

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL  
Majandusteaduskond  
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Andres Jõe

**KODUMAJAPIDAMISTE SÄÄSTUMÄÄRA DÜNAAMIKA  
EUROOPA RIIKIDE ALUSEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, 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 6526 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Andres Jõe

.....

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 179021TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: andresjoe1@hotmail.com

Juhendaja: Natalia Levenko, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

# SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE .....	4
SISSEJUHATUS .....	5
1. KODUMAJAPIDAMISTE SÄÄSTMISE SELGITAMINE .....	7
1.1. Teoreetilised lähenemised .....	8
1.1.1 Püsiva sissetuleku hüpotees .....	9
1.1.2 Elutsükli hüpotees .....	9
1.1.3 Puhvervaru säästmine .....	10
1.2. Madal kodumajapidamiste säästumäär .....	11
1.3. Säästumäära mõjutavad tegurid .....	12
1.4. Varasemad empiirilised uuringud .....	14
2. KODUMAJAPIDAMISTE SÄÄSTUMÄÄRA MODELLEERIMINE .....	17
2.1. Andmete kogumine ja korrastamine .....	17
2.2. Kasutatavate andmete kirjeldav statistika ja selgitamine .....	19
2.3. Paneelandmete modelleerimine .....	29
2.4. Mudeli tulemuste tõlgendamine ja järeldused .....	31
KOKKUVÕTE .....	34
SUMMARY .....	36
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	38
LISAD .....	40
Lisa 1. Fikseeritud efekt 1. mudel .....	40
Lisa 2. Fikseeritud efekt kohandatud standardvigadega 1. mudel .....	41
Lisa 3. Fikseeritud efekt kohandatud standardvigade 2. mudel .....	42
Lisa 4. Fikseeritud efekt kohandatud standardvigadega 3. mudel .....	43
Lisa 5. Juhuslik efekt 1. mudel .....	44
Lisa 6. Lihtlitsents .....	45

## LÜHIKOKKUVÕTE

Tulenevalt säästude olulisusest eraisikutel, selleks et tagada ohutus ootamatul töö kaotamisel, suurema väljamineku tekkimisel või pensionile jäädes, soovib autor uurida ajaloolist säästumäära kujunemist ning varasemaid teoreetilisi lähtekohti säästumäära selgitamisest. Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on tuvastada kodumajapidamiste säästumäära mõjutavad tegurid mikro- ja makrotasandil, selgitada nende vahelisi seoseid ning kinnitada nende statistilist olulisust ökonomeetriliste meetoditega. Töö teoreetilises osas antakse ülevaade isikupõhistest teguritest ja motivaatoritest säästmiseks ning käsitletakse erinevaid majanduslikke ja demograafilisi näitajaid, mis mõjutavad kodumajapidamiste säästumäära agregeeritud tasemel.

Töö empiirilises osas kirjeldatakse andmete kogumis- ning korrastamisprotsessi, nende allikaid, ning selgitatakse analüüsi metoodikat. Töö autor on koostanud paneelandmete vormis andmestiku, mis sisaldab kuue tunnuse andmeid 24 Euroopa riigi kohta aastatest 1995 kuni 2019, tulenevalt andmete olemasolust koostatakse analüüs andmetega aastatest 1996-2018. Kasutatud andmed pärinevad ametlikest Euroopa e-andmebaasidest Eurostat ning AMECO. Kodumajapidamiste säästumäärad on erinevate Euroopa regioonide kaupa graafiliselt esitatud ning dünaamikat on teoreetiliste teadmiste ning eelduste kohaselt selgitatud.

Paneelandmete analüüsi käigus läbitakse mitmed mudelid, mille kehtivust testitakse vastavate ökonomeetriliste meetoditega ning tulemusena saavutatakse mudel, mis läbib nõutud testid ning on statistiliselt oluline 1% nivool. Tuvastatakse, et muutus töötuse määras on kõige olulisem tegur, millest kodumajapidamiste säästumäär sõltub ning näitajad on positiivses seoses, teiseks oluliseks teguriks on inflatsioon, mis mõjutab säästumäära positiivselt, muutus reaalintressimääras ning kodumajapidamiste sissetulekus on samuti positiivselt sõltuva tunnusega seotud, kuid on statistiliselt olulised vaid 23% nivool, mis on autori hinnangul piisavalt järelduste tegemiseks. Mudeli determinatsioonikordajaks on 11,59%, mis näitab kui hästi on säästumäära erinevused regressorite grupisesteste erinevustega ära seletatud.

Võtmesõnad: Kodumajapidamised, säästumäär, paneelandmed, Euroopa

## SISSEJUHATUS

Seoses COVID-19 pandeemia levikuga 2020 ja 2021. aastal on paljud majapidamised üle terve maailma kaotanud majandusliku stabiilsuse ning on valitsemas suur ebakindlus hetke- kui ka tuleviku majandusliku seisu kohta. Suure tööpuuduse ja teadmatuse korral on suur osa majapidamistest sunnitud olukorda, kus tuleb hakkama saada isiklike säästudega. Lisaks on näha, et säästumäärad Euroopas ja ka mujal maailmas on jõudmas rekordkõrgustesse. Käesolev töö püüab seega analüüsida kodumajapidamiste säästumäära dünaamikat Euroopa riikide alusel ning selgitada näitaja sõltuvust teistest teguritest.

Käesoleva bakalaureusetöö raames tuvastatakse kõikvõimalikke kodumajapidamiste säästumäära mõjutavaid tunnuseid ning selgitada nende vahelisi seoseid. Töö käigus uuritakse majandusteoreetilisi käsitlusi kodumajapidamiste säästmisharjumustest, teoreetilisi artikleid ning varasemalt läbiviidud empiirilise uuringuid, et anda võimalikult põhjalik ülevaade säästumäär kujunemisest ning seda mõjutavatest teguritest. Vastavatest tunnusteks koostatakse paneelandme analüüsi käigus säästumäära seletav mudel. Analüüsi tulemuste kohta on autor teinud järgnevad hüpoteesid:

- 1) kõige suurema statistilise olulisusega mõjutab kodumajapidamiste säästumäära sissetuleku muutus ning mõju on positiivne;
- 2) töötuse määra kasv on positiivselt seotud säästumääraga;
- 3) reaaltressi kasv on positiivselt seotud säästumääraga;
- 4) eakate osakaalu suurenemine on positiivselt seotud säästumääraga.

Bakalaureusetöö eesmärgiks on tuvastada kodumajapidamiste säästumäära mõjutavad tegurid, määrata nende mõjude suurus ja suund ning kinnitada nende statistilist olulisust Euroopa riikide alusel. Eesmärgi saavutamiseks viiakse läbi paneelandmete analüüs kasutades fikseeritud ning juhusliku efektidega mudeleid, kus sõltuvaks tunnuseks on kodumajapidamiste säästumäär ning sõltumatuteks tunnusteks on, teoriast tulenevalt, muutus kodumajapidamiste sissetulekus, reaaltressis, töötuse määras, üle 64 aastaste osakaalus rahvastikust ning inflatsioon.

Töö raames käsitletakse Euroopa riikidena järgmisi riike: Belgia, Tšehhi, Taani, Saksamaa, Eesti, Iirimaa, Hispaania, Prantsusmaa, Itaalia, Küpros, Läti, Leedu, Luksemburg, Ungari, Holland, Austria, Poola, Portugal, Sloveenia, Slovakkia, Soome, Rootse, Norra ja Ühendkuningriigid. Andmed pärinevad ametlikest andmebaasidest Eurostat ning AMECO perioodist 1996-2018. Andmeid on korrastatud programmis MS Excel ning modelleerimine viiakse läbi andmetöötlusprogrammis GRETL.

# 1. KODUMAJAPIDAMISTE SÄÄSTMISE SELGITAMINE

Erinevates maailma piirkondades liigub säästumäär omamoodi, kuid üldiselt on näha, et kõrgemad säästumäärad korreleeruvad kõrgema sissetuleku kasvuga. Suur varieeruvus säästumääras riikide ja ajaperioodide vahel tekitab palju küsimusi. Miks säästumäär riikide ja ajaperioodide vahel erineb? Millisel määral riiklik poliitika säästumäära mõjutab, võrreldes mittepoliitiliste teguritega? Poliitika seisukohalt on küsimus, et kui palju ja millises suunas mõni otsus säästumäära mõjutab? Kas rahaline liberaliseerimine intressimäärade tõstmisega, julgustab tarbijaid laene andma või soodustaks see just erasäästu? Või on majanduskasvu soodustav poliitika kõige tõhusam meetod erasäästude suurendamise jaoks? (Loayza 2000)

Kriisidest väljumiseks ning majanduse taastumiseks on vaja massiivseid investeeringuid kapitali produktiivsuse suurendamiseks. Nende investeeringute tegemiseks on finantseerimisallikaks antud piirkonna sisemised säästud ning riigivälised säästud, väliste finantseeringute näol. Peale majanduskriisi on välisinvesteeringute leidmine pigem keeruline, eriti Euroopas, sest enamus arenenud riikidest Euroopa Liidus on relatiivselt sügaval võlas peale enda finantssektorite päästmisest 2008. ja 2009. aasta majanduskriisist. Antud tingimustes on kodumajapidamiste säästud eriti olulised riigi majanduslikuks taastumiseks. (Niculescu-Aron, Mihaescu 2012)

Peamiseks säästmisega tegelevaks agendiks riiklikus majanduses on kodumajapidamised. Aastal 1983 USA Föderaalreservi läbiviidud küsitluses leiti, et 43% vastanutest säästab selleks, et olla valmis õnnetusteks, 29% vastanutest selleks, et osta midagi perele, 15% vastanutest selleks, et säästa pensionieaks ning 7% küsitluses osalenutest vastasid investeeringute tegemiseks. (Carroll 1997) Kodumajapidamiste säästumäär sõltub aga keerukatest majanduslikest, ühiskondlikest, demograafiliselt ning kultuurilistest tingimustest. Kodumajapidamiste säästmis- ja tarbimisharjumused omavad tähtsat rolli majanduse stabiilsuse tagamises, et vältida liialt suuri kõikumisi. Makroökonomilisel tasandil on majapidamiste säästud olulised ettevõtete investeeringute rahastamiseks ning riigieelarve defitsiidi katteks. Mikroökonomilisel tasandil säästude vähendamine alandab rahvastiku elustandardit, eriti pensionile jäävate või jäänud inimeste puhul. (Niculescu-Aron, Mihaescu 2012) Mikro tasandil on kodumajapidamiste säästude

olemasolu tarvis ka selleks, et hoida tarbimise taset aegadel, kui sissetulek on madalam või katkenud, näiteks töötuse, vigastuse või pensionile jäämise korral, säästud pakuvad isikutele ohutust tuleviku ebakindluste eest (Zhuk 2015)

## 1.1. Teoreetilised lähenemised

Kirjanduses on kaks põhilist majandusteaduslikku teooriat säästude kohta – elutsükli teooria ning püsiva sissetuleku hüpotees. Elutsükli teooria kohaselt majanduslik käitumine erineb noorte ja vanema ealiste korral. Suur hulk noori, kes ei ole veel tööle asunud vähendab säästumäära, sest vanemad peavad suunama suure osa sissetulekust laste kasvatamisesse. Eluea pikenemise korral säästumäärad aga kasvavad tööga hõivatud eluaja jooksul, selleks et säilitada elustandardit pensionieas. Sellest tulenevalt vananevas ühiskonnas säästumäärad vähenevad, kuna vananedes säästmine ja sissetulek väheneb ning pigem tarbitakse olemasolevate säästude arvelt. (Niculescu-Aron, Mihaescu 2012)

Enamus säästumäära majanduslikust teooriatest põhinevad diskonteeritud kasulikkuse mudelil, mis väidab, et tulevased sissetulekud on praegusel hetkel väärt vähem kui hetkelise perioodi omad. Majandusteadlane Keynes eeldas, et säästmismotiivid muutuvad väga aeglaselt ning säästumäär on pikaajaliselt stabiilne. Ta tõi välja kaks näitajat säästumäära kirjeldamiseks: tarbimisharjumus ning likviidsuse eelistamine, ehk kui suures summas soovitakse hoida tagavara raha. (Devaney, Anong, Whirl 2007) Keynes (1936) tõi välja kaheksa peamist motiivi kodumajapidamiste säästmiseks, milleks on:

- 1) hoida rahalised reservi negatiivsete tuleviku sündmuste katteks;
- 2) garanteerida stabiilseid kulutusi pensionieas, kui tulud vähenevad;
- 3) teenida intressitulu;
- 4) tulevikus tarbimist ja kulutusi suurendada;
- 5) saavutada kindlustunnet ning vabadust võimalusi aktsepteerida, ilma kindlate ideedeta;
- 6) potentsiaalselt alustada isiklikku äritegevust;
- 7) jätta pärandus;
- 8) rahuldada isiklikku ahnust, mis on kulutamissoovimatuse põhjuseks.



Keynes uskus, et isikud suurendavad tarbimist sissetuleku kasvades, kuid mitte võrdselt sissetuleku kasvuga. Tema esialgne lähenemine kirjeldab säästmist lineaarse funktsioonina sissetulekust (Keynes 1936; Muradoglu, Taskin 1996). Vastandlikult Keynesi teooriale on psühholoogilised lähtekohad säästmise kohta leidnud, et eelistused ei ole fikseeritud. Leitakse, et indiviidide säästmine sõltub nende võimalustest ja tahtest säästa, mida omakorda mõjutavad ootused ja sisemine tunnetus tuleviku kohta. (Devaney, Anong, Whirl 2007)

### **1.1.1 Püsiva sissetuleku hüpotees**

Friedmani (1957) püsiva sissetuleku teooria väidab, et kindlates olukordades, tööeline populatsiooni võib otsustada suurema osa sissetulekust säästa, selleks et kompenseerida suhtelist sissetuleku langust peale pensionile jäämist. Friedmani püsiva sissetuleku hüpotees tuleneb lihtsast eeldusest, et isikud soovivad tarbimist elu jooksul ühtlustada ning vältida muutusi tarbimises, kui esinevad ootamatud muutused tuludes. Friendman väidab, et isiku tarbimine teatud hetkel sõltub lisaks hetkelisest sissetulekust ka oodatavast sissetulekust tulevastel aastatel.

Antud hüpotees eristab sissetuleku püsiva ja ajutise osa säästumäära kujundajateks. Püsiv sissetulek on defineeritud kui oodatud pikaajaline sissetulek teatud planeeritud perioodil, mil hoitakse stabiilset tarbimismäära, arvestades jõukuse taset antud hetkel. Ajutine sissetulek on tegeliku ja püsiva sissetuleku vahe ning eeldatakse, et ratsionaalsed isikud ei kasuta antud osa tarbimiseks, seega peaks esinema marginaalne kalduvus ajutise sissetuleku kokkuhoiuks. Püsiva sissetuleku hüpoteesi testimiseks ja selle säästumäära kujunemise selgitamiseks tehtud empiirilised uuringud keskenduvad peamiselt algsele isiku jõukusele ning marginaalsetele kalduvustele püsivast ja ajutisest sissetulekust säästmisele. Kuid antud uuringute tulemused on lahknevad nii arenenud- kui ka arenguriikides ning ühtset kinnitust hüpoteesi kehtimisele teadusmaailmas ei ole. (Muradoglu, Taskin 1996)

### **1.1.2 Elutsükli hüpotees**

Elutsükli hüpoteesi kohaselt majanduslik käitumine erineb noorte ja eakate ning täiskasvanute vahel. Suur noorte osakaal ühiskonnas, kes ei ole veel tööga alustanud, alandab säästumäära, kuna eeldatavasti vanemad suunavad suure osa oma sissetulekust laste kasvatamisele. Samas keskmise eluea pikenemine sunnib suurendama säästumäära tööelistes isikutes, selleks et säilitada tarbimistaset ja elustandardit mitteaktiivses eluperioodis. Sellest tulenevalt eakate osakaalu suurenemine rahvastikus on võrdne säästude vähendamisega riigis, kuna antud segment elab

säästude arvelt või säästab väga väikesel tasemel. Majanduslikust vaatepunktist on eakate roll aga väga tähtis, olles osa rahvast, kes tarbib säästude arvelt, mis kogunesid aktiivse eluea jooksul ning panustavad seega majanduslikku stabiilsusse. (Ando, Modigliani 1963)

Enamus kodumajapidamiste säästumäära uuringud võtavad aluseks Modigliani elutsükli hüpoteesi ning selle variatsioone, et aru saada säästumäära dünaamikast. Hüpotees põhineb ratsionaalsel tarbijal, kes proovib maksimeerida enda heaolu eelarve piiranguga situatsioonis. Hüpotees eeldab lõpliku eluaega, mille lõpuaastatel on pensioniiga ning jagab vastavalt inimeste elu eelnimetatud perioodidesse. Sellisel kujul elutsükli põhinev mudel selgelt selgitab demograafiliste ja sissetuleku kasvu olulist rolli kodumajapidamiste säästumäära kujunemisel. (Precious, Asrat 2014)

Elutsükli hüpotees esitab künka-kujulise säästumäära kuju inimese eluea jooksul, kus noortematel ja eakatel eluaastatel kirjeldab madal säästmine ning elu nii-öelda keskmises osas säästetakse kõige rohkem. Vaidlustatakse ka, et nooremad ja vanemad inimesed on vähem produktiivsemad, mistõttu neil on väiksem või koguni puudulik sissetulek ja sellest tulenevalt kipuvad nad vähem säästma. Teisest küljest tööealised isikud on produktiivsemad ning neil on suurem sissetulek, mille arvelt tuleviku jaoks säästa. Lisaks toob hüpotees välja ka sissetuleku kasvu olulise rolli säästumäära kujunemisel, selgitades et kodumajapidamiste sissetuleku kasvu suurenedes suureneb isikute ning seeläbi ka agregeeritud säästumäär. (Precious, Asrat 2014)

### **1.1.3 Puhvervaru säästmine**

C. D. Carroll (1997) vaidlustab, et tüüpilise majapidamiste säästmist kirjeldab paremini puhvervaru säästmise lähenemine, kui traditsioonilised elutsükli ja püsiva sissetuleku mudelid. Puhvervaru käitumine esineb, kui tarbijad olulise sissetuleku kindlusega on piisavalt mittekannatlikud. Traditsioonilises lähenemises tarbimise kasvu määrab tarbijate eelistused. Puhvervaru lähenemine eeldab, et tarbijad suurendavad tarbimist vastavalt kodumajapidamiste sissetuleku kasvule, eelistustele vaatamata.

Puhvervaru säästmine põhineb elutsükli ning püsiva sissetuleku mudelitel, kus tarbijatel esineb veel lisaks ka sissetuleku ebakindlus, kuid nad on ka ettevaatlikud, ehk motiveeritud mõtlema tulevastele olukordadele ja situatsioonidele. Eelnevalt nimetatud mittekannatlikkus väljendub selles, et kui tarbijad teaksid enda tulevast sissetuleku suurust, tarbiksid nad hetkel rohkem kui

nende praegune sissetulek. Sellistel tingimustel tarbijatel on soovitud rikkuse ja püsiva sissetuleku suhe, kui rikkus on alla soovitud taseme siis ettevaatav säästumotiiv domineerib kannatamatust ning tarbija eelistab säästa. Kui aga rikkus on üle soovitud taseme, kannatamatus ületab ettevaatlikkust ning tarbija säästmine väheneb. (Correll 1997)

## **1.2. Madal kodumajapidamiste säästumäär**

Kodumajapidamiste säästumäär languse kohta on kolm vaadet. Esimene neist keskendub pikaajalisele majanduskasvule, leitakse, et madal säästumäär on pigem negatiivne ning viitab ohtlikult madalale kapitali akumulatsioonile. Makrotasandil suureneb sõltuvus ebakindlast ja muutlikust väliskapitalist, mikrotasandil arvestatakse, et majapidamised ei säästa piisavalt pensionieaks ja muudeks ootamatuteks olukordadeks, mis põhjustab suuri majanduslikke probleeme nende esinemisel või kohale jõudmisel. (Gale *et al.* 1999)

Teine vaatepunkt keskendub lühiajalisele agregeeritud nõudlusele ning leiab, et madal säästumäär on majandusele positiivne ning ei soovi säästumäär tõusu. Antud vaate pooldajad väidavad, et säästumäär langus on aidanud kaasa USA jõulisele majanduslikule kasvule ning üldisele majanduskasvule kogu maailmas. Mida suurem osa sissetulekust säästetakse, seda vähem jääb raha tarbimiseks ning tarbimise vähenemine aeglustab ka majanduskasvu. Muretsetakse, et kui kodumajapidamised jällegi rohkem säästma hakkavad jääb USA ning maailmamajanduse kasv palju aeglasemaks. (Gale *et al.* 1999)

Kolmas vaade väidab, et standardsed meetodid agregeeritud säästudeks seonduvad väheselt kontseptsioonidega, mis on toodud välja majanduslikes mudelites ja analüüsides. Leitakse, et empiirilised meetmed säästmise hindamiseks on olemuslikult tabamatu ja sageli meelevaldne ning erinevate majanduslikke olukordade hindamiseks on vaja analüüsida erinevaid lähenemisi säästmisele. Antud vaade väidab, et järeldusi ei tohiks teha ainuüksi agregeeritud säästudele tuginedes, kuna erasäästmine on sisuliselt isikupõhine. (Gale *et al.* 1999)

### 1.3. Säästumäärade mõjutavad tegurid

Säästmismäär on pikemat aega uuringute sihiks olnud nii teoreetiliste kui ka empiiriliste tööde puhul. Seega on tekkinud ajalooliselt väga palju erinevaid näitajaid, mis teooria kohaselt võiksid mõjutada kodumajapidamiste säästumäära. Esimeseks teguriks on kodumajapidamiste sissetulek ning selle kasv, eelduste kohaselt sissetuleku kasvades suureneb ka kodumajapidamiste säästumäär. Tulenevalt eeldusest, et ratsionaalses tarbijal on marginaalne kalduvus säästa, peaks sissetuleku suurenedes säästmine samuti kasvama. (Loayza et al 2000) Teooriaga vastavuses olevad empiirilised uuringud toetavad tugevat seost majanduskasvu ning säästumäära vahel riikide tasandil. On märgatud, et kiire kasvuga majandused nagu Hiina, India, Indoneesia, Lõuna Korea ja Tai, näitavad ka kõrget kodumajapidamiste säästumäära. Kesk-Aafrikas ja Lõuna Ameerikas on aga säästumäär üldiselt madal ning esineb ka aeglane majanduskasv. (Samantaraya, Patra 2014)

Teiseks oluliseks mõjuriks säästumääradele on näitajad seotud tootlikkuse ja ebakindlusega. Nominaalne intressimäär on teooria kohaselt ilma mõjuta ning seda kinnitavad ka osad läbiviidud paneelaruandmete analüüsid. Elutsükli hüpoteesi on samuti täiendatud reaalinintressimääraga, kuid puudub ühine järeldus ja kokkulepe selle mõjust säästumääradele, tulenevalt vastuolulistest asendus- ja sissetulekuefektidest. Asendusefekti kohaselt reaalinintressimäär tõustes säästumäär samuti tõuseb, kuna tarbija vähendab tarbimist hetkel, kuna investeeritud säästused oleksid tulevikus rohkem väärt. Sissetulekuefekti kohaselt reaalinintressimäär kasv vähendab säästmist, kuna tarbijad eeldavad suuremat sissetulekut tulevikus. (Precious, Asrat 2014)

Ebakindlus tuleviku suhtes on oluline ajend kodumajapidamistel säästmiseks ning kuna peamine sissetuleku allikas majapidamistel on palgatulu, on peamiseks ebakindluse näitajaks töötus ja kindlus isiku tööpositsioonis. Eelduste kohaselt peaks oodatud töötuse suurenemine suurendama ka säästumäära ning vastupidi, juhul kui ühiskonnas on töötuse määr kiirelt kasvamas tekib ka tööd omavatel isikutel ebakindlus tuleviku suhtes ning otsustatakse suurema osa sissetulekust säästa. Kuid eeldustele vaatamata on jõutud erinevate tulemusteni ning ühist järeldust ei ole ebakindluse suhtes tehtud. Lisaks tuleb töötuse mõju uurimisel arvestada ka töötute toetustega, mis enamuses arenenud riikides kehtivad ning võivad antud uuringuid mõjutada. (Engen, Gruber 2001)

Ebakindlust tuleviku suhtes võib põhjustada ka suur kõikumine inflatsioonis, kõrge oodatav inflatsioon võib sundida inimesi rohkem tarbima kuna säästud kaotaksid kiiremini väärtust. Samas võib kõrge inflatsiooni tähendada ka muid muutusi ja üldist halba juhtimist majanduskeskkonnas ning riskikartlikud isikud hakkaksid pigem rohkem säästma ebakindluse suurenemisest. Kuna inflatsioon on tihedalt seotud valitsuste majanduslike otsustega võib selle asemel uurida mõjuritena käsitleda ka avaliku sektori sääste ning riigieelarve ülejääki või defitsiiti. Empiirilistes uuringutes on jõutud erinevate tulemusteni inflatsiooni mõjus kodumajapidamiste säästumääradele ning ühine konsensus puudub. (Kaplan, Schulhofer-Wohl 2017)

Rahvastiku vananemine mängib olulist rolli kodumajapidamiste säästumäära kujunemisel. Euroopas on pikemat aega valitsenud sündimuse langus ja keskmise eluea pikenemine, mis tõenäoliselt on viinud ja viib ka edasisele pensionikulude olulise tõusuni ning mõned peavad seda vananemise kriisiks. Vaidlustatakse, et ainus viis kriisi peatamiseks või aeglustamiseks on läbi suurte reformide pensioniprogrammides, nimelt liikuda käimasolevatest riiklikult rahastatavatest pensioniskeemidest eraisikute poolt rahastatavate tööandjapensionide ja isiklike pensioni plaanide peale. *Federal Trust* ning Maailmapank väidavad, et pensionide erastamine suurendab riikide kokkuhoidu, produktiivseid investeeringuid ning majanduslikku kasvumäära. Vananev ühiskond peaks seega olema positiivselt seotud kodumajapidamiste säästumääraga. (Hughes 2000)

Kodumajapidamiste säästumäära Hiinas läbiviidud pensionireformikohta tuvastati, et säästumäär suureneb 4% kui perepea on vanuses 20 kuni 30, kuna muutus ajutises sissetulekus motiveerib neid rohkem säästma riskantses keskkonnas. Viiekümnendates ja vanemates eluaastates perepeadega majapidamised hakkasid säästma 6-8% võrra rohkem, ning nendest nooremad säästavad keskmiselt 5% rohkem. Seega järeldatakse, et pensionisüsteemid võivad selgitada suurt kodumajapidamiste säästumäära kasvu Hiinas, mõju on suurem noorte ja eakate majapidamiste puhul. (Chamon, Prasad 2013)

## 1.4. Varasemad empiirilised uuringud

Niculescu-Aron ja Mihaescu (2012) kasutasid säästumäära modelleerimiseks andmeid järmistest andmebaasidest: World Economic Outlook Databases; OECD Economic Outlook ja EUROSTAT. Andmed on organiseeritud paneelandmeteks, millest tulenevalt on võimalik analüüsida näitajaid riikide kaupa erinevatel aastatel. Antud tüüpi analüüs lubab kasutada põhjalikumat modelleerimist ja testimist, kui aegridadel põhineval. Paneelandmete analüüsi metoodika peamisteks eelisteks on: (Baltagi 2005 Niculescu-Aron, Mihaescu 2012;)

- paneelandmete analüüsil on võimalik välja tuua individuaalseid nähtusi riikide põhjal, mida aegridade ja ristanndmete ökonomeetrisel analüüsil ei ole võimalik eristada;
- oht saada kallutatuid hinnanguid väheneb;
- paneelandmete analüüsiga saab rohkem informatsiooni;
- võimalik eristada staatilisi efekte dünaamilistest;
- väheneb multikollineaarsus muutujate vahel;
- suurendab vabadusastmete arvu ja kaudselt ka testide täpsust ning seega suurendab usaldust tulemuste vastu.

Majanduslik keskkond, läbi makroökonomilise tasakaalu olemasolu või puudumise ning eelarve- ja sotsiaalpoliitika mõjutavad säästumäära. Madal inflatsioon on peamine makroökonomiline eesmärk enamuse Lääneriikide jaoks, sest kõrgel inflatsioonil on suur majanduslik kulu, mille hulgas ka kestvuskasutuste kasutamise suurendamine säästude arvelt. Korrelatsioon inflatsiooni ning säästumäära vahel on ebamäärane. Sõltuva tunnuseks kasutati agregeeritud kodumajapidamiste säästumäära ning sõltuvateks tunnusteks olid SKP kasv, pikaajaline intressimäär, inflatsioon, eakate ülalpeetavate suhe, oodatav eluiga ning protsent maaelanikkonnast. (Niculescu-Aron, Mihaescu 2012)

Fikseeritud efektiga grupisine mudel tuvastas, et majanduskasvu ning säästumäära vahel oli negatiivne seos, 1% kasv SKT-s langetas kodumajapidamiste säästumäära 0,33% võrra. Inflatsioon mõjutab säästumäära positiivselt, kus 1% tõus viib 0,01% kasvuni säästumääras. Intressimäär on mudelis esitatud ühe aastase viitajaga ning mõjutab säästumäära järgnevalt: 1% kasv möödunud aasta intressimääras suurendab säästumäära 0,42% võrra. Maaelanikkonna osakaal avaldas samuti positiivset mõju, säästumäär kasvab 0,73% kui antud osakaal suureneb 1% võrra. eakate ülalpeetavate suhe ning oodatav eluiga ei mõjutanud säästumäär statistilise olulisusega. (Niculescu-Aron, Mihaescu 2012)

Aastatel 1995-2004 Hiina kodumajapidamiste säästumäärä uurinud artikkel kasutades elutsükli mudelit ning paneelandmeid Hiina provintsidest leidis, et Hiina majapidamiste säästumäär on olnud kõrge ja kasvavas trendis. Peamisteks mõjuriteks nii ajas kui ka asukohas on viitega säästumäär, sissetuleku kasvu kiirus, reaalintressimäär ning mõningatel juhtudel inflatsiooni määr. Lisaks leitakse, et muutujad seotud rahvastiku vanusestruktuuriga mõjutavad majapidamiste säästumäärä vaid ühes neljast valimist. (Horioka, Wan 2007)

Empiirilised tulemused pakuvad erinevat toetust elutsükli hüpoteesile, tulenevalt positiivsest ja märkimisväärsest sissetuleku kasvu koefitsiendist, mis toetab elutsükli hüpoteesi, kuid demograafiliste muutujate tulemused pigem ei toeta elutsükli hüpoteesi. Mõningal määral leitakse toetust ka püsiva sissetuleku hüpoteesile mõjuka ja positiivse intressimäärä koefitsiendiga ning inertsi ja jätkuvuse olemasoluga. Autorite arvates Hiina kodumajapidamiste säästumäär jääb säilib kõrgena seni kuni majanduskasvu määr on kõrge. Autorid toovad välja, et on ka hulga tegureid, mida tehtud analüüsis ei olnud võimalik kasutada, tulenevalt andmete piirangutest. Nimetatud on järgmised tegurid: laenupiirangud, ennetav säästmine, päranduse motiivid, sissetuleku jaotumine, vanaduspensionid, tervisekindlustus ning muud sotsiaalkindlustusprogrammid. (Horioka, Wan 2007)

N. Levenko (2020) läbiviidud uuring kodumajapidamiste säästumäärä kohta Euroopa riikide põhjal modelleerib antud näitajat 1996-2017 aastatel, kasutades aastaseid paneelandmeid Austria, Belgia, Küpros, Tšehhi, Taani, Eesti, Soome, Prantsusmaa, Saksamaa, Ungari, Iirimaa, Itaalia, Läti, Leedu, Holland, Poola, Portugal, Slovakkia, Sloveenia, Hispaania, Rootsi ja Ühendkuningriikide kohta. Andmete puudumise tõttu olid mudelist eemaldatud järgmised Euroopa Liidu riigid: Horvaatia, Kreeka, Malta ja Rumeenia. Lisaks on eemaldatud ka Bulgaaria ja Luksemburg, kuna nendel riikidel on palju kõrvalekaldeid.

Mudelis on sõltuvaks muutujaks kodumajapidamiste säästumäär, mis on mõõdetud protsendina majapidamiste sissetulekust, ning sõltumatuteks muutujad: muutus tööpuuduses, muutus tööpuuduse ootustes, muutus kodumajapidamiste sissetulekutes, muutus krediidi kättesaadavuses, muutus reaalses intressimääras ning muutus inflatsioonis. Lisaks on mudelis ka viitajaga sõltuv muutuja, et sisse arvestada teooriast tulenevat kodumajapidamiste säästmise inertsi, kõik seletavad tunnused mudelis on esitatud esimesel diferentsil. Mudel näitas tugevat seost viitajaga säästumääräle, tõestades inertsi esinemist, tööpuuduse muutusele, tööpuuduse muutus ootusele

ning sissetuleku kasvule. Statistiliselt ebaoluliseks kujunesid krediidi kättesaadavus, muutus reaallintressis ning muutus inflatsioon. (Levenko 2020)

Moradoglu ja Taskini (1996) läbiviidud uuring kodumajapidamiste säästumäära modelleerimisel järeldas, et säästumäära mõjurid ei ole võrdsete hinnangutega ning isegi kordajate suunad erinesid arenenud ja arenguriikides ning vastupidi. Autorid järeldasid, et säästumäära mõjutavaid poliitikaid moodustades peaks arvestama ka riigi arengutaset. Leitakse, et standardselt suurendavad säästumäära kõrgemad ja kiiresti kasvavad kodumajapidamiste sissetulekud, madalamad reaallintressid inflatsioonimäärad on efektiivsed ainult arengumaades.

Callen ja Thimanni (1997) uuring käsitles 21 OECD riigi andmeid, rakendades fikseeritud efektiga mudelit tuvastati, et avalik ning ettevõtete sääst, majanduskasv ning demograafilised näitajad olid kõige olulisemad tegurid kodumajapidamiste säästumäära kujunemisel. Samas leiti, et inflatsioon, töötuse määr, finantsregulatsioonide vähendamine ning reaallintress olid vähemtähtsad tegurid. Lisaks tuvastati, et maksusüsteem, sotsiaalseid toetused ning heaolu programmid on samuti olulised tegurid kodumajapidamiste säästmiskäitumiste selgitamiseks.



## **2. KODUMAJAPIDAMISTE SÄÄSTUMÄÄRA MODELLEERIMINE**

Käesolevas peatükis viiakse läbi paneelandmete analüüs kodumajapidamiste säästumäära modelleerimiseks, tuginedes eelnevalt väljatoodud teoreetilisele taustale ning varasemalt läbiviidud empiirilistele uuringutele. Kuigi säästumäära võib vaadata nii mikro kui ka makro tasandil keskendub antud bakalaureusetöö agregeeritud kodumajapidamiste säästumääradele, ehk makrotasandile. Töös kasutatakse vastavaid näitajaid kõikide võimalike Euroopa riikide kohta, juhul kui vajalikud andmed puuduvad jäetakse vastav riik valimist välja. Kasutatav ajaperiood sõltub sammuti andmete olemasolust. Andmeid korrastatakse programmis MS Excel ning paneelandmete analüüs viiakse läbi andmetöötlusprogrammis GRETL.

### **2.1. Andmete kogumine ja korrastamine**

Esialgelt kavatses autor koguda andmeid kõikide Euroopa Liidu riikide kohta, mis ametlikult 2021. aasta seisuga hoomaks järgmiseid riike: Austria, Belgia, Bulgaaria, Eesti, Hispaania, Horvaatia, Iirimaa, Itaalia, Kreeka, Küpros, Leedu, Luksemburg, Läti, Holland, Malta, Poola, Portugal, Prantsusmaa, Rootsi, Rumeenia, Saksamaa, Slovakkia, Sloveenia, Soome, Taani ja Tšehhi. Tulenevalt andmete olemasolust on valimisse lisatud ka Ühendkuningriigid ja Norra, kuna majanduslik käitumine antud riikides on autori hinnangul küllaltki sarnane teistele Euroopa riikidele. Lisaks eeldab autor, et osadel Euroopa Liidu riikidel on mõne kasutatava näitaja andmed puudu või poolikud ning seega on lisatud riikide kasutamine otstarbekas, selleks et parandada analüüsi täpsust ja usaldatavust.

Tulenevalt teema püstitusest on peamiseks vaatluse all olevaks teguriks kodumajapidamiste säästumäär, näitajat mõõdetakse protsendilise osakaaluna majapidamiste sissetulekust teatud perioodi jooksul, antud juhul aasta. Andmed pärinevad Eurostat andmebaasist tabelist NASA\_10\_KI, kaasatud on ka mittetulundusühingud, mis käituvad teooria kohaselt sarnaselt kodumajapidamistele ja on seetõttu ka kasutatavate andmete sisse jäetud. Andmed ulatuvad tagasi aastasse 1950 ning on saadaval kvartaalselt ning aastaselt, autor otsustab kasutada aastaseid

andmeid, eeldusel et teised töös kasutatavad selgitavad tunnused ei pruugi saadaval olla kvartaalselt. Enamus Euroopa riikide andmed algavad andmebaasis alles 1995. aastast. Valimist on eemaldatud andmete puudumise tõttu Bulgaaria, Horvaatia, Kreeka ja Rumeenia. (Eurostat 2021)

Teoorias tuvastatud oluline tunnuseks on kodumajapidamiste sissetulek, mis on protsendilise muutusena võrreldes eelneva perioodiga toodud välja sammuti Eurostati tabelis NASA\_10\_KI, sarnaselt kodumajapidamiste säästumäärale. Saadaval on kodumajapidamiste sissetuleku muutus nominaal- ning reaalnäitajana. Autor otsustab kasutada reaalnäitajat, et vältida analüüsis inflatsiooni liigset mõju. Andmed on saadaval alates 1996. aastast kuni aastani 2019. (Eurostat 2021)

Inflatsiooni mõõtmiseks kasutatakse Euroopa komisjoni andmebaasist AMECO harmoniseeritud tarbijahinnaindeksit, mis on enamustel töös uuritavatel riikidel saadaval aastast 1995. Harmoniseeritud tarbijahinnaindeks on inflatsiooni indikaator, mille mõõtmist määrab Euroopa Keskpank, harmoniseeritus teeb väärtused riikide puhul ühtlaseks võrreldavateks ning baasaastaks on 2005. Töös kasutatakse vastava näitaja protsendilist muutust võrreldes eelmise perioodiga ning kuna esimesed andmed on saadaval aastast 1995 on võimalik väljendada näitaja muutust alates 1996. aastast (AMECO 2020)

Töötuse määramiseks kasutab autor töötuse määra Euroopa komisjoni AMECO andmebaasist, näitaja on esitatud protsendina kogu tööjõust riigis. Andmed AMECO kogumis pärinevad Eurostatist, ning koodiks on ZUTN. Andmed ulatuvad tagasi aastasse 1960, kuid antud töö raames kasutatakse andmeid perioodist 1995-2019. Selleks, et tagada analüüsi tulemuste ühist võrreldavust ja tõlgendust leiab autor ka töötuse määrale protsentuaalse aastase muutuse. (AMECO 2020)

Elanikkonna demograafilise mõju hindamiseks kasutatakse analüüsis üle 64 aastaste osakaalu rahvastikust. Andmed pärinevad sammuti AMECO andmebaasist, kust on võetud kõikide valimis olevate riikide kogu rahvastik aastatel 1995-2019, koodiga NPTD, ning üle 64 aastaste osa rahvastikust, kood NPON. Eakate osakaalu tuvastamiseks on viimase andmed olemas kuni aastani 2018, seega peab autor kogu valimist eemaldama aasta 2019. Selgitavate tunnuste ühildumiseks kasutatakse käesolevas uuringus protsendilist muutust aastas ka antud näitaja korral. (AMECO 2020)

## 2.2. Kasutatavate andmete kirjeldav statistika ja selgitamine

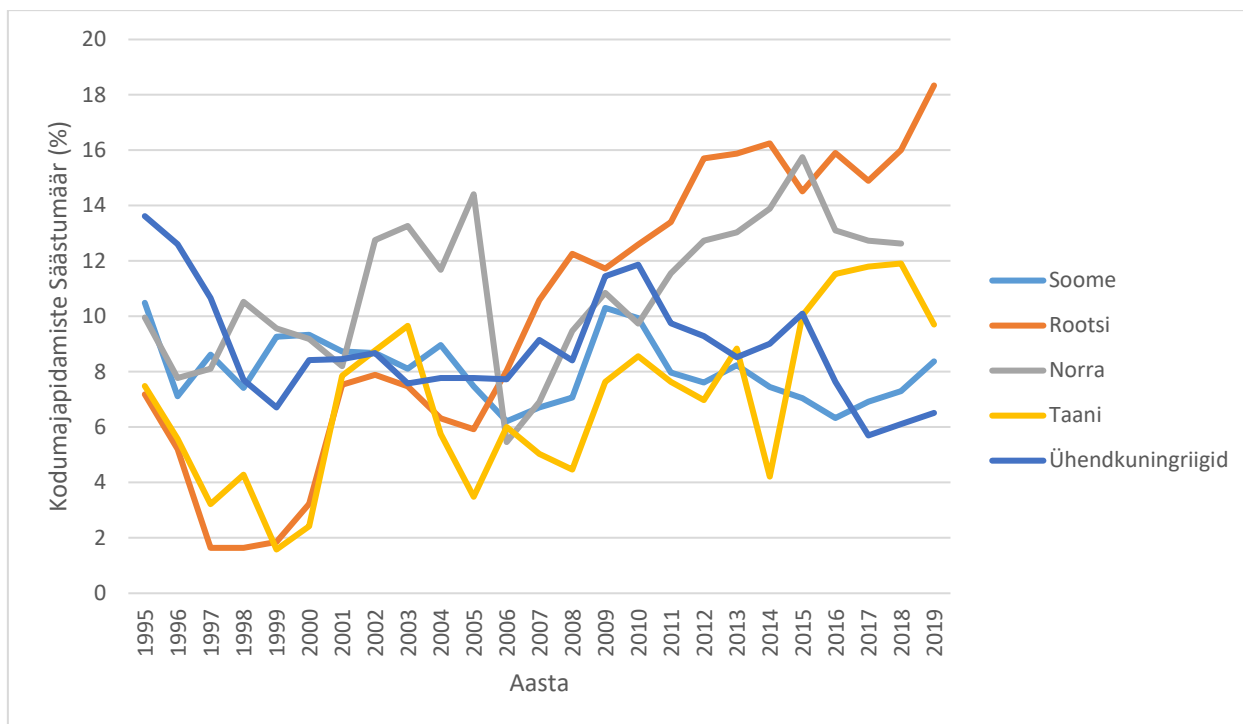
Käesolev peatükk tutvustab kasutatud agregeeritud andmeid, selleks et tulevases peatükis paremini aru saada analüüsi kulgemisest ning tulemustest. Tuuakse välja kasutatavate andmete kokkuvõtvaid näitajaid ning aegridade dünaamikat graafikute abil. Alljärgnevas tabelis on väljatoodud analüüsis kasutatavate andmete kirjeldav statistika, kõik näitajad on protsentides. Töö empiirilises osas kasutatakse lühendeid: SM – kodumajapidamiste säästumäär, RI – reaaltressimäär, KMP ST – kodumajapidamiste sissetulek, THI – tarbijahinnaindeks, TM – töötuse määr, 64+% - üle 64 aastaste osakaal rahvastikust, delta ( $\Delta$ ) tähistab näitaja muutust.

Tabel 1. Kasutatud näitajate kirjeldav statistika

Näitaja (%)	keskmine	mediaan	standardhälve	min	max
<b>SM</b>	10,20	10,64	5,27	-17,12	21,50
$\Delta$ RI	0,66	0,35	3,14	-11,80	25,30
$\Delta$ KMP ST	2,24	1,94	3,29	-13,79	20,02
$\Delta$ THI	2,62	2,04	2,86	-1,71	24,68
$\Delta$ TM	-0,57	-3,70	18,00	-30,94	145,50
$\Delta$ 64+%	1,30	1,30	1,22	-4,53	6,01

Allikas: Eurostat (2021); AMECO (2020), autori arvutuste põhjal

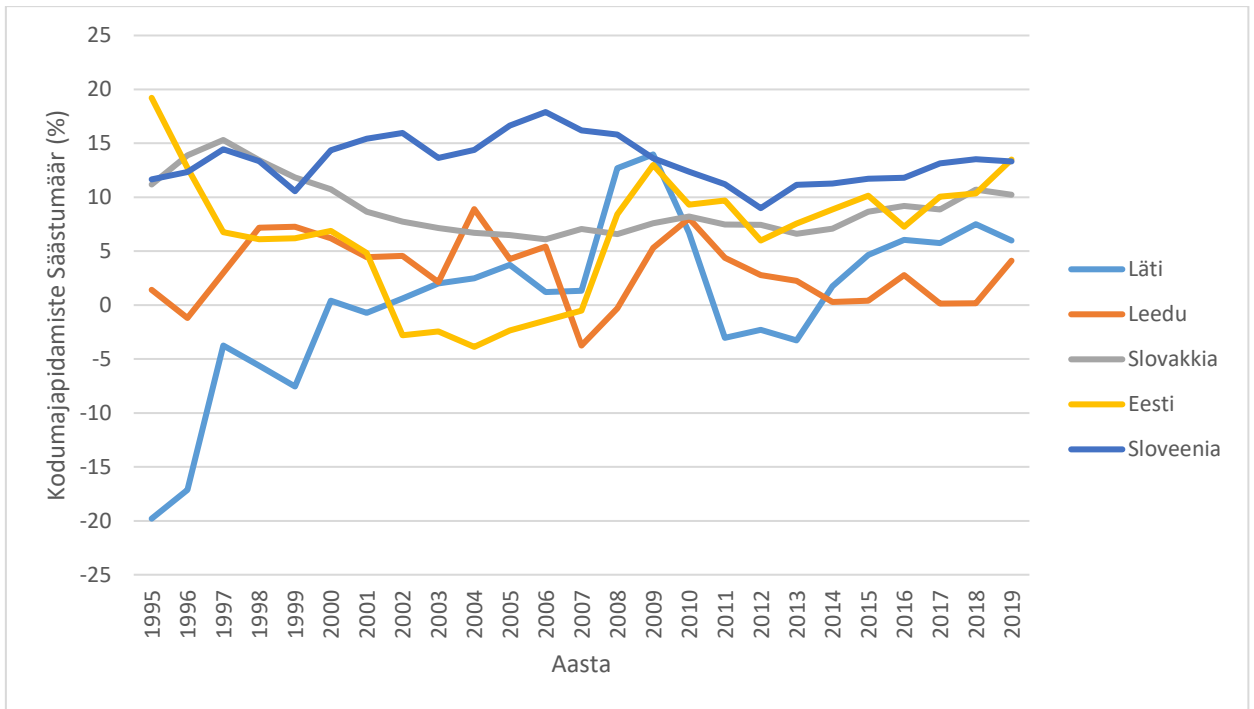
Keskmiseks kodumajapidamiste säästumääraks valitud Euroopa riikides aastal 1996-2018 on 10,20%, mediaaniks marginaalselt suurem 10,64% ning standardhälveks 5,27%. Kõige madalam kodumajapidamiste säästumäär -17,12% esines 1996. aastal Lätis ning suurim säästumäär 21,50% esines Luksemburgis aastal 2017 (Tabel 1). Säästumäära visualiseerimiseks kasutab autor riikide jagamist erinevate Euroopa geograafiliste piirkondade järgi. Alustades Põhja-Euroopast, kuhu kuuluvad Soome, Rootsi Norra, Taani ja Ühendkuningriigid. Alltoodud jooniselt on näha üldiselt positiivset trendi riikides peale Ühendkuningriigid, kus trend on olnud pigem negatiivne ning Soomes, kus säästumäär on püsinud pigem stabiilsem. Igas väljatoodud riigis on näha säästumäärade paari protsendipunktilist tõusu peale 2008. aasta majanduskriisi või selle ajal. Rootsi ning Norra aegridade puhul on näha jätkuvalt kasvu ka peale kriisi, samas kui ülejäänud riikides näitaja maandub. (Joonis 1)



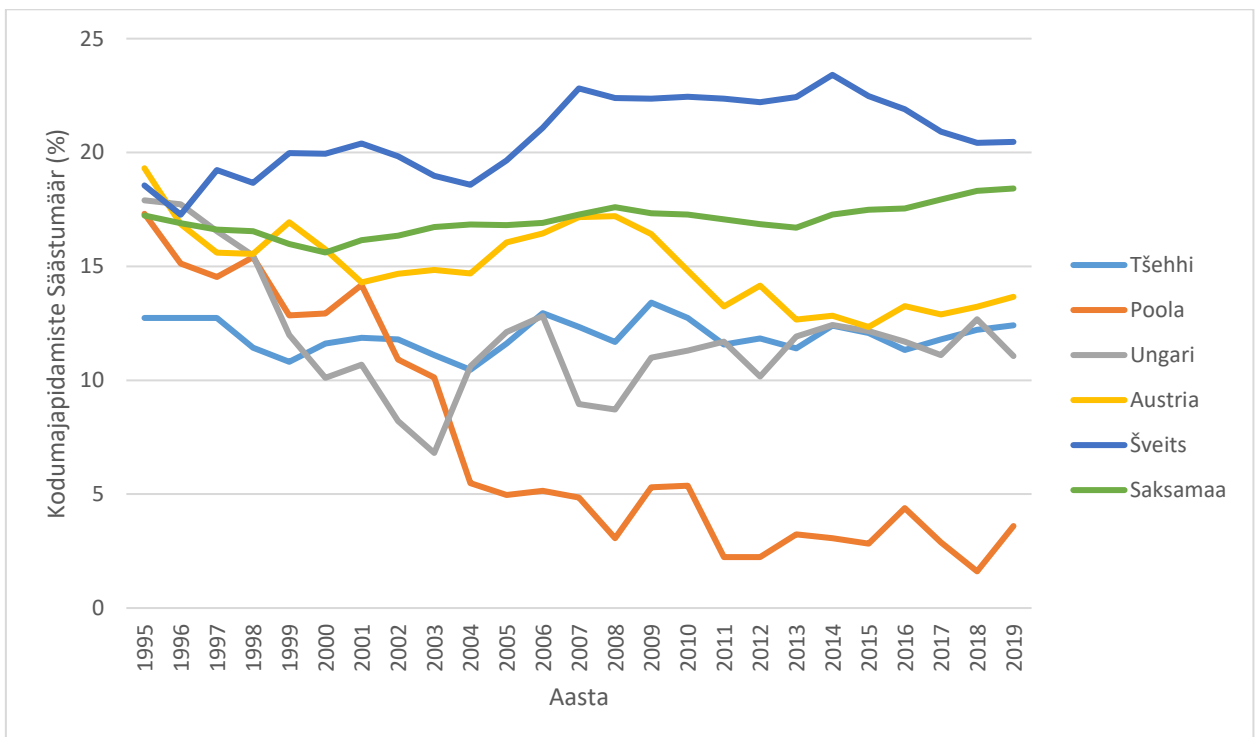
Joonis 1. Põhja-Euroopa kodumajapidamiste säästumäär protsentides 1995-2019  
Allikas: Eurostat (2021), autori arvutuste põhjal

Ida-Euroopa riikideks on liigitatud Eesti, Läti, Leedu, Slovakkia ja Sloveenia. Jooniselt ühtset trendi perioodi jooksul näha ei ole. Sloveenia kodumajapidamiste säästumäär on antud piirkonna suurim ning varieerub suhteliselt vähe vahemikus 10-15%. Suurimad kõikumised toimuvad Läti säästumääras ning kõikides riikides peale Sloveenia on märgata säästumäära kasvu kriisiperioodil, peale mida säästumäärad jällegi taanduvad. Keskmiselt on näha Ida-Euroopas madalamat säästumäära kui põhjamaade riikides. (Joonis 2)

Kesk-Euroopa riikide alla kuuluvad Tšehhi, Poola, Ungari, Austria, Šveits ja Saksmaa. Antud piirkonnas on näha keskmiselt kõrgema kodumajapidamiste säästumäära esinemist, kui Ida-Euroopas ning antud piirkonnas on üldiselt kõikumine väiksem. Kõrgeim säästumäär esineb Šveitsis, kus näitaja on püsinud terve perioodi jooksul, pigem stabiilselt ligikaudselt 20% juures, seletavate tunnuste puudumise tõttu on riik lõplikult valemist eemaldatud, kuid säästumäära kirjeldamiseks siiski välja toodud. Teiseks erandiks piirkonnas on Poola, kus kodumajapidamiste säästumäär on olnud langus trendis kogu perioodi jooksul. (Joonis 3)

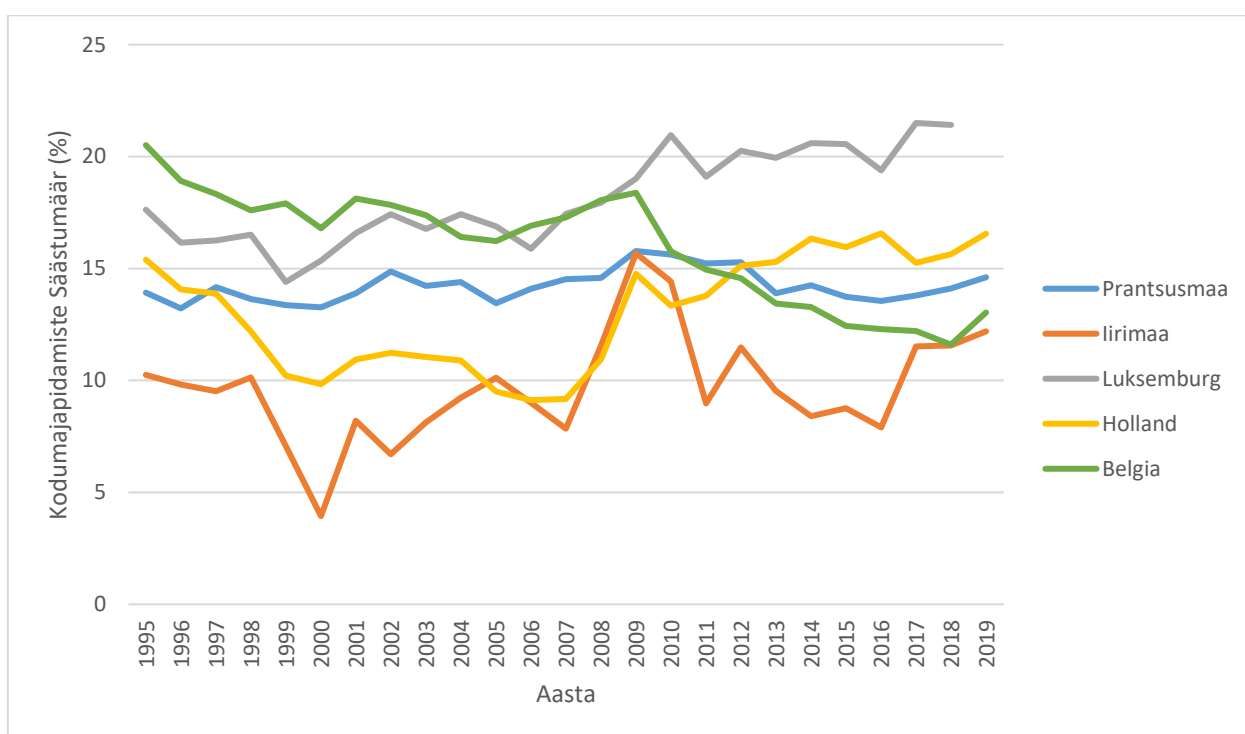


Joonis 2. Ida-Euroopa kodumajapidamiste säästumäär protsentides 1995-2019  
Allikas: Eurostat (2021), autori arvutuste põhjal



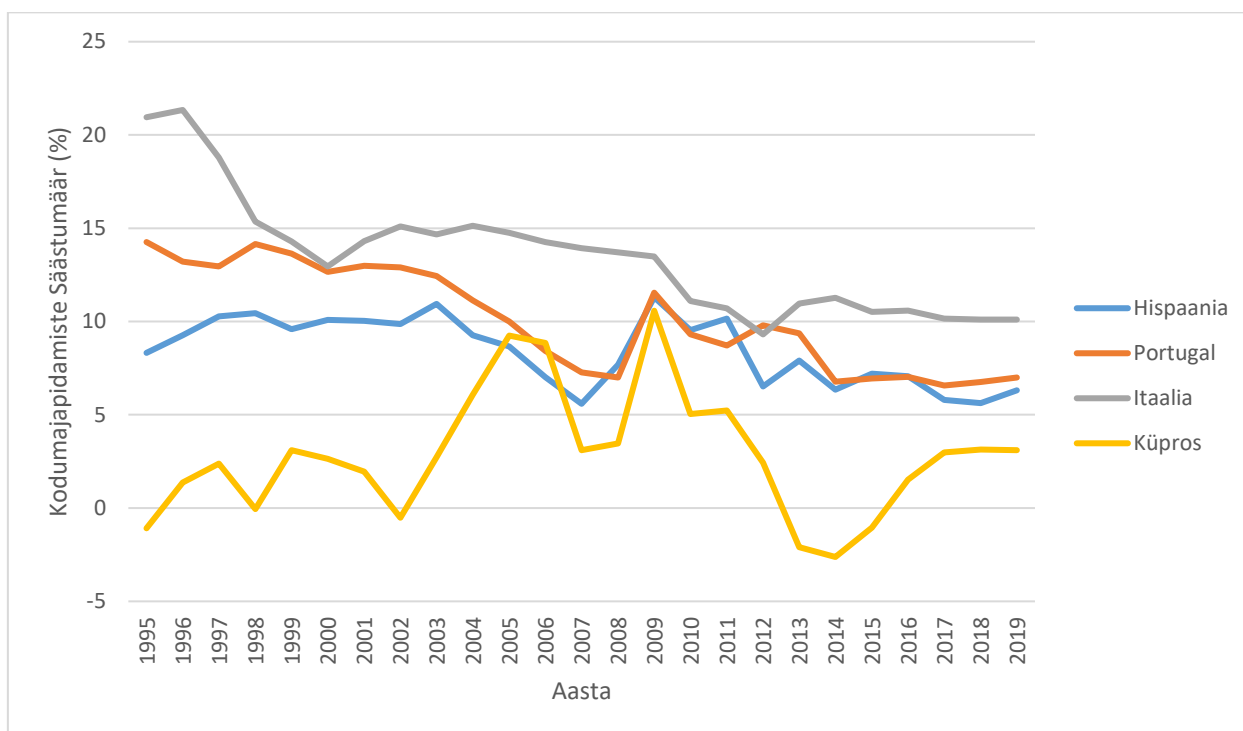
Joonis 3. Kesk-Euroopa kodumajapidamiste säästumäär protsentides 1995-2019  
Allikas: Eurostat (2021), autori arvutuste põhjal

Lääne-Euroopa riikide alla kuuluvad Prantsusmaa, Iirimaa, Luksemburg, Holland ning Belgia, piirkonna keskmiseks säästumääraks ligikaudselt 15%, mis on üks kõrgemaid piirkondade jaotuste hulgast. Piirkonna siseselt kõrgeim kodumajapidamiste säästumäär esineb Luksemburgis, kus näitaja on püsinud 20% juures kriisijärgsetel aastatel. Prantsusmaa kodumajapidamiste säästumäär on antud perioodi jooksul püsinud stabiilselt 14% lähedal ning kriis ei ole väga suurt mõju avaldanud. Suurimad hüpped on toimunud Irimaal ning Hollandis, mil mõlema riigi säästumäärad on tõusnud ligikaudselt 5%, Irimaal on säästumäär peale kriisi liikunud tagasi keskmise taseme suunas, kuid Hollandis on jäänud näitaja püsivalt kõrgemale tasemele. Belgias esines kõrge säästumäär kriisile eelnevalt ning hakkas langema peale kriisi möödumist. (Joonis 4)



Joonis 4. Lääne-Euroopa kodumajapidamiste säästumäär protsentides 1995-2019  
Allikas: Eurostat (2021), autori arvutuste põhjal

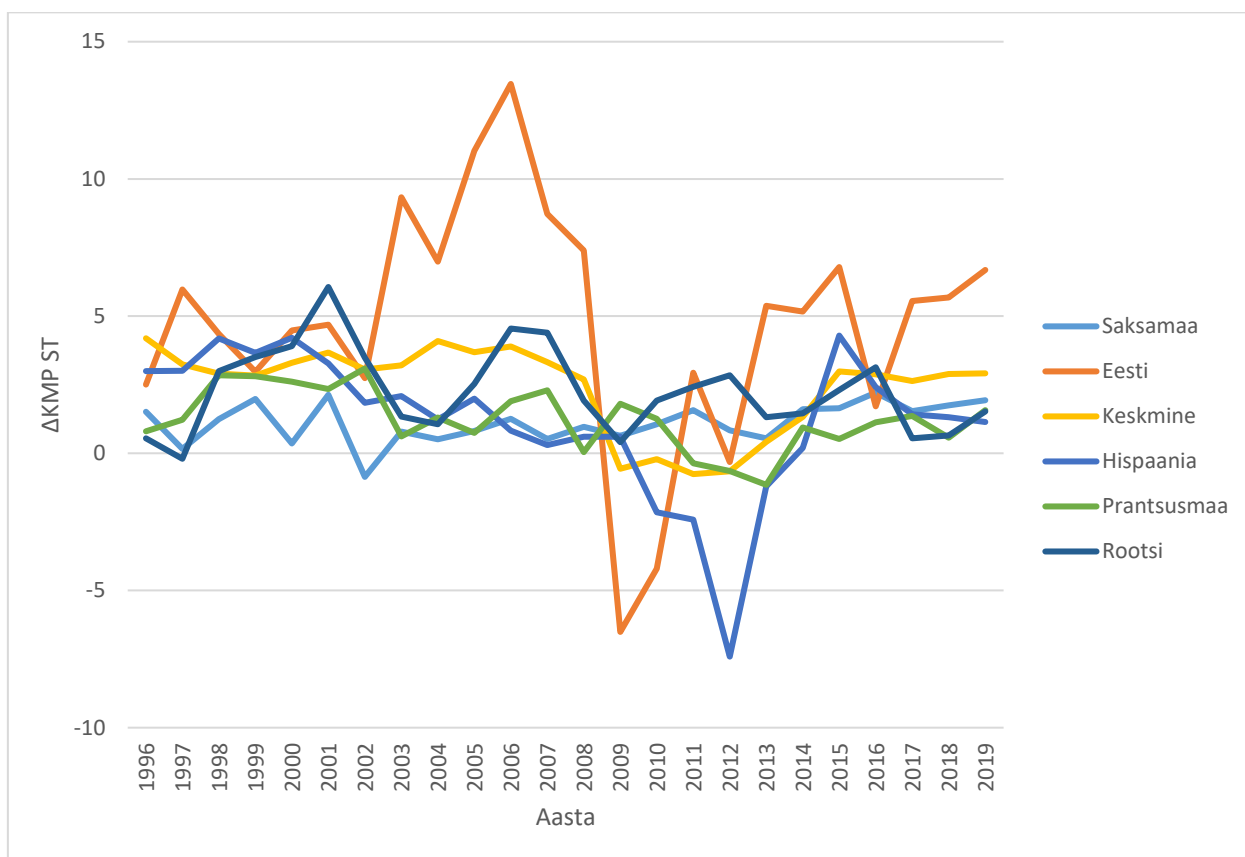
Lõuna-Euroopa riikide alla kuuluvad antud valimi puhul Hispaania, Portugal, Itaalia ja Küpros. Piirkonnas esineb pigem kodumajapidamiste säästumäära langus vaadeldud perioodil. Kõige kõrgem säästumäär esineb Itaalias, kus aastal 1995 oli näitaja üle 20%, kuid on perioodi jooksul langenud 10% peale. Kriisi ajal esines järsk ligikaudselt 5% kasv Portugali, Hispaania ning Küprose majapidamiste säästumäärades, peale mida on aga kõikide riikide säästumäärad olnud langustrendis. Erakordselt madal säästumäär esineb Küprosel, kus säästumäär on keskmiselt olnud 3% ligidal ning aeg-ajalt negatiivne. (Joonis 5)



Joonis 5. Lõuna-Euroopa kodumajapidamiste säästumäär protsentides 1995-2019  
Allikas: Eurostat (2021), autori arvutuste põhjal

Keskmine reaaliintressi muutus on Euroopa riikides olnud perioodi jooksul positiivne, suurenedes keskmiselt aastas 0,66%, muutuse standardhälbeks on 3,14%, kõige suurem reaaliintressimäär langus oli -11,80%, mis toimus 1996 aastal Eestis ning kõige suuremaks reaaliintressimäär kasvuks oli 25,30% 2009. aasta Lätis.

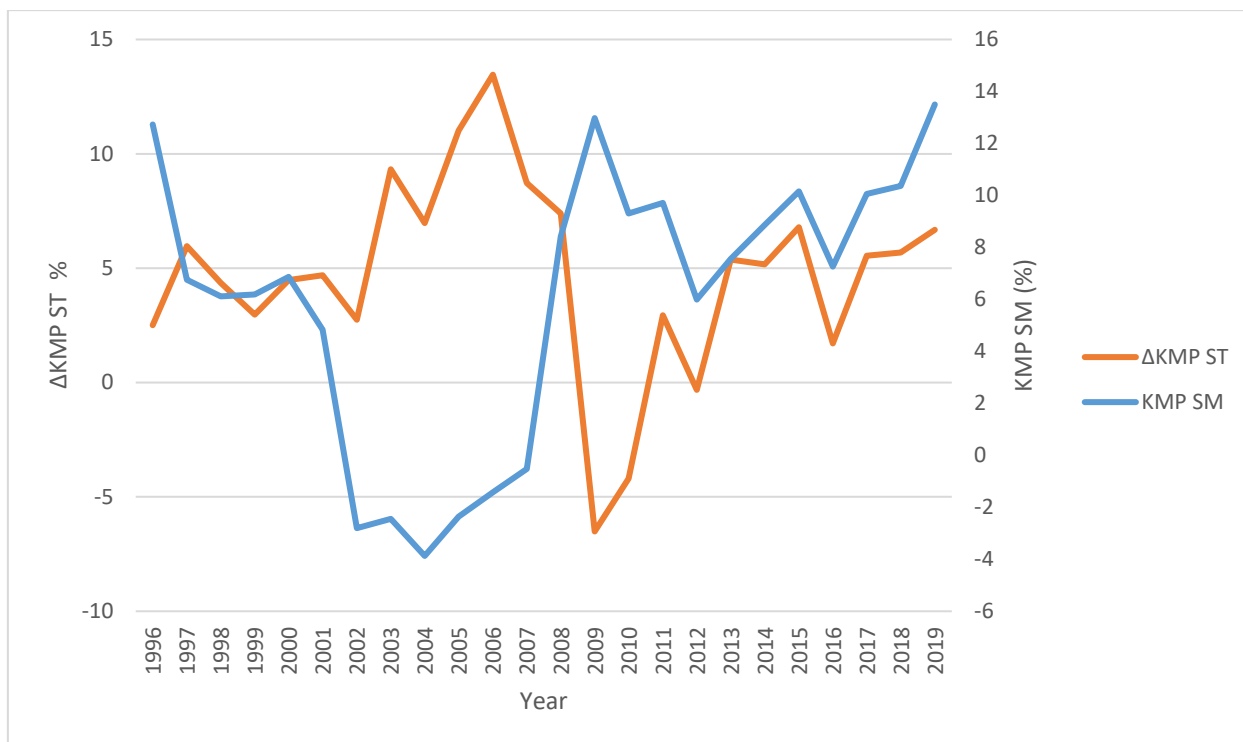
Kodumajapidamiste sissetulek on aastatel 1996-2018 keskmiselt tõusnud 2,24% aastas, muutuse standardhälbeks on 3,29%. Kõige suurem kodumajapidamise sissetuleku langus oli -13,7%, mis esines 2009. aasta majanduskriisil Lätis ning kõige suurem kasv toimus 1996. aastal Slovakkias 20,02% tõusuga (Tabel 1). Autori eelduste kohaselt on kodumajapidamiste sissetuleku muutus kõige olulisem mõjutegur kodumajapidamiste säästumäärale ning on seega alltoodud joonisel näha Eesti, Saksamaa, Hispaania, Prantsusmaa, Rootsi ja Euroopa riikide keskmist sissetuleku protsendilist muutust aastatel 1996-2019. Jooniselt on näha, et Saksamaal, Prantsusmaal ning Euroopa riikides keskmiselt on kodumajapidamiste sissetulekute muutus suhteliselt stabiilne ning positiivne, sarnaselt nende säästumäärade dünaamikale. Samas on näha suuremat kõikumist Eestis ja Rootsis. Tulenevalt rohkest riikide arvust on autor valinud igast eelnevalt väljatoodud Euroopa regionist ühe riigi ning andnud ülevaate selle kohta. (Joonis 6)



Joonis 6. Kodumajapidamiste sissetulekute muutus protsendides 1996-2019.  
Allikas: Eurostat (2021) Autori arvutustele tuginedes.

Tulenevalt sissetuleku olulisest rollist säästumäära kujunemisel võrdleb autor viimaseid näitajaid ka omavahel. Joonisel 7 on ühel graafikul kujutatud Eesti säästumäär ning sissetuleku muutus aastatel 1996 kuni 2019. Graafiku põhjal on aga keeruline seose kohta lõplikke järeldusi mõju kohta teha, nagu näha on näitajad enne 2008. aasta majanduskriisi vastandlikult käituvad, kuid peale selle möödumist valitseb siiski positiivne seos. Seisundist võib aga järeldada, et mõni teine tegur oli suurema mõjuga kriisieelsel perioodil, mistõttu säästumäär järsult langes. (Joonis 7)

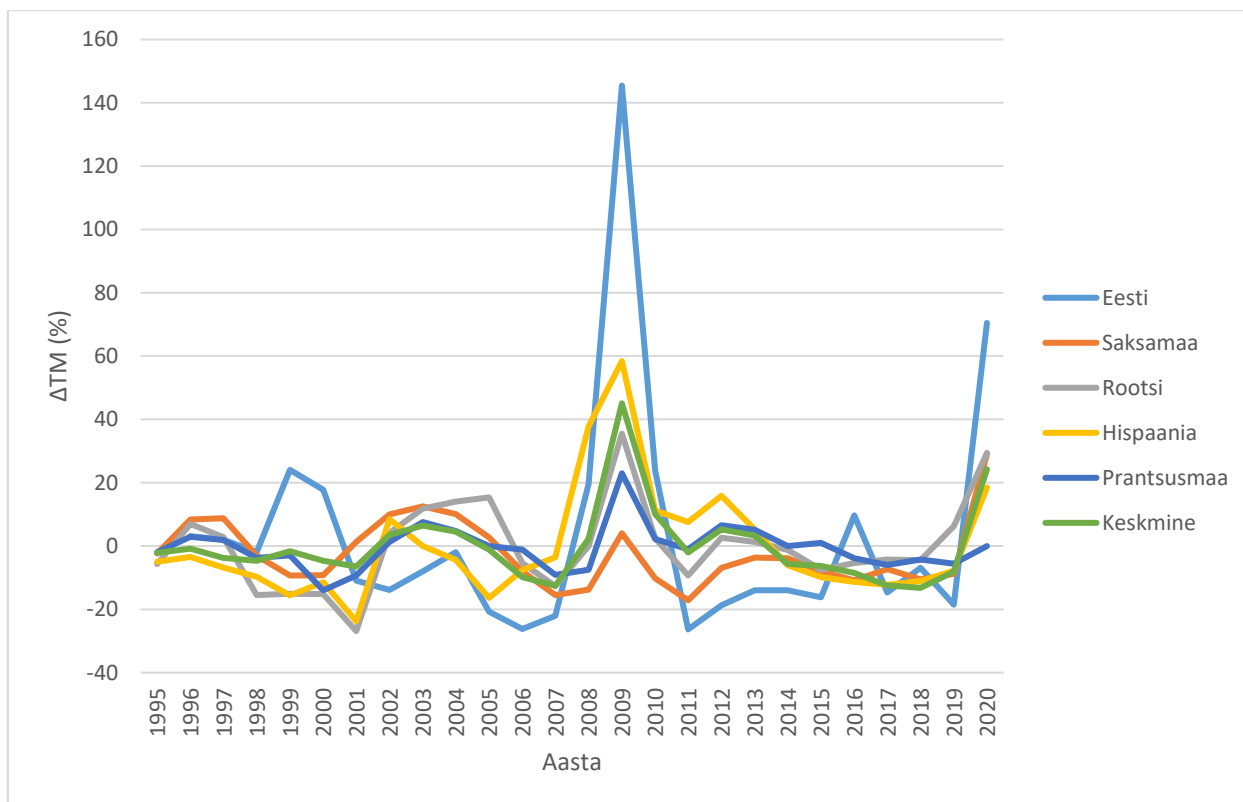




Joonis 7. Eesti kodumajapidamiste säästumäär ning sissetuleku muutus 1996-2019  
Allikas: Eurostat (2020) Autori arvutustele tuginedes

Tarbijahinnaindeksi muutus ehk inflatsioon on keskmiselt valitud Euroopa riikides olnud 2,62% aastas, mediaaniga 2,04, standardhälbega 2,86. Suurim negatiivne inflatsioon esines Iirimaal 2009. aastal, mil inflatsioon oli -1,71% ning kõige kõrgem inflatsioon esines aastal 1996 Leedus, mil inflatsiooniks oli 24,68%. Inflatsioon on üks kõige madalama standardhälbega näitajatest antud näitajate korral, mis näitab et üldiselt on suudetud Euroopa riikides jääda soovitud inflatsiooni tasemele.

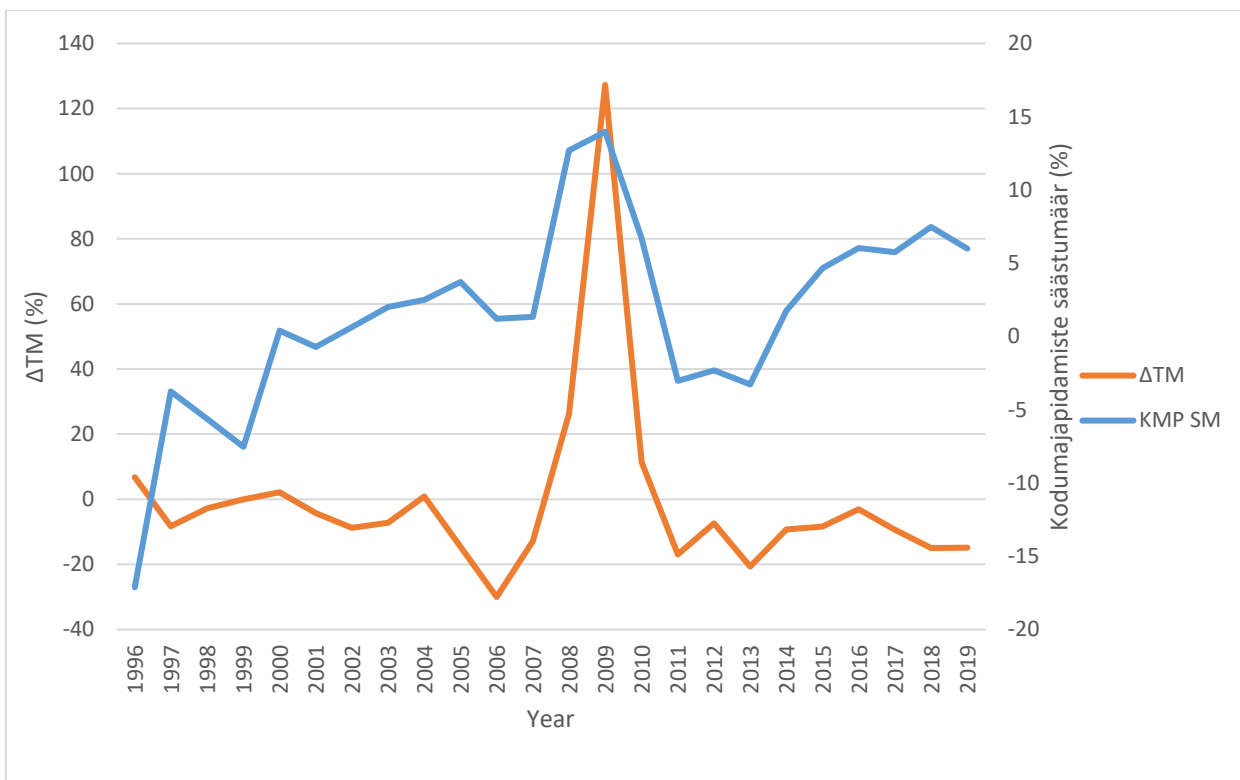
Töötuse määr on olnud antud perioodil valitud riikides negatiivse muutusega -0,57%, veel madalama mediaaniga -3,70%, kuid valitud näitajatest kõige suurema standardhälbega 18%. Suurim töötusemäära langus toimus 2007. aastal Poolas, mil töötuse määr langes 30,94%. Suurim töötuse määra kasv toimus 2009. aasta kriisi ajal Eestis, kui näitaja kasvas 144,45% aastaga. (Tabel 1) Suurte varieeruvuste tõttu on väljatoodud ka graafik töötusemäära visualiseerimiseks, mille pealt on näha, et väga suur varieeruvus on tingitud 2008-2009 aastate majanduskriisist, mil näiteks Eestis töötuse määr rohkem kui kahekordistus paari aasta jooksul, samas on näiteks Saksamaa suutnud jääda väiksema liikumise juurde kui valitud Euroopa riikides keskmiselt. Kõikides riikides on näha ka hüppelist kasvu töötuses 2020. aastal. (Joonis 8)



Joonis 8. Eesti, Saksamaa, Rootsi, Hispaania, Prantsusmaa ning valimi keskmise töötuse määra muutus 1995-2020.

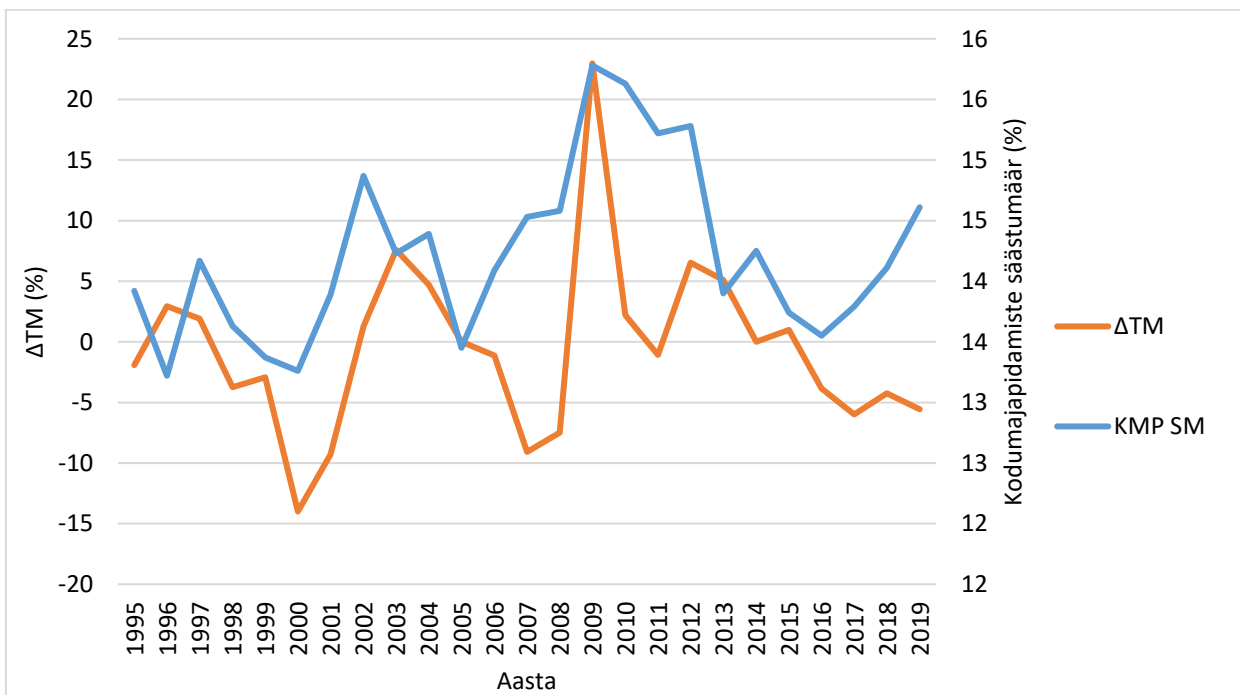
Allikas: AMECO (2021) Autori arvutustele tuginedes

Tulenevalt teooria tihedast seotusest töötusega on autor otsustanud esitada graafiliselt ka säästumäära ning töötusmäära muutust Läti näitel aastatel 1996-2019. Antud ajajoonte põhjal võiks järeldada, et antud näitajad on samasuunaliselt omavahel seotud, töötusmäära kasvu korral suureneb ka kodumajapidamiste säästumäär, kuid kindlaid järeldusi ühe riigi alusel teha ei saa. (Joonis 9) Lisatud on ka Prantsusmaa majapidamiste säästumäär ning töötuse määra muutus, mis kinnitab eelnevalt tuvastatud seost kahe näitaja vahel (Joonis 10), seos tundub tõenäoline kuid vajab järelduste tegemiseks täiendavat uuringut läbi ökonomeetriliste meetmete.



Joonis 9. Läti säästumäär ning töötuse määra muutus 1996-2019

Allikas: Eurostat (2021), AMECO (2020) Autori arvutustele tuginedes



Joonis 10. Prantsusmaa säästumäär ning töötuse määra muutus 1996-2019

Allikas: Eurostat (2021), AMECO (2020) Autori arvutustele tuginedes

Viimane töös kasutatav tegur on üle 64 aastaste osakaalu muutus kogu riigi rahvastikust, keskmiselt suureneb antud osakaal 1,30% aastas, standardhälbeks on 1,22%, mis on antud näitajate puhul kõige väiksem, millest võib järeldada, et nagu mainitud ka teoreetilises osas on Euroopas keskmiselt vananev ühiskond, millest tulenevalt võiks eeldada ka säästumäära suurenemist tööealises populatsioonis.

Kasutatavate tegurite omavaheliste mõjude väljendamiseks antakse ülevaade ka tegurite omavahelistest korrelatsioonikordajatest alltoodud tabelis. Tabelis kasutatud tähistused: SM – kodumajapidamiste säästumäär, RI – reaaltress, KMP ST - kodumajapidamiste sissetulek, THI - tarbijahinnaindeks, TM – töötuse määr, 64+% - üle 64 aastaste osakaal kogu rahvastikust, delta ( $\Delta$ ) tähistab muutust eelneva aastaga võrreldes. Alltoodud tabeli põhjal on näha, et säästumääraga ei korreleeru tugevalt ükski näitaja, kõik korrelatsioonikordajad on väiksemad kui 0,3. Korrelatsioon näitab statistilist suhet kahe või rohkema näitaja vahel, kuid ei tõesta põhjuslikkust antud näitajate vahel. Antud juhul on suurim korrelatsioon kodumajapidamiste säästumääraga sissetuleku muutusel, korrelatsioonikordajaks on -0,278, mis tähendab nõrka negatiivset statistilist seost. Suurim korrelatsioon esineb töötuse määra ning kodumajapidamiste sissetuleku vahel, seos on negatiivne kordajaga -0,435. (Tabel 2)

Tabel 2. Kasutatavate näitajate korrelatsioonimaatriks

SM	$\Delta$ RI	$\Delta$ KMP ST	$\Delta$ THI	$\Delta$ TM	$\Delta$ 64+%	
<b>1,000</b>	<b>0,101</b>	<b>-0,278</b>	<b>-0,038</b>	<b>0,130</b>	<b>-0,143</b>	<b>SM</b>
	1,000	-0,127	0,076	0,330	-0,091	$\Delta$ RI
		1,000	0,134	-0,435	0,020	$\Delta$ KMP ST
			1,000	0,041	0,007	$\Delta$ THI
				1,000	-0,060	$\Delta$ TM
					1,000	$\Delta$ 64+%

Allikas: Eurostat (2021), AMECO (2021) Autori arvutustele tuginedes

### 2.3. Paneelandmete modelleerimine

Valimis on kokku 24 riiki perioodil 1996-2018 ehk  $T = 23$ , vaatlusi kokku kodumajapidamiste säästumääral on 552. Reaalintressimäära muutuses on puudu 18 väärtust, kokku vaatlusi 535. Kodumajapidamiste sissetuleku muutuses on vaatlusi kokku 552. Tarbijahinnaindeksi muutuses on puudu 3 vaatlust, kokku vaatlusi 549. Töötuse määra muutuses on kokku 549 vaatlus, puudu 3 vaatlust. 64 ja üle aastaste osakaalu muutuses on samuti olemas kõik vaatlused, ehk kokku 552 vaatlust. Paneelandmete analüüsi korral, kui aegridade pikkused erinevad on vaatluste arvu kõikide aegridade vaatluste arvu keskmine.

Tulenevalt andmete struktuurist kasutatakse käesolevas töös paneelandmete analüüsi, milleks on praeguste ökonomeetriliste teadmiste juures kaks varianti: fikseeritud efektiga või juhusliku efektiga mudelid. Fikseeritud efektiga mudeli korral kasutatakse grupisisest mudelit, sest andmetes on 24 objekti, ehk kasutatavat riiki, mis tähendab, et LSDV mudeli jaoks oleks liialt palju fiktiivseid tunnuseid iga riigi eraldi kirjeldamiseks. Grupisisel modelleerimisel analüüsitakse, kuidas on seotud erinevused gruppide keskmistest. Ühendatud fikseeritud efektiga mudeli korral ei eristata objekte, vaid kõik mudeli parameetrid on objektidel ühesugused. Esialgselt viiakse läbi fikseeritud efektiga grupisisene paneelandmete modelleerimine, kus sõltuvaks tunnuseks on kodumajapidamiste säästumäär ning seletatavateks tunnusteks on muutus reaalintressis, muutus kodumajapidamiste sissetulekus, muutus tarbijahinnaindeksis, muutus töötuse määras ning muutus üle 64 eluaastaste osakaalus rahvastikust, kõik tunnused on esitatud protsentidena.

Esimese mudeli puhul on kõik kasutatud seletavad tegurid statistiliselt olulised nivool 5%. Grupisisese mudeli seletusvõime ehk  $R^2$  on 12,45%. Mudeli statistilist olulisust kontrollitakse kitsenduste F-testiga, mille kohaselt determinatsioonikordajad ühendatud mudeli ning LSDV mudeli korral. Testi nullhüpooteesi kohaselt on vabaliikmed ühesugused ning objektide vaheline erinevus puudub, sisuka hüpooteesi kohaselt on vabaliikmed ja objektid erinevad, antud mudeli korral on F-testi p-väärtuseks  $3,868 \times 10^{-13}$ , mis tähendab, et nii mudel mudeli tervikuna kui ka kõik kaasatud tunnused on statistiliselt olulised.

Määramiseks, kas mudel on parem ühendatud mudelist näitab F-testi võrdlus, mille sisukas hüpotees väidab grupisisese mudeli paremat sobilikkust antud andmete korral, antud testi tulemuse p-väärtuseks on  $2,106 \cdot 10^{-112}$ , ehk vastu tuleb võtta sisuka hüpoteesi ning grupisisene mudel on parem ühendatud mudelist. Järgmisena testitakse grupiviisilist heteroskedastiivsust Waldi testiga, mille nullhüpoteesiks on grupiviisilise heteroskedastiivsuse puudumine ning sisuka hüpoteesi korral mudelis esineb grupiviisiline heteroskedastiivus. Antud mudeli juures osutus Waldi testi p-väärtuseks 0, mis tähendab sisuka hüpoteesi vastuvõtmist ning mudelis esineb grupiviisiline heteroskedastiivus. (Lisa 1)

Andmetest tingitud heteroskedastiivsus tuleneb tihti sellest, et valimis olevad riigid on koondunud teatud gruppidesse, nagu oli näha ka andmete kirjelduses (peatükk 2.2), võib eeldada, et erinevates Euroopa piirkondades asuvad riigid käituvad teatud näitajate puhul sarnaselt. Mõnes grupis võib esineda homoskedastiivus, kuid erinevatele gruppidele vastavad vealiikmete dispersioonid ei ole ühesugused ehk esineb grupiviisiline heteroskedastiivus. Kuna antud juhul heteroskedastiivsuse eemaldamiseks meetmed puuduvad, tuleb kasutada kohandatud standardvigu. (Baltagi 2005)

Fikseeritud efektiga paneelandmete modelleerimise kohandatud standardvigasid kasutades selgub, et muutus reaalintrissis, majapidamiste sissetulekus, tarbijahinnaindeksis ning vanuselise osakaalu muutuses ei ole enam traditsiooniliste nivoode vaatest statistiliselt olulised. Seega alustab autor tegurite eemaldamist mudelist, alustades kõige suuremast p-väärtusega tunnusest – üle 64 aastaste osakaalu muutusest, mille p-väärtus = 0,3527. (Lisa 2) Tulevases mudelis ei ole statistiliselt olulised muutus reaalintrissis ning muutus majapidamiste sissetulekus, viimane p-väärtusega 0,2238, mis on suurem kui reaalintrissi 0,2018, seega tuleb mudelist eemaldada protsentuaalne muutus kodumajapidamiste sissetulekus. (Lisa 3) Robustseid standardvigu kasutades jõutakse tulemuseni, kus on ainult üks statistiliselt oluline seletav tunnus, milleks on protsentuaalne muutus töötuse määras, p-väärtusega 0,0004. Mudeli grupisisene kirjeldusvõime  $R^2 = 5,76\%$ . Mudel on samuti statistiliselt oluline p-väärtusega 0,00038. (Lisa 4)

Järgnevalt viiakse läbi paneelandmete analüüs juhusliku efekti mudeliga, kus sõltuvaks tunnuseks on kodumajapidamiste säästumäär ning sõltumatuteks tunnusteks on aastased protsentuaalsed muutused reaalintrissis, kodumajapidamiste sissetulekus, tarbijahinnaindeksis, tööse määras ning üle 64 aastaste osakaalus kogu rahvastikust. Esialgses mudelis on kõik tunnused statistiliselt olulised vähemalt 10% nivool. Fikseeritud või juhusliku efektiga mudeli valikut määrab Hausmani test, mille nullhüpoteesiks on, et juhuslike efektiga mudeli hinnangud on mõjusad ning sisuka

hüpoteesi kohaselt hinnangutes on erinevused ning esineb korrelatsioon juhuslike liikmete ning regressorite vahel ning juhusliku efektiga mudelit kasutada ei tohi (Baltagi 2005). Antud mudeli Hausmani testi p-väärtuseks on  $4,357 \times 10^{-6}$ , mis on väiksem kui 5% ning tuleb vastu võtta sisukas hüpotees, juhusliku efektiga mudelit ei saa kasutada ning tuleb lähtuda fikseeritud efektiga mudelist, mille puhul hinnangud on alati mõjusad. (Lisa 5)

## 2.4 Mudeli tulemuste tõlgendamine ja järeldused

Katsetatud mudelitest otsustab autor teha järeldused fikseeritud efektiga mudelist, kus on kasutatud kohandatud standardvigasid heteroskedastiivsuse arvestamiseks ning seletatavateks tunnusteks on protsentuaalne muutus reaaltressimääras, tarbijahinnaindeksis, töötuse määras ning kodumajapidamiste sissetulekus. Antud mudeli determinatsiooni kordaja on koostatud mudelite seast kõige suurem 11,59% ning kõik sõltumatud tegurid on olulised nivool 23%, mis on autori jaoks aktsepteeritav hinnang antud valimi ja perioodi kohta. Mudel tervikuna on statistiliselt oluline p-väärtusega  $4,153 \times 10^{-76}$ . Alljärgnevas tabelis \*\*\* tähistab statistilist olulisust 10% nivool, \*\* 5% nivool ning \* 1% nivool. (Lisa 3)

Tabel 3. Fikseeritud efektiga kohandatud standardvigadega mudel

	Koefitsient	standardhälve	p-väärtus
Konstant	9,4722	0,2964	$1,46 \times 10^{-20}$ ***
$\Delta RI$	0,1190	0,0906	0,2018
$\Delta THI$	0,2001	0,0772	0,0162 **
$\Delta TM$	0,0400	0,0090	0,0002 ***
$\Delta KMP ST$	0,1008	0,0806	0,2238

Allikas: Eurostat (2021); AMECO (2020) Autori arvutustele tuginedes

Mudeli kuju tervikuna on järgmine:

$$SM_{it} = 9,472 + 0,119\Delta RI_{it} + 0,200\Delta THI_{it} + 0,040\Delta TM_{it} + 0,101\Delta KMP ST_{it} + u_{it}$$

$$(0,296) \quad (0,091) \quad (0,077) \quad (0,009) \quad (0,081)$$

$$R^2 = 71,7\%$$

$$n = 533$$

Mudeli rakendamise näiteks loob autor hüpoteetilise olukorra, kus reaaltressimäär langeb 1% võrra, inflatsioon on 1,5%, töötuse määr tõuseb 3% ning kodumajapidamiste sissetulek suureneb 2%. Mudeli kohaselt kujuneks antud tingimustes säästumääraks 9,975%, mis saadakse järgneva tehte kohaselt:

$$SM = 9,472 + 0,119 \times (-1) + 0,200 \times (1,5) + 0,040 \times (3) + 0,101 \times (2) = 9,975(\%)$$

Läbiviidud analüüsi põhjal võib järeldada, et kõige olulisemalt mõjutab kodumajapidamiste säästumäära töötuse määr, 1% kasv töötuse määras toob kaasa säästumäära tõusu 0,04% võrra (tabel 3). Seega on leidnud kinnitust uuringu teine hüpotees, töötuse määra kasv on positiivselt seotud kodumajapidamiste säästumääraga. Samuti on tegu ka kõige olulisema näitajaga, mida väljendasid ka paljud teoreetilised uuringud. Töötuse määr laialdaselt majanduse kui terviku käiku ning on signaliseerivaks näitajaks ühiskonnale majanduse kulgemise kohta. Töötuse määra kasvades suureneb ebakindlus ühiskonnas ning hakatakse kartma isikliku tuleviku eest, vaatamata töötuskindlustustele Euroopas mõjutab näitaja siiski säästumäära.

Teiseks oluliseks teguriks on muutus tarbijahinnaindeksis ehk inflatsioon, inflatsiooni 1% tõus võrra põhjustab säästumääras 0,2% kasvu. Inflatsioon mõju on olnud varasema kirjanduse kohaselt, nii positiivne, negatiivne või ebaoluline, kuna inflatsioon on Euroopa riikides suhteliselt väikese volatiilsusega on selle mõju ka antud perioodil keeruline hinnata. Inflatsioon muudab säästus vähem väärtuslikumaks, seega võiks eeldada, et inflatsiooni tõusmisel eelistaksid inimesed vähem säästa ning pigem rohkem tarbida, kuna raha on väärtust kaotamas. Seega võib järeldada, et tarbijatele on inflatsioon pigem signaliseeriv näitaja, et majanduses on raskusi ning kindluse tagamiseks säästmine keskmiselt Euroopas kasvaks.

Reaaltressimäära 1% kasv toob kaasa 0,119% kasvu kodumajapidamiste säästumääras. Kuid sarnaselt varasemale kirjandusele ei ole antud näitaja vähemalt 10% nivool statistiliselt oluline. Teine hüpotees, reaaltressi kasv on positiivselt seotud säästumääraga, on tehniliselt leidnud kinnitust, kuigi mõju ei ole antud tingimustel täpselt mõõdetud võib antud analüüsi järel mõju suunda siiski määrata. Reaaltressimäär suureneb, kui turuintress kasvab või inflatsioon väheneb, viimase korral toimub majanduses tarbijate käitumine nagu eelnevalt inflatsiooni mõju kirjelduses välja toodud. Intressimäära tõustes aga võib eeldada, et kodumajapidamised säästavad varade välja laenamiseks, saades selle eest kõrgemat tulu. Kuna laenamine oleks kallim võib tekkida oht, et tuleviku investeringute jaoks on suuremaid summasid vaja tasuda kodumajapidamiste säästude arvelt.



Bakalaureuse töö esimene hüpotees, kõige suurema statistilise olulisusega mõjutab kodumajapidamiste säästumäära sissetuleku muutus ning mõju on positiivne, on tehniliselt ümber lükatud. Mudeli tulemuste põhjal on tuvastatud, et kaasatud teguritest on kodumajapidamiste sissetuleku muutus kõige ebaolulisem näitaja säästumäära kujunemisel. Vastuoluliselt mitmetele eelnevatele uuringutele on Euroopa riikide põhjal antud perioodil olnud pigem ebaoluline kodumajapidamiste säästumäära kujunemisel. Teoreetilised lähenemised eeldavad kahanevat tarbimise piirmäära, ehk sissetuleku suurenemisel tarbimine teatud hetkest ei suurene kogu sissetuleku võrra, vaid kasvama peaks hoopiski säästmine. Mudelis mõju on positiivne, kuid tulenevalt näitaja statistiliselt olulisusest ei saa mõju kindlalt hinnata, parema arusaama loomiseks tuleks kaasata pikemaid aegridasid ning vaadelda väiksemat majanduslikku piirkonda, näiteks ühte riiki või sarnaselt käituvat piirkonda.

Eakate osakaal osutus analüüsi käigus täielikult ebaoluliseks teguriks kodumajapidamiste säästumäära kujunemisel, seega on neljas hüpotees, eakate osakaalu suurenemine on positiivselt seotud säästumääraga, ümber lükatud. Vaatamata vananevale rahvastikule Euroopas ei ole antud andmestikuga suudetud tõestada eakate osakaalu suurenemisel statistilist seost säästumääraga. Eakate osakaal võib teoriast tulenevalt olla mõlema suunalise mõjuga, ühelt poolt tähendab eakate osakaalu suurenemine väiksemat säästumäära, kuna eakad isikud elavad pigem säästude arvelt või säästavad väga vähe, teiselt küljelt eakate osakaalu suurenemine peaks signaaliseerima noortematele põlvkondadele rohkem säästma, et pensionieas toime tulla, antud analüüsi juures võivad mõlemad efektid esineda segamini ning lõplikku järeldust ei ole võimalik teha.

## KOKKUVÕTE

Käesolev bakalaureuse töö käsitleb kodumajapidamiste säästumäära teoreetilist ning empiirilist kulgemist. Töö esimeses pooles antakse ülevaade eraisikute võimalikest motiividest säästmiseks ning majandusteoreetilistest lähenemistest, kuidas teatud majanduslikud tegurid, näiteks inflatsioon, tulude tase, intressimäär, demograafilised näitajad, erinevad poliitilised regulatsioonid jms võib mõjutada eraisikute säästumäära ning milliste järeldusteni on jõutud varasemates empiirilistes uuringutes. Peamisteks põhjusteks kodumajapidamistel säästmiseks on tarbimise taseme säilitamine sissetuleku kaotamise korral ning ootamatute kulude katmiseks. Makrotasandil on kodumajapidamiste sääste tarvis majanduslikku stabiilsuse tagamiseks ning pensionikoormuse vähendamiseks.

Töö eesmärgiks on läbi paneelandmete analüüsi tuvastada kodumajapidamiste säästumäära statistiliselt olulised mõjutegurid ning koostada nende põhjal mudel säästumäära kujundamiseks. Andmed pärinesid ametlikest Euroopa andmebaasidest Eurostat ning AMECO, valimisse said lõpuks järgnevad riigid: Belgia, Tšehhi, Taani, Saksamaa, Eesti, Iirimaa, Hispaania, Prantsusmaa, Itaalia, Küpros, Läti, Leedu, Luksemburg, Ungari, Holland, Austria, Poola, Portugal, Sloveenia, Slovakkia, Soome, Rootsi, Norra ja Ühendkuningriigid. Kodumajapidamiste säästumäära selgitavateks teguritest olid esialgselt valitud järgmised näitajad: kodumajapidamiste sissetuleku muutus, tarbijahinnaindeks, reaalintrissimäär, töötuse määr ning üle 64 aastaste osakaal rahvastikust. Algandmed olid kogutud aastatest 1996-2019, andmete puudumiste tõttu kasutati analüüsi tegemiseks andmeid aastatest 1996-2018. Analüüsiks kasutati paneelandmete fikseeritud efekti grupisest mudelit

Analüüsi läbiviies otsustas autor paneelandmete modelleerimise järelduste tegemiseks kasutada fikseeritud efektiga mudelit, kohandatud standardvigadega heteroskedastiivsuse esinemise tõttu, kus sõltuvaks tunnuseks oli kodumajapidamiste säästumäär ning sõltumatuteks tunnusteks olid protsentuaalsed muutused kodumajapidamiste sissetulekus, tarbijahinnaindeksis, töötuse määras ning reaalintrissimääras. Mudel läbis vajalikud testid ning on tervikuna statistiliselt oluline. Mudeli kohaselt Euroopas keskmiselt 1% kasv reaalintrissimääras tõstab kodumajapidamiste

säästumäära 0,12% võrra, 1% kasv tarbijahinnaindeksis tõstab säästumäära 0,20% võrra, 1% kasv töötuse määras tõstab säästumäära 0,04% võrra ning 1% kasv kodumajapidamiste sissetulekus tõstab säästumäära 0,101%.

Töö sissejuhatuses püstitas autor neli hüpoteesi:

- 1) kõige suurema statistilise olulisusega mõjutab kodumajapidamiste säästumäära sissetuleku muutus ning mõju on positiivne;
- 2) töötuse määra kasv on positiivselt seotud säästumääraga;
- 3) reaalintressi kasv on positiivselt seotud säästumääraga;
- 4) eakate osakaalu suurenemine on positiivselt seotud säästumääraga.

Esimene hüpotees ei saanud kinnitust, kõige suurema statistilise olulisusega mõjutab kodumajapidamiste säästumäära töötuse määra muutus, esialgne mõju on küll positiivne aga näitaja ei ole oluline 10% nivool. Teine ja kolmas hüpotees said kinnitatud, kuid reaalintressimäära muutus ei olnud samuti oluline 10% nivool. Eakate osakaal osutus analüüsi käigus ebatähtsaks ning seega sai neljas hüpotees ümber lükatud. Käesolev bakalaureuse töö saavutas seatud eesmärgid, kuid teema edasisel uurimisel soovitaksin kaasata rohkem seletavaid tunnuseid nagu avaliku ja erasektori säästus, maksusüsteem ning sotsiaal kaitse programmid, võimalusel kasutada ka dünaamilist mudelit, mis arvestaks säästumäära intersiga.

## **SUMMARY**

### **DYNAMICS OF HOUSEHOLD SAVING RATES BASED ON EUROPEAN COUNTRIES**

Andres Jõe

The bachelor's thesis at hand explores the theoretical and empirical evidence regarding to the dynamics and determinants of household saving rates in European countries. The first half of the paper covers theoretical approaches on an individual level as well as aggregated macroeconomic reasons to explain household savings. A range of previous scientific research regarding the topic is also explored and the effects of various possible variables documented. The main reasons for individual households to save seem to be maintaining consumption in a time when income is reduced or gone and to cover unforeseen or unexpected expenses. On a macroeconomic scale household savings are necessary to maintain economic stability in a country and to recover with local investments after an economic recession.

The goal of this thesis was to figure out determinants of the household saving rate and analyse as well as explain their effect and confirm their statistical importance. To achieve this the author formed a set of panel data gathering data from official European databases Eurostat and AMECO, the set covered the following variables: household saving rate, the percentage changes in real interest rates, household incomes, consumer price index, unemployment rate and the share of people older than 64 years. The final data which the analysis was performed on covered 24 European countries which were: Belgium, Czechia, Denmark, Germany, Estonia, Ireland, Spain, France, Italy, Cyprus, Latvia, Lithuania, Luxembourg, Hungary, Netherlands, Austria, Poland, Portugal, Slovenia, Slovakia, Finland, Sweden, Norway, and the United Kingdom. The data used was from the period 1996 to 2018.

Before the analysis, the time series of all the aggregated household savings rates were displayed and an overview of a summery statistics of every variable used was expanded upon. The analysis of data used a within group fixed effect model, which shows the formation of the average

household saving rate based on independent variables. The most important variable turned out to be the percentage change in unemployment with a positive effect of 0,04% increase in household saving when it rises by 1%. The second most important variable turned out to be inflation where an 1% increase would lead the saving rate to rise by 0,20%. The change in real interest rate turned out to not be statistically significant at a level the author would hope, but the effect can still be considered, an increase in the real interest rate would lead to a 0,12% higher saving rate for households. Contrary to the authors expectation, the least important factor turned out to be the change in household income, where a 1% increase would lead to the saving rate rising by 0,101%.

The thesis succeeded in its objective and offers a thorough overview of the theoretical approaches, previous research, data gathering methods and presentation as well as formulating an econometric panel data model. Though the topic could be explored further and expanded upon, the author is certain a model with a higher coefficient of determination can be reached with the proper variables and more advanced modelling techniques. Future analysis could use dynamic panel data models to include the inertia of household savings and include public and private sector savings as determinants of household savings.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- AMECO Online (2020) Euroopa Komisjoni digitaalne andmebaas. – [E-andmebaas] (05.05.2021)
- Ando, A., Modigliani, F. (1963) The „Life Cycle“ Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *The American Economic Review*, 53 (1), 55-84.
- Baltagi, B., H. (2005) *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed). West Sussex, England: John Wiley & Sons Ltd.
- Callen, T., Thimann, C. (1997) Empirical Determinants of Household Saving: Evidence From OECD Countries. *International Monetary Fund working paper*, 181.
- Carroll, C., D. (1997) Buffer-stock saving and the Life Cycle/Permanent income hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, 112 (1).
- Chamon, M., Liu, K., Prasad, E. (2013) Income uncertainty and household savings in China. *Journal of Development Economics*, 105, 164-177.
- Devaney, S., A., Anong, S., T., Whirl, S., E. (2007) Household Savings Motives. *The Journal of Consumer Affairs*, 41 (1), 174-186.
- Engen, E., M., Gruber, J. (2001) Unemployment insurance and precautionary saving. *Journal of Monetary economics*, 47, 545-579.
- Eurostat (2021) Key indicators dataset [NASA\_10\_KI]. – [E-andmebaas] (05.05.2021)
- Friedman, M. (1957) *The Permanent Income Hypothesis*. Princeton University Press, 20-37.
- Gale, W., G., Sabelhaus, J., Hall, R., E. (1999) Perspectives on the Household Saving Rate. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1999 (1), 181-224.
- Horioka, C., Y., Wan, J. (2007) The Determinants of Household Saving in China: A Dynamic Panel Analysis of Provincial Data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (8), 2077–2096.
- Hughes, G. (2000) *Pension Financing, the Substitution Effect and National Savings. Pensions in the European Union: Adopting to Economic and Social Change*. Springer, Boston, 44-61.
- Kaplan, G., Schulhofer-Wohl, S. (2017) Inflation at the household level. *Journal of Monetary Economics*, 91, 19-38.

- Keynes, J., M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.
- Levenko, N. (2020) Perceived uncertainty as a key driver of household saving. *International Review of Economics and Finance*, 65, 126-145.
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., Serven, L. (2000) What Drives Private Saving Across the World? *The Review of Economics and Statistics*, 82 (2), 165-181.
- Muradoglu, G., Taskin, F. (1996) Differences in Household savings behavior: Evidence from Industrial and Developing Countries. *The Developing Economies*, 34 (2), 138-153.
- Niculescu-Aron, I., Mihaescu, C. (2012) Determinants of Household Savings in EU: What Policies for Increasing Savings? *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 58, 483-492.
- Precious, C., Asrat, T. (2014) Determinants of Household Savings in South Africa: An Econometric Approach (1990-2011). *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 5 (15), 183-190.
- Samantaraya, A., Patra, S., K. (2014) Determinants of Household Savings in India: An Empirical Analysis Using ARDL Approach. *Economics Research International*, 2014.
- Zhuk, M. (2015) Macroeconomic Determinants of Household Savings in Ukraine. *Economics and Sociology*, 8 (3), 41-54.

# LISAD

## Lisa 1. Fikseeritud efekt 1. mudel

FE 1: Fixed-effects, using 533 observations  
 Included 24 cross-sectional units  
 Time-series length: minimum 17, maximum 23  
 Dependent variable: HOUSESAVING

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	9,07873	0,267921	33,89	<0,0001	***
ChangeRI	0,131856	0,0444893	2,964	0,0032	***
ChangeINC	0,112029	0,0473029	2,368	0,0182	**
ChangeCPI	0,214127	0,0513862	4,167	<0,0001	***
ChangeUNEMP	0,0410405	0,00822733	4,988	<0,0001	***
ChangePOP64	0,253049	0,113354	2,232	0,0260	**
Mean dependent var	10,25394	S.D. dependent var		5,104842	
Sum squared resid	3889,058	S.E. of regression		2,777838	
LSDV R-squared	0,719477	Within R-squared		0,124529	
LSDV F(28, 504)	46,16591	P-value(F)		4,1e-120	
Log-likelihood	-1285,937	Akaike criterion		2629,873	
Schwarz criterion	2753,950	Hannan-Quinn		2678,427	
rho	0,751711	Durbin-Watson		0,468011	

Joint test on named regressors -  
 Test statistic:  $F(5, 504) = 14,338$   
 with p-value =  $P(F(5, 504) > 14,338) = 3,86806e-013$

Test for differing group intercepts -  
 Null hypothesis: The groups have a common intercept  
 Test statistic:  $F(23, 504) = 48,8121$   
 with p-value =  $P(F(23, 504) > 48,8121) = 2,10578e-112$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -  
 Null hypothesis: the units have a common error variance  
 Asymptotic test statistic:  $\text{Chi-square}(24) = 4923,89$   
 with p-value = 0  
 Allikas: Autori arvutused GRET Lis



## Lisa 2. Fikseeritud efekt kohandatud standardvigadega 1. mudel

FE - Robust:Fixed-effects, using 515 observations

Included 24 cross-sectional units

Time-series length: minimum 16, maximum 22

Dependent variable: HOUSESAVING

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	9,26212	0,498702	18,57	<0,0001	***
ChangeRI	0,139242	0,0900056	1,547	0,1355	
ChangeINC	0,102405	0,0863361	1,186	0,2477	
ChangeCPI	0,146357	0,0951186	1,539	0,1375	
ChangeUNEMP	0,0403486	0,00873592	4,619	0,0001	***
ChangePOP64	0,203885	0,214944	0,9486	0,3527	
Mean dependent var	10,16781	S.D. dependent var	5,104176		
Sum squared resid	3721,895	S.E. of regression	2,767349		
LSDV R-squared	0,722061	Within R-squared	0,110388		
Log-likelihood	-1240,042	Akaike criterion	2538,085		
Schwarz criterion	2661,165	Hannan-Quinn	2586,320		
rho	0,750271	Durbin-Watson	0,464911		

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(5, 23) = 9,40882$

with p-value =  $P(F(5, 23) > 9,40882) = 5,47528e-005$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch  $F(23, 175,9) = 61,8507$

with p-value =  $P(F(23, 175,9) > 61,8507) = 6,47968e-072$

Allikas: Autori arvutused GRETLeis

### Lisa 3. Fikseeritud efekt kohandatud standardvigade 2. mudel

FE - Robust 2:Fixed-effects, using 533 observations

Included 24 cross-sectional units

Time-series length: minimum 17, maximum 23

Dependent variable: HOUSESAVING

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	9,47224	0,296385	31,96	<0,0001	***
ChangeRI	0,118972	0,0905515	1,314	0,2018	
ChangeCPI	0,200135	0,0771690	2,593	0,0162	**
ChangeUNEMP	0,0400481	0,00895535	4,472	0,0002	***
ChangeHOUSEIN	0,100795	0,0806162	1,250	0,2238	

C

Mean dependent var	10,25394	S.D. dependent var	5,104842
Sum squared resid	3927,512	S.E. of regression	2,788773
LSDV R-squared	0,716703	Within R-squared	0,115872
Log-likelihood	-1288,559	Akaike criterion	2633,117
Schwarz criterion	2752,916	Hannan-Quinn	2679,997
rho	0,759573	Durbin-Watson	0,450746

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(4, 23) = 8,40347$

with p-value =  $P(F(4, 23) > 8,40347) = 0,00024826$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch  $F(23, 182,2) = 66,5305$

with p-value =  $P(F(23, 182,2) > 66,5305) = 4,15277e-076$

Allikas: Autori arvutused GRET Lis

## Lisa 4. Fikseeritud efekt kohandatud standardvigadega 3. mudel

FE - Robust Final:Fixed-effects, using 549 observations

Included 24 cross-sectional units

Time-series length: minimum 21, maximum 23

Dependent variable: HOUSESAVING

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	10,2538	0,00550800	1862,	<0,0001	***
ChangeUNEMP	0,0404493	0,00973171	4,156	0,0004	***
Mean dependent var	10,23093	S.D. dependent var		5,255327	
Sum squared resid	4690,777	S.E. of regression		2,991967	
LSDV R-squared	0,690069	Within R-squared		0,057642	
Log-likelihood	-1367,870	Akaike criterion		2785,740	
Schwarz criterion	2893,442	Hannan-Quinn		2827,831	
rho	0,701381	Durbin-Watson		0,469145	

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(1, 23) = 17,276$

with p-value =  $P(F(1, 23) > 17,276) = 0,000381231$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch  $F(23, 189,3) = 103,065$

with p-value =  $P(F(23, 189,3) > 103,065) = 3,54798e-094$

Allikas: Autori arvutused GRET Lis

## Lisa 5. Juhuslik efekt 1. mudel

RE 1: Random-effects (GLS), using 533 observations

Included 24 cross-sectional units

Time-series length: minimum 17, maximum 23

Dependent variable: HOUSESAVING

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	9,19057	0,695551	13,21	<0,0001	***
ChangeUNEMP	0,0389781	0,00841595	4,631	<0,0001	***
ChangeRI	0,128801	0,0454543	2,834	0,0046	***
ChangeCPI	0,201948	0,0524065	3,853	0,0001	***
ChangeINC	0,0855559	0,0482261	1,774	0,0761	*
ChangePOP64	0,204356	0,115471	1,770	0,0768	*
Mean dependent var	10,25394	S.D. dependent var		5,104842	
Sum squared resid	14304,18	S.E. of regression		5,204925	
Log-likelihood	-1633,022	Akaike criterion		3278,044	
Schwarz criterion	3303,715	Hannan-Quinn		3288,090	
rho	0,751711	Durbin-Watson		0,468011	

'Between' variance = 9,35356

'Within' variance = 7,71638

mean theta = 0,810406

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(5) = 63,274

with p-value = 2,55454e-012

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1723,75

with p-value = 0

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(5) = 32,6793

with p-value = 4,35746e-006

Allikas: Autori arvutused GRET Lis

## Lisa 6. Lihtlitsents

### **Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks<sup>1</sup>**

Mina Andres Jõe

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose Kodumajapidamiste säästumäära dünaamika Euroopa riikide alusel,

mille juhendaja on Natalia Levenko,

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)

---

<sup>1</sup> 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 tähtajaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.