärgi täitmiseks koostati mudel, mille koostamiseks tutvus autor lisaks teooriale ka empiiriliste uuringutega, et leida sobivad tegurid. Lisaks majandusliku ebakindluse teguritele lisatakse mudelisse veel kontrollmuutujaid, mis teooria ja empiirilise kirjanduse järgi võivad mõjutada kodumajapidamise säästumäära. Nendeks teguriteks on kodumajapidamiste sissetuleku kasv, reaalne lühiajaline intressimäär ja jooksevkonto.

Magistritöö empiiriline analüüsis kasutatavad andmed on võetud nii Eurostat-ist, kui ka Ameco andmebaasist ajaperioodil 2000 kuni 2019. Kodumajapidamise säästumäära ja ebakindluse

tegurite uurimiseks on kasutatud mitmeid erinevaid meetodeid. Algselt uuriti andmeid paneelandmetega kasutades fikseeritud- ja juhusliku efektiga meetodit. Antud meetod valiti eelnevate empiiriliste uuringute järgi tekitades võimaluse võrrelda magistritöö tulemusi varasemate empiiriliste uuringute tulemustega. Kuna aga mõned varasemad empiirilised tööd olid välja toonud endogeensuse probleemi, siis kasutati andmete uurimisel ka dünaamilisi paneelandmeid analüüsid andmeid Arellano–Bond GMM ja süsteemi GMM mudeliga.

Magistritöös otsiti algselt püstitatud hüpoteesidele põhinedes vastuseid uurimisküsimusele, kuidas mõjub ebakindlus kodumajapidamiste säästumäärale Euroopas. Magistritöö empiirilise analüüsi tulemused näitavad, et neljast hüpoteesidest leidsid kinnitust kaks hüpoteesi. Esimene hüpotees, mis väidab, et inflatsioonimäära suurenemisega suureneb kodumajapidamise säästumäär ei leidnud kinnitust usaldusnivool. Lisaks ei leidnud kinnitust ka hüpotees, et töötuse määra suurenedes tõuseb kodumajapidamise säästumäär. Uurimistööst tulenes aga, et töötuse määra ja kodumajapidamise säästumäär on negatiivselt seotud, mis võib näidata, et kodumajapidamiste säästu võimekus on väike ning suureneva ebakindluse korral tööjõuturul ei suuda kodumajapidamised säästa. Kinnitust leidis aga mitmes testis hüpotees, et valitsuse eelarve tasakaalu suurenemisel langeb kodumajapidamise säästumäär, mis kinnitab ka Ricardiani võrväärsusteooriat. Kinnitust leidis ka hüpotees, et tarbija kindlustunde indeksi suurenemisel langeb kodumajapidamise säästumäär.

Käesoleva magistritöö püstitatud eesmärk sai autori arvates täidetud, leides seose majandusliku ebakindluse näitajate ja kodumajapidamise säästumäära vahel. Käesolevas töös uuritud teema on oluline, sest see aitab mõista kodumajapidamiste tarbimiskäitumist, millest arusaamine on vajalik perioodidel, kus võib ebakindlus tõusta. Kaks hüpoteesi neljast leidsid kinnituse. Edaspidistes uuringutes tuleks Euroopat uurides riigid grupeerida, sest võivad esineda erinevused, mis võivad tulla nii kultuurilise, ajaloolise, geograafiliste erinevuste tõttu. Lisaks võiks kaasata rohkem ebakindluse tegureid.

SUMMARY

THE IMPACT OF UNCERTAINTY ON THE HOUSEHOLD SAVING RATE IN THE EXAMPLE OF EUROPEAN COUNTRIES

Maili Reimus

This Master's thesis examined how economic uncertainty affects the household saving rate. This topic is topical because the household saving rate has an impact on different sectors of the economy and is also an indicator of overall coping capacity in different periods. Therefore, household consumption and saving behavior have been of interest to economists and policymakers for many years. Various theories have been developed to unravel household consumption behavior. One of the factors that may influence consumer behavior is economic uncertainty and it is also examined in more detail in this work.

The link between economic uncertainty and saving behavior has been particularly prominent in studies since the Great Recession of 2008. However, the impact of economic uncertainty on household saving behavior has been rather understudied. Inflation rates and unemployment rates are the main factors identified as contributing to economic uncertainty, but several other factors can also be categorized as contributing to economic uncertainty. This thesis also takes in count the national budget balance and consumer confidence index as some of the drivers of economic uncertainty.

This thesis aimed to identify the impact of economic uncertainty factors on the household saving rate in Europe. To achieve this objective, the author constructed a model analyzing the impact of different economic uncertainty drivers on household saving rate. In order to build the model, the author looked into empirical studies and theory to identify the appropriate factors. In addition to the economic uncertainty factors, the model includes control variables that, according to theory and empirical literature, may affect the household saving rate. These factors are the current account, the real short-term interest rate, and household income growth.

The data used in the analysis of the Master's thesis have been taken from Eurostat and Ameco database for the time period of 2000 to 2019. Initially, the data were examined with panel data using a fixed and random effect method. These methods were chosen because most of the empirical studies used them to study the household savings rate, and this makes it possible to compare the outcome of the Master's thesis with previous empirical studies. However, some previous empirical work had highlighted the problem of endogeneity. To solve the problem dynamic panel data were used using the Arellano–Bond GMM and system GMM models to analyze the data.

Based on the hypotheses originally set out, the Master's thesis sought answers to the research question of how economic uncertainty affects the savings rate of households in Europe. The results of analysis indicated that two initial hypotheses out of four were confirmed. The hypothesis, which argues that when the inflation rate increases, the household savings rate also increases is not confirmed by the confidence level. In addition to that, it is not confirmed that if the unemployment rate increases, the household savings rate will also increase. However, the research indicates a negative link between these factors, which may indicate that the saving potential of households is low. One of the hypothesis that stated that the government budget balance and the household saving rate has negative relationship was confirmed. Also, the hypothesis that stated that when the household savings rate decreases the consumer confidence index increases was confirmed.

In the author's opinion the aim of thesis was met by finding a link between economic uncertainty indicators and the household saving rate. The topic explored in this paper is important because it helps to interpret savings behavior, which is especially necessary to understand during periods when uncertainty may increase. The hypotheses of the paper were fully confirmed in two out of four cases. In future studies, countries should be grouped when examining Europe, as there may be differences that can come from cultural, historical, and geographical differences.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Aguiar, M., Hurst, E., & Palgrave Macmillan. (2008). Permanent-Income Hypothesis. *The New Palgrave Dictionary of Economics*
- Allingham, D., Rayner, J. C. W. (2011). A Nonparametric Two-Sample Wald Test of Equality of Variances, *Advances in Decision Sciences*, Vol. 2011, pp. 8
- Ameco (2021). Monetary variables [ISRV]
- Ando, A., Modigliani, F. (1963). The " life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, Vol. 53, No.1, pp. 55-84
- Athukorala, P-C., Tsai, P-G. (2003). Determinants of Household Saving in Taiwan: Growth, Demography and Public Policy, *The Journal of Development Studies*, Vol. 39, No. 5, pp. 65-88
- Auerbach, A. J. (2015). Fiscal uncertainty and how to deal with it. In Proceedings. Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association, *National Tax Association*, Vol. 108, pp. 1-29
- Bell, A., & Jones, K. (2015). Explaining fixed effects: Random effects modeling of time-series cross-sectional and panel data. *Political Science Research and Methods*, Vol 3. No. 1, pp. 133-153
- Berry, S., Williams, R., Waldron, M. (2009), Household saving, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol. 49, No. 3, pp. 191-201
- Bondarenko, P. (2014). Consumer confidence. *Encyclopedia Britannica*, [www] <https://www.britannica.com/topic/consumer-confidence> , (25.03.2021)
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P., & Rothstein, H. R. (2021). *Introduction to meta-analysis*. John Wiley & Sons.
- Bradley, R., Drechsler, M. (2014). Types of uncertainty. *Erkenntnis*, Vol. 79, No. 6, pp. 1225-1248.
- Buleca, J., Tóth, P. (2016). Panel analysis of the influence of macroeconomic factors on the household savings. Editorial Board., *Journal of Applied Economic Sciences*, Vol. 9, Issue 5, pp. 795-799.
- Callen, M.T. and Thimann, M.C. (1997). Empirical determinants of household saving: Evidence from OECD countries. International Monetary Fund.
- Carriero, A., Clark, T. E., Marcellino, M. (2018). Measuring uncertainty and its impact on the economy. *Review of Economics and Statistics*, 100(5): 799-815
- Casadio, P., Paradiso, A. (2010), Inflation and consumption in a long term perspective with level shift, *Munich Personal RePEc Archive Paper*, No. 25980
- Coakley, J., Fuertes, A. M., & Smith, R. (2006). Unobserved heterogeneity in panel time series models. *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 50, No. 9, pp.2361-2380
- Consumer confidence index, (2021). OECD, [www] <https://data.oecd.org/leadind/consumer-confidence-index-cci.htm>, (25.03.2021)
- Country codes alpha-2 & alpha-3, (2021). IBAN, [www] <https://www.iban.com/country-codes> (25.02.2021)
- Confidence indicators by sector (2021). Eurostat, [www] <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/teibs020>, (20.03.2021)
- Correlation and P value. (2021). The Data School by Chartio, [www] <https://dataschool.com/fundamentals-of-analysis/correlation-and-p-value/>, (11.04.2021)

- Current account balance- annual data. (2021). Eurostat, [www] <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/tipsbp20> (11.04.2021)
- Davidson, R., MacKinnon, J. G. (1982), Inflation and the Savings Rate, Queen's Economics Department *Applied Economics*, No. 493, pp. 731-743.
- Deaton, A. (1992), Understanding Consumption. *New York: Oxford University Press*, pp. 242
- Deaton, A. (2005). Franco Modigliani and the life cycle theory of consumption. *SSRN 686475*
- Dees, S., Brinca, P. S. (2013). Consumer confidence as a predictor of consumption spending: Evidence for the United States and the Euro area. *International Economics*, Vol. 134, pp. 1-14
- Drakopoulos, S. A. (2020). The Marginalization of Absolute and Relative Income Hypotheses of Consumption and the Role of Fiscal Policy, MPRA Paper No. 98569
- Dwivedi, D.N. (2010) Macroeconomics Theory and Policy. 3rd Edition, Tata McGraw Hill Education, New Delhi, pp. 453-456
- Ehlert, M. (2016). The Impact of Losing Your Job: Unemployment and Influences from Market, Family, and State on Economic Well-Being in the US and Germany, *Changing Welfare States*, WZB Berlin Social Science Center
- Engen, E.M., Gruber, J. (2001). Unemployment insurance and precautionary saving. *Journal of monetary Economics*, Vol. 47, No. 3, pp. 545-579.
- Eom, H., Lee, S. H., Xu, H. (2007), Introduction to Panel Data Analysis In Yang, K., Miller, G. J. (Eds.), *Handbook of research methods in public administration*, pp. 575-591
- Euroopa Keskpanga kuubulletään. (2008): Kroon ja Majandus, *Eesti Pank*, No ¾
- Eurostat. (2021) Key indicators [NASA_10_KI] - [E-andmebaas] (27.03.2021)
- Eurostat. (2021) Unemployment by sex and age [UNE_RT_A] - [E-andmebaas] (27.03.2021)
- Eurostat. (2021) Government deficit/surplus, debt and associated data [GOV_10DD_EDPT1] - [E-andmebaas] (29.03.2021)
- Eurostat. (2021) Sentiment indicators - monthly data [EI_BSSI_M_R2] - [E-andmebaas] (29.03.2021)
- Eurostat. (2021) HICP (2015 = 100) - monthly data (annual rate of change) [PRC_HICP_MANR] - [E-andmebaas] (29.03.2021)
- Eurostat. (2021) Current account balance - annual data [TIPSBP20] - [E-andmebaas] (29.03.2021)
- Evans, M. (1991). Discovering the Link Between Inflation Rates and Inflation Uncertainty, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23, No. 2, pp. 169-184
- Friedman, M. (1957). The permanent income hypothesis. In *A theory of the consumption function*, Princeton University Press. pp. 20-37
- Frost, J. (2021). Heteroscedasticity in Regression Analysis, *Statistics By Jim*, [www] <https://statisticsbyjim.com/regression/heteroscedasticity-regression/>, (25.04.2021)
- Froyen, R. T. (1993), *Macroeconomics Theories and Policies*. New York: Macmillan Publishing Company, 4th ed., pp. 656
- Ganong, P., Noel, P. (2016), How Does Unemployment Affect Consumer Spending?, *American Economic Review*, Vol. 109, No. 7, pp. 2383-2424
- Government finance statistics. (2021). Eurostat, [www] https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Government_finance_statistics#General_government_surplus.2Fdeficit, (19.04.2021)
- Grohmann, T. (2015). Difference GMM vs. System GMM, *The Econometrics of Economic Consultancy*
- Haddow, A., Hare, C., Hooley, J., Shakir, T. (2013). Macroeconomic uncertainty: What is it, how can we measure it and why does it matter?. *Bank of England Quarterly Bulletin*, Q2

- Haque, N. U., Qayyum, A. (2006). Inflation everywhere is a monetary phenomenon: An introductory note. *The Pakistan Development Review*, Vol. 45, No 2, pp 179-183
- Heid, B. (2015). Difference GMM vs. System GMM, Estimating Dynamic Panel Data Models the case of Acemoglu et al. 2008, *The Econometrics of Economic Consultancy Interpreting Regression Estimates for Policy Makers*
- Households-statistics on disposable income, saving and investment, (2021). [www] https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Households_statistics_on_disposable_income_saving_and_investment#Household_saving_rate,(11.04.2021)
- Katona, G. (1974). Psychology and consumer economics. *Journal of Consumer Research*, pp. 1-8.
- Keynes, J. M. (1954) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. 7th ed. New York: St Martin's Press
- Koskela, E., Virén, M.(1994), Taxation and Household Saving in Open Economies: Evidence from the Nordic Countries, *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 96, No. 3, pp. 425-441.
- Kukk, M., Kulikov, D., Staehr, K. (2012). *Consumption sensitivities in Estonia: income shocks of different persistence*, Eesti Panga Toimetised, No. 3, pp. 30
- Kukk, M., Staehr, K. (2015). Macroeconomic factors in corporate and household saving: Evidence from Central and Eastern Europe. Eesti Pank
- Lensink, R., Bo, H., Sterken, E. (1999). Does uncertainty affect economic growth? An empirical analysis. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 135, No. 3, pp. 379-396
- Levenko, N. (2018), Actual and perceived uncertainty as drivers of household saving, Eesti Pank., *International Review of Economics and Finance*, Vol. 65, No. 126-145
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., & Servén, L. (2000). What drives private saving across the world?. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 2, pp.165-181
- Ludvigson, S. C. (2004), Consumer Confidence and Consumer Spending, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 2, pp. 29-50
- Malley, J., Moutos, T. (1996). Unemployment and consumption. *Oxford Economic Papers*, Vol. 48, No. 4, pp. 584-600
- Mody, A., Ohnsorge, F., Sandri, D. (2012). Precautionary Savings in the Great Recession. *IMF Economic Review* 60, No. 1, pp. 114-138
- Mueser, P., Kim, W. (2003). Review of Ricardian Equivalence: Theoretical and Empirical Studies. *Literature Synthesis*, Vol. 12, No. 5, pp. 1-19
- Pokropek, A. (2016). Introduction to instrumental variables and their application to large-scale assessment data. *Large-scale Assessments in Education*, Vol. 4, No. 1, pp. 1-20
- Rocher, S., Stierle, M. H. (2015). Household saving rates in the EU: Why do they differ so much?, Vol. 5. Publ. Office of the Europ. Union
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The stata journal*, Vol. 9, No. 1, pp. 86-136
- Sanders, S. (2010). A model of the relative income hypothesis. *The Journal of Economic Education*, Vol. 41, No. 3, pp. 292-305
- Santos, A. R. (2013) Keynes' Absolute Income Hypothesis and Kuznets Paradox, MPRA Paper, No. 49310
- Schmieder, J. F., Von Wachter, T. (2016). The effects of unemployment insurance benefits: New evidence and interpretation. *Annual Review of Economics*, Vol. 8, pp. 547-581.
- Schrooten, M. and Stephan, S. (2001). *Savings in Central Eastern Europe*. DIW Discussion Papers. No. 250
- Seater, J. J. (1993). Ricardian Equivalence, American Economic Association, *Journal of Economic Literature*, Vol. 31, No. 1, pp. 142- 190
- Zeldes, S., P. (1989), Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation, *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, pp. 305- 346.

- Torres-Reyna, O. (2010). Getting started in fixed/random effects models using R. *Data & Statistical Services. Princeton University.*
- Total unemployment rate. (2021), Eurostat, [www] <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/tps00203>, (25.03.2021)
- Totonchi, J. (2011). Macroeconomic theories of inflation. *International conference on economics and finance research*, Vol. 4, No. 1, pp. 459-462.
- Ullah, S., Pervaiz, A., Ghasem, Z. (2018). Dealing with endogeneity bias: The generalized method of moments (GMM) for panel data, *Industrial Marketing Management*, Vol. 71, pp. 69-78.
- Unemployment rate - quarterly data, seasonally adjusted, (2021). Eurostat, [www] <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tipsun30/default/table?lang=en>, (25.03.2021)
- Vanlaer, W., Bielen, S., & Marneffe, W. (2020). Consumer confidence and household saving behaviors: A cross-country empirical analysis. *Social Indicators Research*, Vol. 147, No. 2, pp. 677-721.
- Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics A Modern Approach*, Cengage learning
- Võrk, A., (2003). Staatilised paneelidandmete mudelid. *Tartu Ülikool, Rahvamajanduse instituut*, 37.
- Ögren, A., (2018). Determinants behind Household Saving Behavior:-Empirical analysis on 15 OECD countries.
- Yazdan, G. F., Hossein, S. S. M. (2013). FDI and ICT effects on productivity growth. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, Vol. 93, pp. 1710-1715.

LISAD

Lisa 1. Kasutatud riikide 3-kohalised koodid

Riik	Riigi kood
Austria	AUT
Belgia	BEL
Tšehhi	CZE
Taani	DNK
Eesti	EST
Soome	FIN
Prantsusmaa	FRA
Saksamaa	DEU
Ungari	HUN
Iirimaa	IRL
Itaalia	ITA
Läti	LVA
Leedu	LTU
Luksemburg	LUX
Holland	NLD
Poola	POL
Portugal	PRT
Slovakkia	SVK
Rootsi	SWE

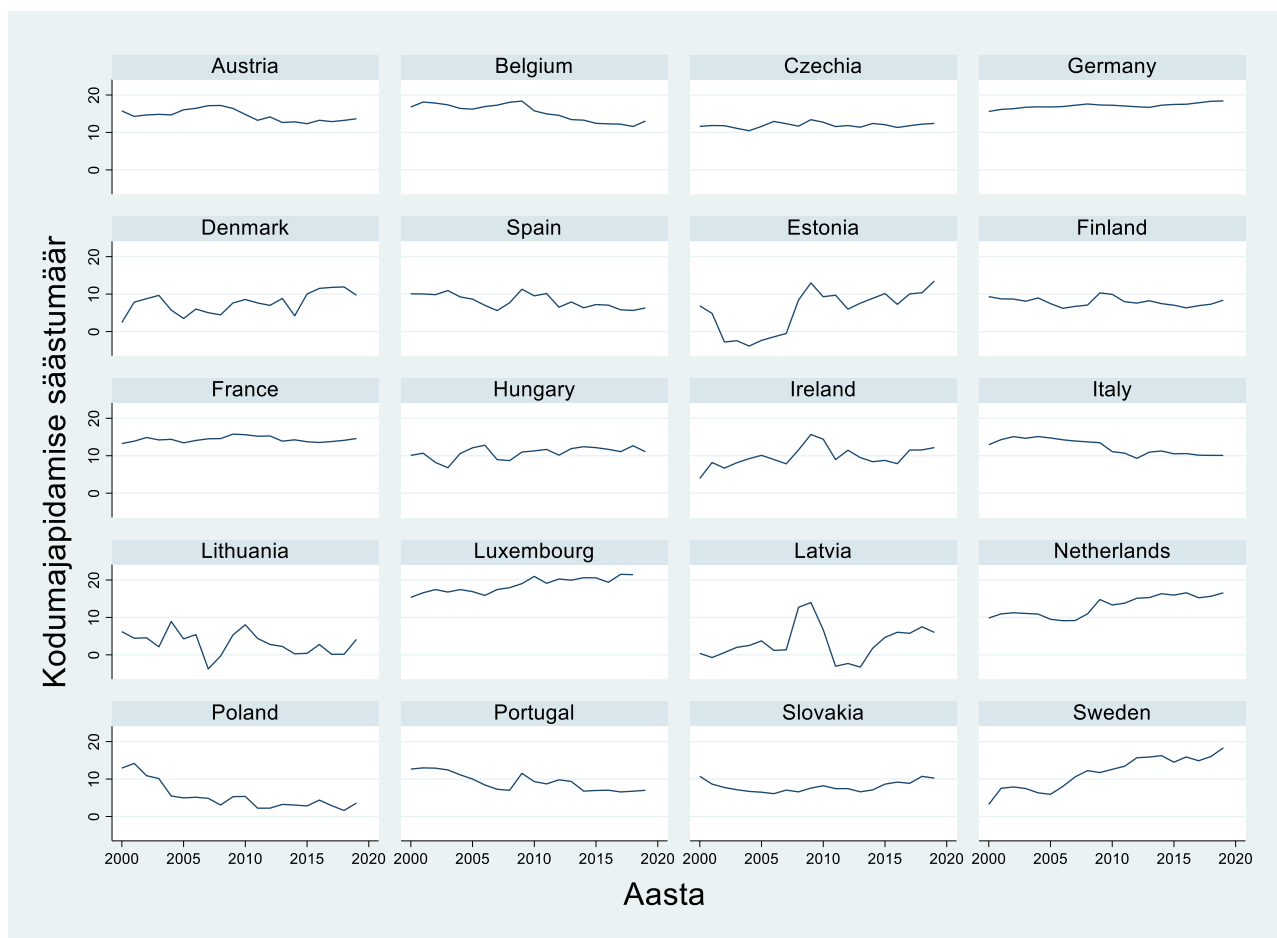
Allikas: autori koostatud valimis olevatest riikides kasutades (Country Codes Alpha... 2021)

Lisa 2. Ülevaade muutujatest

	Mõõde	Selgitus	Allikas
Kodumajapidamise säästumäär	% tulust	Kodumajapidamise säästumäära määratletakse eurostati kohaselt kui leibkonna koguhoiust, mis on jagatud kasutatava brutotuluga. (Households-statistics ... 2021)	Eurostat: NASA_10_KI
Töötuse määr	% tööjõust	Töötute arv protsentides tööjõust (hõivatute ja töötute koguarv) vastavalt Rahvusvahelise Tööstuure büroo määratlusele. Töötu hulka kuuluvad 15–74-aastased isikud. (Unemployment rate ... 2021)	Eurostat: UNE_RT_A
Valitsuse eelarve defitsiit/ülejäak	% SKP-st	Valitsuse eelarve defitsiit/ülejäak on oluline näitajaid riigi majandusliku olukorra määramiseks. (Government finance statistics 2021)	Eurostat: GOV_10DD_EDPT1
Inflatsioonimäär	Aastane muutuste määr		Eurostat: PRC_HICP_MANR
Reaalne lühiajaline intressimäär	deflateeritakse SKP deflaatoriga		Ameco: ISRV
Jooksevkonto	% SKP-st	Jooksevkonto annab ülevaate riigi tehingute (impordi, ekspordi) kohta muu maailmaga. (Current account balance... 2021)	Eurostat: TIPSBP20
Tarbija kindlustunde indeks	Küsimuste indeksväärtuste keskmine	Tarbija kindlustunde indeks saadakse küsitluste kaudu ja kajastavad majanduslikke arusaamu ja ootusi (Confidence indicators by ... 2021)	Eurostat: EI_BSSI_M_R2
Sissetuleku kasv	Muutus eelmise perioodi kohta, %	Kodumajapidamiste kasutatav korrigeeritud brutosissetulek realselt elaniku kohta	Eurostat: NASA_10_KI

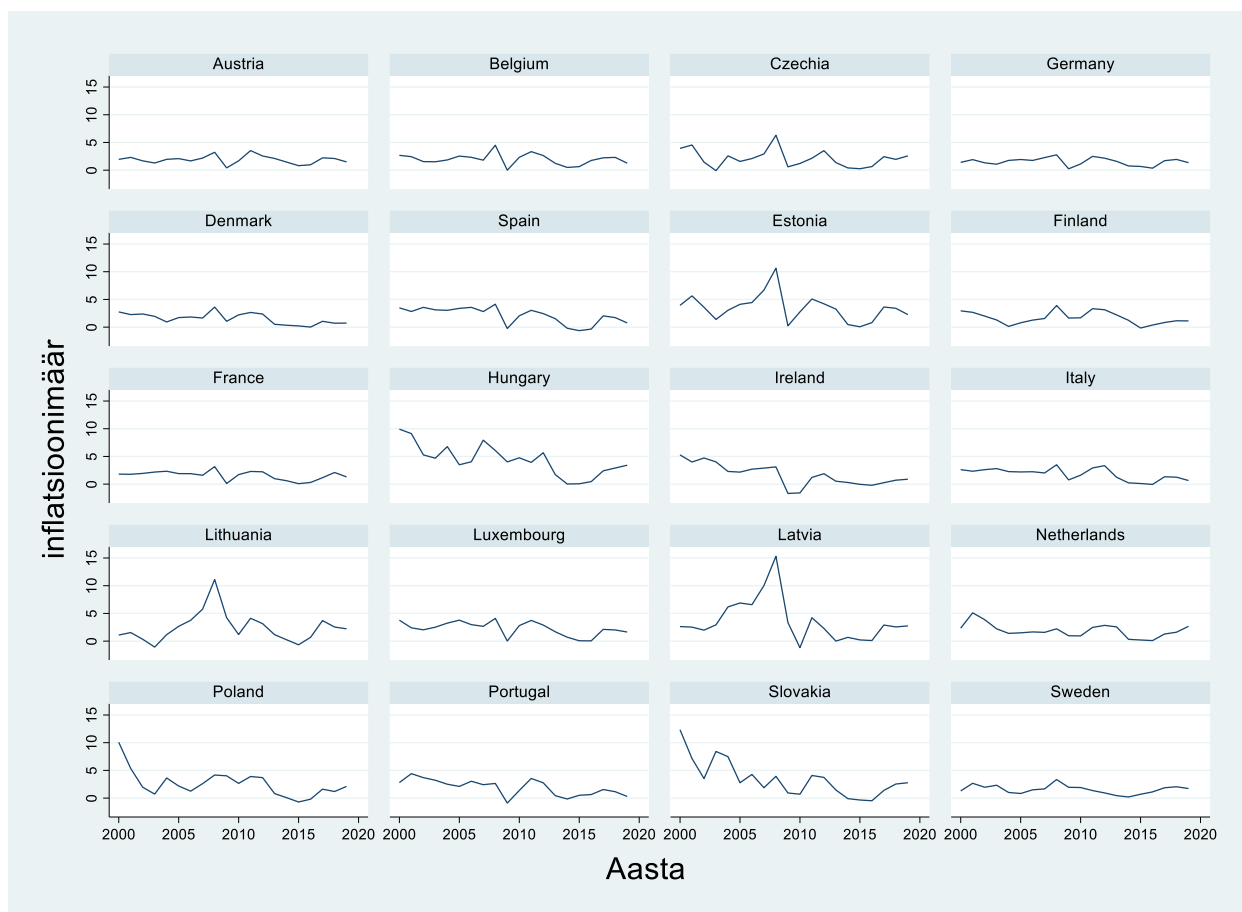
Allikas: autori koostatud (Eurostat, OECD, European Central Bank, Ameco (kohandatud informatsioon))

Lisa 3. Kodumajapidamise säästumäärad riigiti



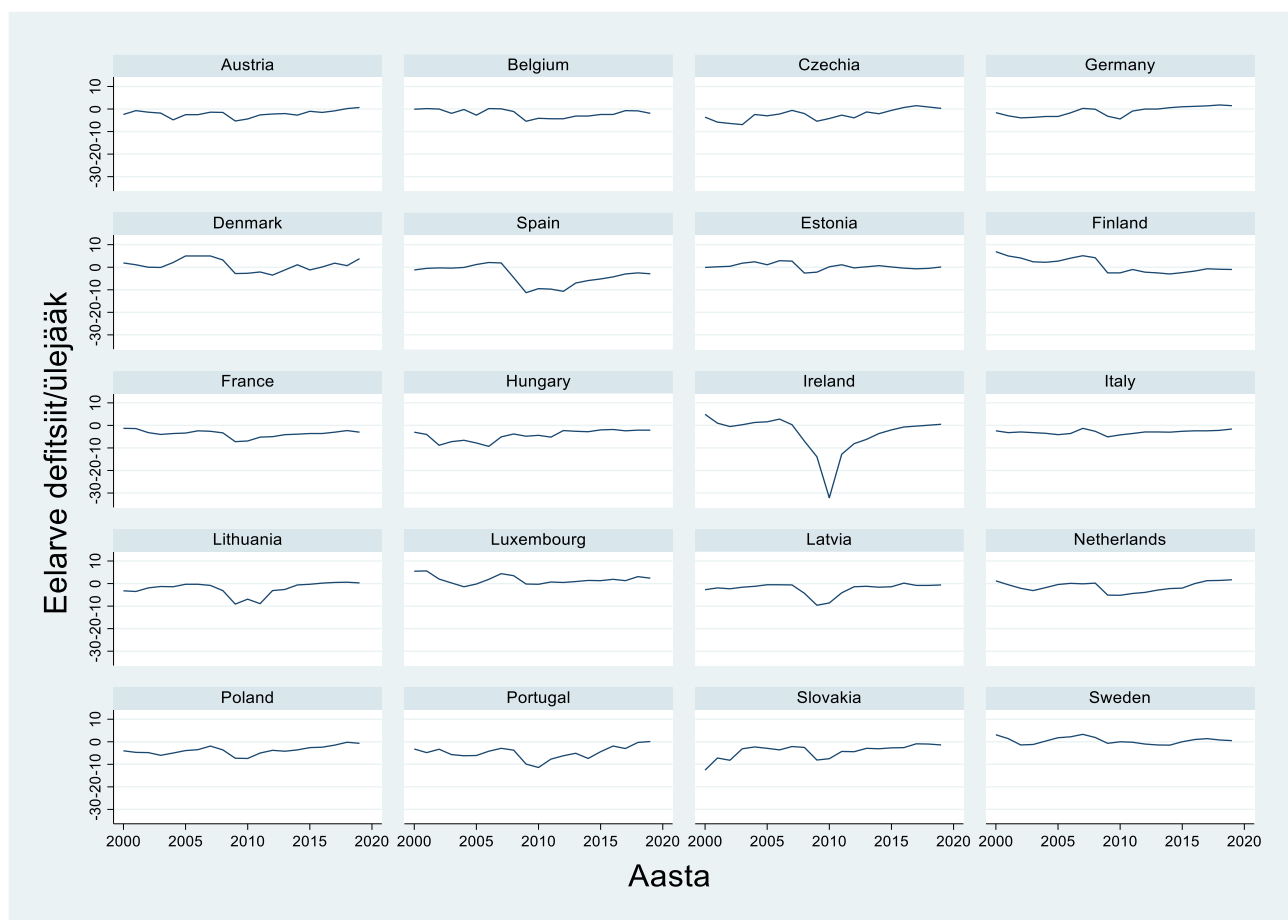
Allikas: autori koostatud Eurostati andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 4. Inflatsioonimäärad riigiti



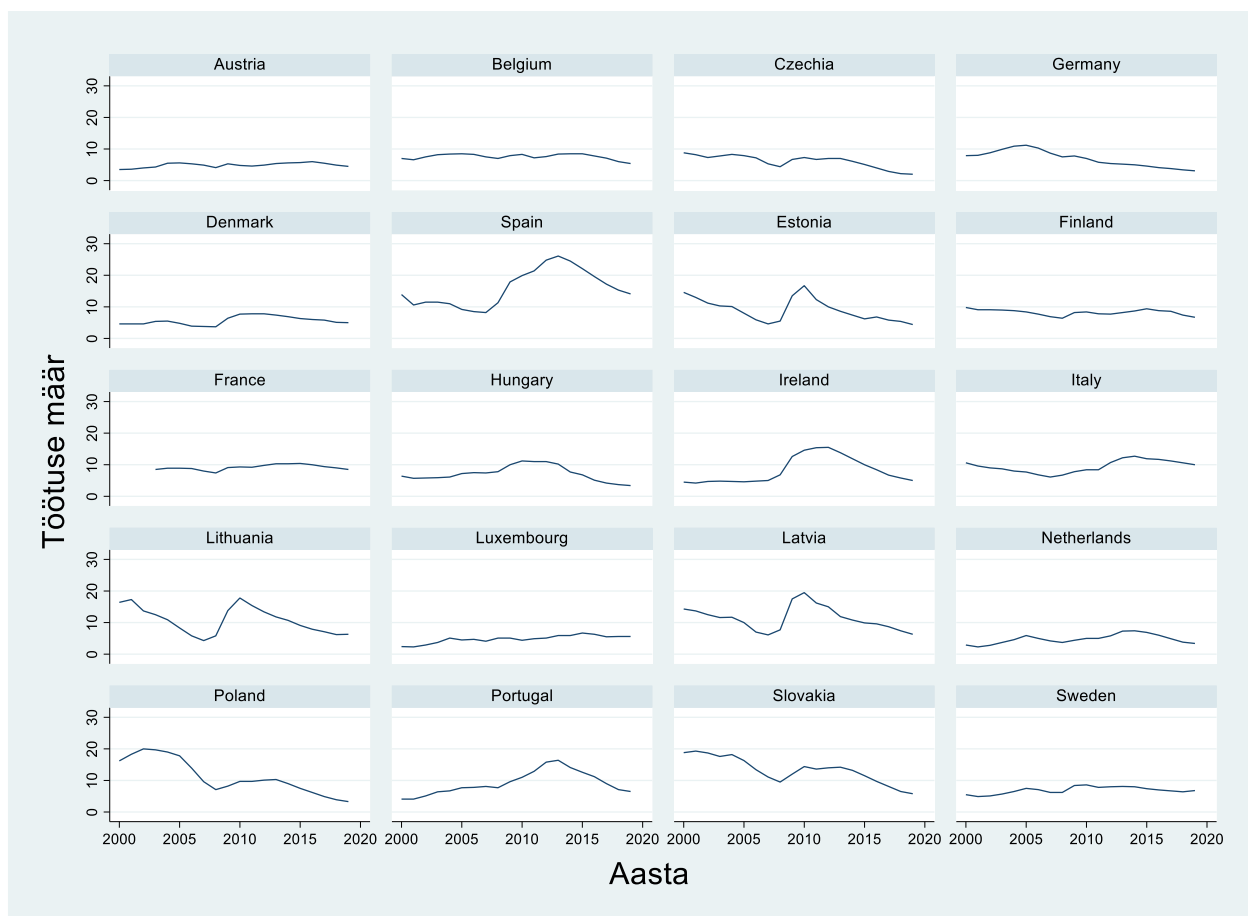
Allikas: autori koostatud Eurostati andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 5. Riigieelarve tasakaalud (defitsiit/ülejäak) riigiti



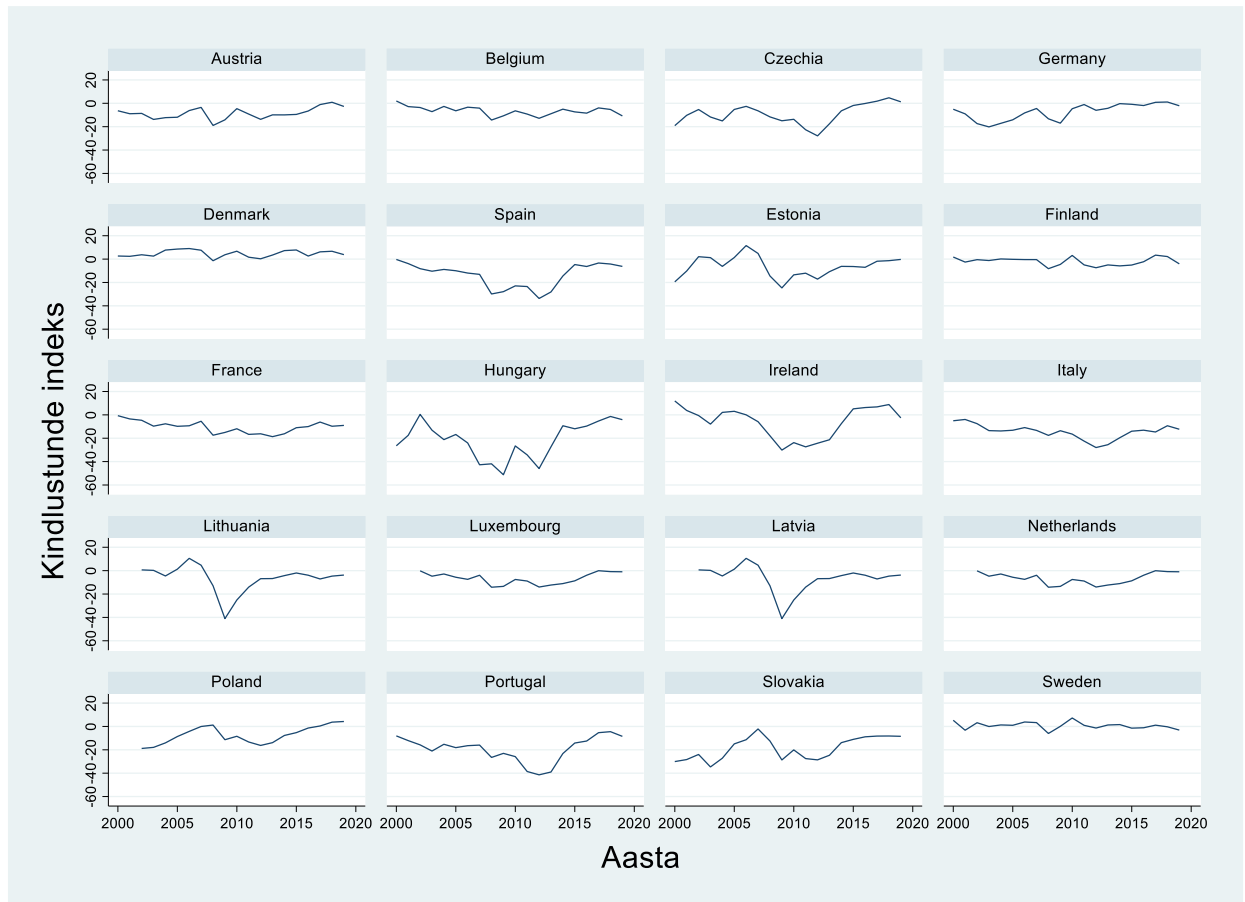
Allikas: autori koostatud Eurostati andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 6. Töötuse määrad riigiti



Allikas: autori koostatud Eurostati andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 7. Kindlustunde indeksid riigiti



Allikas: autori koostatud Eurostati andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 8. Fikseeritud efekt

```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: country_id

Number of obs   =   367
Number of groups =   20

R-sq:
  within = 0.1911
  between = 0.5430
  overall = 0.3783

Obs per group:
  min =   15
  avg =  18.4
  max =   20

corr(u_i, Xb) = 0.4191

F(7, 340) = 11.47
Prob > F = 0.0000

```

sav_h	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inflation	.0766751	.087936	0.87	0.384	-.096292	.2496422
unemp	-.260698	.0598497	-4.36	0.000	-.3784203	-.1429757
g_deficit	-.320215	.0561719	-5.70	0.000	-.4307033	-.2097268
cci	-.0429174	.0258831	-1.66	0.098	-.0938285	.0079938
real_interest	.1036499	.0582865	1.78	0.076	-.0109977	.2182975
ca	.2418696	.0437293	5.53	0.000	.1558556	.3278835
income_growth	.0693225	.0671338	1.03	0.303	-.0627273	.2013724
_cons	11.26078	.5833126	19.30	0.000	10.11343	12.40814
sigma_u	3.70111					
sigma_e	2.4129661					
rho	.70173051	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(19, 340) = 27.99 Prob > F = 0.0000

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Diagnostika

```

Mean dependent var   10.37853   S.D. dependent var   5.032144
Sum squared resid    1979.618   S.E. of regression   2.412966
LSDV R-squared       0.786403   Within R-squared     0.191055
LSDV F(26, 340)     48.14563   P-value(F)           1.17e-97
Log-likelihood       -830.0025   Akaike criterion     1714.005
Schwarz criterion    1819.450   Hannan-Quinn         1755.901
rho                  0.702262   Durbin-Watson        0.526030

```

```

Joint test on named regressors -
  Test statistic: F(7, 340) = 11.4715
  with p-value = P(F(7, 340) > 11.4715) = 4.38302e-013

```

```

Test for differing group intercepts -
  Null hypothesis: The groups have a common intercept
  Test statistic: F(19, 340) = 27.9893
  with p-value = P(F(19, 340) > 27.9893) = 4.50438e-058

```

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Gretl tarkvara

Lisa 9. Juhuslik efekt

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   367
Group variable: country_id             Number of groups =   20

R-sq:                                   Obs per group:
    within = 0.1891                      min =          15
    between = 0.5667                     avg =         18.4
    overall = 0.4042                     max =          20

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(7)    =   95.87
                                           Prob > chi2     =   0.0000

```

sav_h	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
inflation	.0683963	.0898466	0.76	0.447	-.1076998	.2444924
unemp	-.3121938	.0593263	-5.26	0.000	-.4284712	-.1959164
g_deficit	-.3273606	.0573152	-5.71	0.000	-.4396964	-.2150248
cci	-.048386	.0260886	-1.85	0.064	-.0995187	.0027466
real_interest	.0950586	.0596706	1.59	0.111	-.0218936	.2120107
ca	.2696863	.0437324	6.17	0.000	.1839724	.3554002
income_growth	.045354	.0681382	0.67	0.506	-.0881945	.1789024
_cons	11.65808	.8119827	14.36	0.000	10.06662	13.24953
sigma_u	2.4548758					
sigma_e	2.4129661					
rho	.50860887	(fraction of variance due to u_i)				

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Diagnostika

```

Mean dependent var   10.37853   S.D. dependent var   5.032144
Sum squared resid    6207.390   S.E. of regression   4.152439
Log-likelihood        -1039.713   Akaike criterion     2095.426
Schwarz criterion     2126.669   Hannan-Quinn         2107.840
rho                   0.702262   Durbin-Watson        0.526030

```

'Between' variance = 6.02642

'Within' variance = 5.82241

mean theta = 0.775515

corr(y,yhat)^2 = 0.404222

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 95.8714

with p-value = 7.66701e-018

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 586.078

with p-value = 1.78687e-129

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 28.4362

with p-value = 0.000183254

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Gretl tarkvara

Lisa 10. Fikseeritud efekt robustsete standardvigadega

```

Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =       367
Group variable: country_id                   Number of groups =        20

l-sq:                                         Obs per group:
  within = 0.1911                             min =          15
  between = 0.5430                            avg =          18.4
  overall = 0.3783                             max =          20

corr(u_i, Xb) = 0.4191                       F(7,19)         =        9.19
                                                Prob > F         =       0.0001

```

(Std. Err. adjusted for 20 clusters in country_id)

sav_h	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inflation	.0766751	.2051165	0.37	0.713	-.3526387	.505989
unemp	-.260698	.1241488	-2.10	0.049	-.5205444	-.0008516
g_deficit	-.320215	.0858721	-3.73	0.001	-.4999473	-.1404827
cci	-.0429174	.0267115	-1.61	0.125	-.0988252	.0129905
real_interest	.1036499	.1106168	0.94	0.361	-.1278737	.3351735
ca	.2418696	.1301491	1.86	0.079	-.0305355	.5142747
income_growth	.0693225	.125665	0.55	0.588	-.1936974	.3323425
_cons	11.26078	1.01497	11.09	0.000	9.136426	13.38514
sigma_u	3.70111					
sigma_e	2.4129661					
rho	.70173051	(fraction of variance due to u_i)				

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Diagnostika

```

Mean dependent var    10.37853    S.D. dependent var    5.032144
Sum squared resid    1979.618    S.E. of regression    2.412966
LSDV R-squared        0.786403    Within R-squared      0.191055
Log-likelihood        -830.0025    Akaike criterion      1714.005
Schwarz criterion     1819.450    Hannan-Quinn          1755.901
rho                   0.702262    Durbin-Watson         0.526030

```

Joint test on named regressors -

```

Test statistic: F(7, 19) = 9.19449
with p-value = P(F(7, 19) > 9.19449) = 5.66469e-005

```

Robust test for differing group intercepts -

```

Null hypothesis: The groups have a common intercept
Test statistic: Welch F(19, 125.6) = 36.4958
with p-value = P(F(19, 125.6) > 36.4958) = 5.41378e-042

```

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Gretl tarkvara

Lisa 11. Fikseeritud efekt perioodidele vastavate fiktiivsete tunnustega

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      367
Group variable: country_id           Number of groups =      20

R-sq:                                Obs per group:
    within = 0.2397                    min =          15
    between = 0.3673                   avg =         18.4
    overall = 0.2599                    max =          20

corr(u_i, Xb) = 0.2641                 F(19,19)       =      .
                                         Prob > F        =      .

(Std. Err. adjusted for 20 clusters in country_id)

```

sav_h	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inflation	.2531207	.2794843	0.91	0.376	-.3318467	.8380881
unemp	-.1955857	.1579432	-1.24	0.231	-.5261646	.1349931
g_deficit	-.2754804	.1003802	-2.74	0.013	-.4855786	-.0653822
cci	-.0524138	.0347329	-1.51	0.148	-.1251106	.0202829
real_interest	.1997201	.0885964	2.25	0.036	.0142858	.3851544
ca	.2015695	.1501199	1.34	0.195	-.112635	.5157741
income_growth	.121702	.129485	0.94	0.359	-.1493132	.3927172
y1	-2.105858	2.473828	-0.85	0.405	-7.28364	3.071924
y2	-1.882424	2.035505	-0.92	0.367	-6.142785	2.377938
y3	-2.631778	1.854482	-1.42	0.172	-6.513253	1.249698
y4	-2.501446	1.709456	-1.46	0.160	-6.079378	1.076486
y5	-1.912033	1.763914	-1.08	0.292	-5.603947	1.779881
y6	-1.9427	1.569788	-1.24	0.231	-5.228304	1.342904
y7	-1.836511	1.604338	-1.14	0.267	-5.194428	1.521407
y8	-2.42111	1.596514	-1.52	0.146	-5.762651	.9204316
y9	-2.59023	1.623338	-1.60	0.127	-5.987915	.8074554
y10	-.8695176	1.077732	-0.81	0.430	-3.125236	1.386201
y11	-.9410089	1.025658	-0.92	0.370	-3.087736	1.205719
y12	-2.197914	1.297282	-1.69	0.107	-4.913155	.5173278
y13	-2.309364	1.115426	-2.07	0.052	-4.643978	.0252493
y14	-1.799752	.9181068	-1.96	0.065	-3.721372	.1218674
y15	-1.494839	.8120966	-1.84	0.081	-3.194576	.2048991
y16	-.9216574	.7735092	-1.19	0.248	-2.540631	.697316
y17	-.779704	.70715	-1.10	0.284	-2.259786	.7003779
y18	-.9557398	.4739169	-2.02	0.058	-1.947659	.0361796
y19	-.5496915	.4839591	-1.14	0.270	-1.562629	.4632465
y20	0	(omitted)				
_cons	11.8501	1.082101	10.95	0.000	9.585234	14.11496
sigma_u	3.9988811					
sigma_e	2.4074742					
rho	.7339727	(fraction of variance due to u_i)				

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 12. Fikseeritud efekt robustsete standardvigadega, tundlikkuse kontroll

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    327
Group variable: country_id           Number of groups =    20

R-sq:                                Obs per group:
  within = 0.1366                      min =         13
  between = 0.5634                     avg =        16.4
  overall = 0.3668                     max =         18

corr(u_i, Xb) = 0.4630                F(7,19)        =    5.40
                                        Prob > F        =    0.0016

```

(Std. Err. adjusted for 20 clusters in country_id)

sav_h	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inflation	-.0243144	.2044882	-0.12	0.907	-.452313	.4036843
unemp	-.2434841	.1444916	-1.69	0.108	-.5459085	.0589402
g_deficit	-.2685766	.0835793	-3.21	0.005	-.4435101	-.093643
cci	-.0652354	.0354876	-1.84	0.082	-.1395117	.009041
real_interest	-.0330575	.1697918	-0.19	0.848	-.3884358	.3223208
ca	.2086692	.1496133	1.39	0.179	-.1044751	.5218135
income_growth	.1317462	.1391064	0.95	0.355	-.1594068	.4228993
_cons	11.02536	1.153175	9.56	0.000	8.611734	13.43898
sigma_u	3.8798747					
sigma_e	2.406858					
rho	.72211186	(fraction of variance due to u_i)				

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 13. Arellano-Bond GMM viitaeg 2 3

Dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM

Group variable: country_id	Number of obs	=	336
Time variable : year	Number of groups	=	20
Number of instruments = 16	Obs per group: min	=	14
F(0, 20) = .	avg	=	16.80
Prob > F = .	max	=	18

sav_h	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sav_h L1.	.6608017	.2853232	2.32	0.031	.065628	1.255975
inflation	.2483816	.1712903	1.45	0.163	-.1089238	.6056869
unemp	-.4472223	.1248798	-3.58	0.002	-.7077169	-.1867277
g_deficit	-.1330331	.1254439	-1.06	0.302	-.3947044	.1286382
cci	-.1723028	.0665984	-2.59	0.018	-.3112246	-.0333809
real_interest	.185599	.1589946	1.17	0.257	-.1460578	.5172558
ca	.2254927	.1650971	1.37	0.187	-.1188939	.5698793
income_growth	.3996438	.2613411	1.53	0.142	-.1455042	.9447919

Instruments for first differences equation
 GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
 L(2/3).(L.sav_h inflation unemp g_deficit cci real_interest ca
 income_growth) collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = **-2.89** Pr > z = **0.004**
 Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = **-0.67** Pr > z = **0.501**

Sargan test of overid. restrictions: chi2(8) = **30.22** Prob > chi2 = **0.000**
 (Not robust, but not weakened by many instruments.)
 Hansen test of overid. restrictions: chi2(8) = **11.32** Prob > chi2 = **0.184**
 (Robust, but weakened by many instruments.)

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 14. Arellano-Bond GMM viitaeg 3 4

Dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM

Group variable: country_id	Number of obs	=	336
Time variable : year	Number of groups	=	20
Number of instruments = 16	Obs per group: min	=	14
F(0, 20) = .	avg	=	16.80
Prob > F = .	max	=	18

sav_h	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sav_h L1.	.3187024	.2871847	1.11	0.280	-.2803544	.9177593
inflation	-.32658	.301754	-1.08	0.292	-.9560278	.3028679
unemp	-.507796	.2346267	-2.16	0.043	-.9972186	-.0183733
g_deficit	-.3630004	.1792336	-2.03	0.056	-.7368751	.0108743
cci	-.1029527	.0643317	-1.60	0.125	-.2371462	.0312408
real_interest	.0427031	.2091329	0.20	0.840	-.3935405	.4789467
ca	-.0133877	.198028	-0.07	0.947	-.426467	.3996915
income_growth	.0867173	.2716256	0.32	0.753	-.4798837	.6533183

Instruments for first differences equation

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(3/4).(L.sav_h inflation unemp g_deficit cci real_interest ca
income_growth) collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = **-1.82** Pr > z = **0.068**

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = **-0.64** Pr > z = **0.525**

Sargan test of overid. restrictions: chi2(8) = **11.73** Prob > chi2 = **0.164**
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(8) = **10.85** Prob > chi2 = **0.210**
(Robust, but weakened by many instruments.)

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 15. Arellano-Bond GMM tundlikkuse kontroll

Dynamic panel-data estimation, one-step difference GMM

Group variable: country_id	Number of obs =	256
Time variable : year	Number of groups =	20
Number of instruments = 16	Obs per group: min =	10
F(0, 20) =	avg =	12.80
Prob > F =	max =	14

sav_h	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sav_h L1.	.7146222	.4855633	1.47	0.157	-.2982451	1.72749
inflation	.2630397	.3213718	0.82	0.423	-.4073302	.9334097
unemp	-.287101	.4871447	-0.59	0.562	-1.303267	.729065
g_deficit	.0532483	.2962886	0.18	0.859	-.5647988	.6712954
cci	-.1924323	.0915988	-2.10	0.049	-.3835041	-.0013606
real_interest	.4462676	.4503405	0.99	0.334	-.4931261	1.385661
ca	.2220567	.1479958	1.50	0.149	-.0866571	.5307706
income_growth	.7178834	.3151035	2.28	0.034	.0605889	1.375178

Instruments for first differences equation

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(3/4).(L.sav_h inflation unemp g_deficit cci real_interest ca
income_growth) collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = **-2.70** Pr > z = **0.007**
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = **1.21** Pr > z = **0.224**

Sargan test of overid. restrictions: chi2(8) = **13.22** Prob > chi2 = **0.105**
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(8) = **9.43** Prob > chi2 = **0.307**
(Robust, but weakened by many instruments.)

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 16. Süsteemi GMM viitaeg 2 3

Dynamic panel-data estimation, one-step system GMM

Group variable: country_id	Number of obs	=	356
Time variable : year	Number of groups	=	20
Number of instruments = 25	Obs per group: min	=	15
F(8, 19) = 507.73	avg	=	17.80
Prob > F = 0.000	max	=	19

sav_h	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sav_h L1.	.6950138	.0878944	7.91	0.000	.5110488	.8789789
inflation	.1766113	.1822505	0.97	0.345	-.2048433	.5580659
unemp	-.4323715	.0953346	-4.54	0.000	-.6319092	-.2328338
g_deficit	-.1321017	.1275598	-1.04	0.313	-.3990874	.134884
cci	-.1777035	.0478054	-3.72	0.001	-.2777613	-.0776457
real_interest	.1509026	.0915569	1.65	0.116	-.0407282	.3425335
ca	.2469467	.1240459	1.99	0.061	-.0126844	.5065778
income_growth	.3400177	.2143224	1.59	0.129	-.1085642	.7885996
_cons	3.98313	2.012105	1.98	0.062	-.2282533	8.194514

Instruments for first differences equation

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3).(L.sav_h inflation unemp g_deficit cci real_interest ca
income_growth) collapsed

Instruments for levels equation

Standard

_cons

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.(L.sav_h inflation unemp g_deficit cci real_interest ca income_growth)
collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = **-3.25** Pr > z = **0.001**

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = **-0.28** Pr > z = **0.779**

Sargan test of overid. restrictions: chi2(16) = **55.34** Prob > chi2 = **0.000**
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(16) = **15.54** Prob > chi2 = **0.486**
(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(8) = **11.81** Prob > chi2 = **0.160**

Difference (null H = exogenous): chi2(8) = **3.72** Prob > chi2 = **0.881**

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 17. Süsteemi GMM viitaeg 3 4

Dynamic panel-data estimation, one-step system GMM

Group variable: country_id		Number of obs =		356		
Time variable : year		Number of groups =		20		
Number of instruments = 25		Obs per group: min =		15		
F(8, 19) = 270.34		avg =		17.80		
Prob > F = 0.000		max =		19		
sav_h	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sav_h						
l1.	.8580119	.0965683	8.89	0.000	.6558922	1.060132
inflation	-.0978772	.2297131	-0.43	0.675	-.5786723	.3829178
unemp	-.5011394	.1257207	-3.99	0.001	-.7642759	-.238003
g_deficit	-.1673654	.1322056	-1.27	0.221	-.4440749	.1093441
cci	-.1898898	.0524789	-3.62	0.002	-.2997294	-.0800501
real_interest	.1977259	.1372112	1.44	0.166	-.0894604	.4849122
ca	.2377112	.1244071	1.91	0.071	-.0226758	.4980982
income_growth	.5302195	.1322228	4.01	0.001	.2534739	.806965
_cons	2.916573	1.49942	1.95	0.067	-.2217503	6.054895

Instruments for first differences equation

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
 L(3/4).(L.sav_h inflation unemp g_deficit cci real_interest ca
 income_growth) collapsed

Instruments for levels equation

Standard

_cons

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
 DL2.(L.sav_h inflation unemp g_deficit cci real_interest ca income_growth)
 collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = **-2.80** Pr > z = **0.005**

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = **-1.03** Pr > z = **0.302**

Sargan test of overid. restrictions: chi2(16) = **29.48** Prob > chi2 = **0.021**
 (Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(16) = **12.49** Prob > chi2 = **0.710**
 (Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(8) = **6.64** Prob > chi2 = **0.575**

Difference (null H = exogenous): chi2(8) = **5.84** Prob > chi2 = **0.665**

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 18. Süsteemi GMM tundlikkuse kontroll

Dynamic panel-data estimation, one-step system GMM

sav_h	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sav_h L1.	.7755961	.0945793	8.20	0.000	.5776392	.9735529
inflation	-.3438071	.1805743	-1.90	0.072	-.7217535	.0341393
unemp	-.3743215	.1618127	-2.31	0.032	-.7129993	-.0356436
g_deficit	-.3784738	.2676689	-1.41	0.174	-.9387111	.1817636
cci	-.118898	.0402602	-2.95	0.008	-.2031635	-.0346325
real_interest	.1637302	.1628821	1.01	0.327	-.177186	.5046465
ca	.1998335	.0705336	2.83	0.011	.052205	.3474619
income_growth	.4291469	.1264847	3.39	0.003	.1644113	.6938825
_cons	3.615125	1.657813	2.18	0.042	.1452812	7.084968

Instruments for first differences equation

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
 L(3/4).(L.sav_h inflation unemp g_deficit cci real_interest ca
 income_growth) collapsed

Instruments for levels equation

Standard

_cons

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
 DL2.(L.sav_h inflation unemp g_deficit cci real_interest ca income_growth)
 collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = **-2.53** Pr > z = **0.011**

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = **1.46** Pr > z = **0.143**

Sargan test of overid. restrictions: chi2(16) = **38.12** Prob > chi2 = **0.001**
 (Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(16) = **11.70** Prob > chi2 = **0.764**
 (Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(8) = **9.03** Prob > chi2 = **0.340**

Allikas: autori koostatud Eurostat ja Ameco andmete põhjal, Stata tarkvara

Lisa 19. Lihtlitsents

Lihlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Maili Reimus
(*autori nimi*)

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose
EBAKINDLUSE MÕJU KODUMAJAPIDAMISE SÄÄSTUMÄÄRALE EUROOPA
RIIKIDE NÄITEL,

(*lõputöö pealkiri*)

mille juhendaja on Natalia Levenko,
(*juhendaja nimi*)

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.

_____ (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.