

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Diana Roots

**KODUMAJAPIDAMISTE SÄÄSTUMÄÄRA MÕJUTAVAD
TEGURID PÕHJA-EUROOPA RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava Ärindus, peeriala Ärirahandus

Juhendaja: Ilzija Ahmet, PhD

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele selle koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 7749 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Diana Roots

(kuupäev)

Üliõpilase kood: 172464TABB

Üliõpilase e-posti aadress: roots.diana@gmail.com

Juhendaja: Ilzija Ahmet, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	6
1. SÄÄSTMISHARJUMUSED JA SEDA MÕJUTAVAD TEGURID	8
1.1. Säästmist käsitlevad teooriad	8
1.2. Säästmine ja säästmisharjumused	9
1.2.1. Kodumajapidamiste säästmise motiivid ja dünaamika	9
1.2.2. Säästmisharjumused Põhja-Euroopa riikides	11
1.2.3. Majanduskriisi mõju kodumajapidamiste säästmisele	12
1.3. Säästmist mõjutavad tegurid	13
1.3.1. Inflatsioon	13
1.3.2. Tarbija kindlustunne	14
1.3.3. Teised säästmist mõjutavad tegurid	15
1.4. Ülevaade varasematest uuringutest	17
2. ANDMED JA METOODIKA	20
2.1. Uuringu valim ja kirjeldav statistika	20
2.2. Paneelandmete modelleerimine	26
3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED	29
3.1. Paneelandmete modelleerimise tulemused	29
3.2. Järeldused ja ettepanekud	33
KOKKUVÕTE	36
SUMMARY	38
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	40
LISAD	44
Lisa 1. Selgitavate muutujate kirjeldav statistika	44
Lisa 2. Statsionaarsuse testimine Dickey-Fuller testiga	47
Lisa 3. Esialgne korrelatsioonimaatriks	51
Lisa 4. Lõplik korrelatsioonimaatriks	52
Lisa 5. Ühendatud mudel viitaegadeta	53
Lisa 6. Ühendatud mudel viitaegadega	54
Lisa 7. Multikollineaarsuse hindamine	55
Lisa 8. Ühendatud mudel kohandatud standardvigadega	56

Lisa 9. LSDV mudel.....	57
Lisa 10. Fikseeritud efektidega mudel.....	59
Lisa 11. Juhuslike efektidega mudel	60
Lisa 12. Lõplik ühendatud mudel kohandatud standardvigadega	61
Lisa 13. Lihflitsents	62

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö teemaks on kodumajapidamiste säästumäära mõjutavate tegurite uurimine Põhja-Euroopa riikide näitel. Valimisse võeti järgnevad riigid: Eesti, Läti, Leedu, Soome, Rootsi, Norra, Iirimaa ja Taani. Uuritavaks perioodiks valiti ajavahemik 2004 kuni 2021 ning tegemist on aastaste andmetega. Kodumajapidamiste säästumäära mõjutavate tegurite analüüsimiseks kasutatakse balansseerimata paneelandmete mudelit. Mudelite hindamiseks ja analüüsimiseks kasutatakse andmetöötlusprogrammi Gretl. Kõik kasutatavad andmed on võetud Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsiooni ja Euroopa Liidu statistikaameti andmebaasidest.

Bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida ja välja selgitada, kuidas inflatsioon ja tarbija kindlustunne mõjutavad kodumajapidamiste säästumäära. Lisaks on oluline välja tuua, millised seosed esinevad mudelis kasutatavate makromajanduslike näitajate ja kodumajapidamiste säästumäära vahel. Töö eesmärgi täitmiseks püstitati neli uurimisküsimust.

Regressioonanalüüsi tulemusteks saadi, et inflatsiooni ja kodumajapidamiste säästumäära vahel esineb negatiivne seos. Samal ajal töötuse määra, valitsemissektori eelarve jäägi ja kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatava brutotulu mõju kodumajapidamiste säästumäärale osutus positiivseks. Lisaks selgus, et kodumajapidamiste võla ja säästumäära vahel esineb negatiivne seos. Gini koefitsendi, sisemajanduse koguprodukti reaalkasvu ja sotsiaalkaitse kulutuste suhtarvu tegeliku mõju antud uuringus ei tõestatud.

Võtmesõnad: kodumajapidamiste säästumäär, inflatsioon, tarbija kindlustunne, regressioonanalüüs, paneelandmed

SISSEJUHATUS

Muutused kodumajapidamiste säästmises mängivad olulist rolli majandustsüklis ja finantsstabiilsuses (Kukk & Staehr, 2017, lk 2585). Varasemad uuringud on näidanud, et kodumajapidamiste säästumäära mõjutavad oluliselt inflatsioon ja tarbija kindlustunne (Kukk & Staehr, 2017; Vanlaer *et al.*, 2019). 2022. aasta kolmanda kvartali seisuga on Euroopa riikides inflatsioon teinud kiire tõusu ja tarbija kindlustunne vastupidiselt kiire languse. Inflatsiooni ja tarbija kindlustunde kiire muutus on haruldane nähtus ning SEB panga uuring näitas, et kodumajapidamiste säästmisharjumused on juba muutumas (Kärner, 2022). Selle tõttu otsustas autor uurida, kuidas mõjutavad inflatsioon, tarbija kindlustunne ning teised makromajanduslikud näitajad kodumajapidamiste säästumäära Põhja-Euroopa riikides.

Lõputöö eesmärgiks on välja selgitada, kuidas inflatsioon ja tarbijate kindlustunne mõjutavad kodumajapidamiste säästumäära. Samuti on väga oluline välja tuua, kuidas on seotud teised makromajanduslikud näitajad kodumajapidamiste säästumääraga, ning selgitada nende vahelisi seoseid. Lõputöö eesmärkide saavutamiseks püstitati järgnevad uurimisküsimused:

- Millised on statistiliselt olulised kodumajapidamiste säästumäära mõjutavad tunnused?
- Millised seosed esinevad kodumajapidamiste säästumäära ja seda mõjutavate tunnuste vahel?
- Kuidas mõjutab inflatsioon kodumajapidamiste säästumäära?
- Kuidas mõjutab tarbijate kindlustunne kodumajapidamiste säästumäära?

Muutused kodumajapidamiste rahalises puhvris mõjutavad kodumajapidamiste võimet taluda finantskriise (Kukk & Staehr, 2017, lk 2585). Käesoleva töö uurimisprobleemiks on eraisikute säästmisharjumuste mitte kohandumine kiirelt muutuvast finantskeskkonnast. Majandusolukorra stabiilsuse vähenemisel muutuvad tarbijad tuleviku suhtes ebakindlaks ning otsustavad oma sääste suurendada liiga hilja. Samal ajal mõjub kiire inflatsiooni kasv eraisikute säästudele negatiivselt, mis omakorda võib kaasa tuua rahalisi raskusi. Suurel osal eraisikutest puudub hädareserv ootamatute kulude katteks ka stabiilsete hindadega keskkonnas (Tiitso, 2015, lk 51).

Kodumajapidamiste säästumäära ja makromajanduslike näitajate seoste uurimiseks analüüsib autor balansseerimata paneelandmete mudeli regressioonanalüüsi andmetöötlusprogrammis Gretl. Valimisse võetakse kümne Põhja-Euroopa riigi tegurid perioodil 2001 kuni 2021. Kõik makromajanduslikud näitajad valitakse toetudes varasemalt läbi viidud uuringutele ning andmed võetakse Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsiooni ja Euroopa Liidu statistikaameti andmebaasidest.

Käesolev lõputöö jaguneb kolmeks osaks. Lõputöö teoreetilises osas antakse ülevaade säästmist käsitlevatest teooriatest, säästmisharjumustest ja säästmist mõjutavatest teguritest. Põhjalikumalt tuuakse välja, mis motiivid on kodumajapidamistel säästmiseks ning kuidas on majanduskriis mõjutanud kodumajapidamiste säästumäära. Samuti käsitletakse varasemaid uuringuid, mis on tehtud kodumajapidamiste säästumäära uurimiseks.

Lõputöö metoodilises osas kirjeldatakse valimit ning tuuakse välja kirjeldav statistika makromajanduslike näitajate kohta, mida kasutatakse modelleerimisel. Samuti kirjeldatakse põhjalikult balansseerimata paneelandmete modelleerimise metoodikat. Lõputöö empiirilises osas antakse ülevaade, millised on balansseerimata paneelandmete mudelite tulemused. Saadud mudelite tulemusi võrreldakse ning tehakse otsus, millist mudelit tuleks kasutada. Lisaks tehakse järeldused, mida võrreldakse varasemate uurigutega, ja ka ettepanekud teema edasiseks uurimiseks.

1. SÄÄSTMISHARJUMUSED JA SEDA MÕJUTAVAD TEGURID

Kodumajapidamiste säästud defineeritakse kodumajapidamistes kokku hoitud rahana. Säästude summa arvutatakse kodumajapidamiste netotulu ja tarbimiskulu vahena. Saadud summa kohandatakse kodumajapidamiste pensionifondide netokapitali muutusega. Kodumajapidamiste säästumäära leidmiseks jagatakse kodumajapidamiste säästud kodumajapidamiste kogu netotuluga. (OECD, 2022)

1.1. Säästmist käsitlevad teooriad

Erinevad teooriaid on käsitletud, kuidas mõjutab muutuv majanduskeskkond säästmiskäitumist. Kaks tuntumat teooriat kuuluvad majandusteadlastele David Ricardole ning Ando ja Modiglianile (Ricardo, 1823; Ando & Modigliani, 1963). Võrdväarsuse teooria oletab, et tarbijad on teadlikud valitsemissektori eelarve puudujääkidest. Kui valitsemissektori eelarve puudujääk suureneb, eeldavad tarbijad, et maksud tõusevad. Selle tõttu kohandavad tarbijad oma tarbimismustrit, kulutatakse vähem ning säästetakse rohkem. (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 679)

Ando ja Modigliani elutsükli hüpoteesi kohaselt üritavad tarbijad oma tarbimist ja säästmist parimal võimalikul viisil ühtlustada kogu elu vältel. See tähendab, et tarbijad hoiavad oma tarbimistaset võrdlemisi konstantsena erinevatel eluperioodidel. (Ando & Modigliani, 1963) Seega ei avaldaks ootamatu sissetulekute langus märkimisväärset mõju tarbimisele, kuna ootamatut sissetuleku kaotust ei peeta püsivaks. (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 679–680)

Veel üks teooria on välja toodud Martin Browning ja Annamaria Lusardi poolt. Nende uuringus tuuakse välja, et elutsükli teooria alternatiiviks on käitumismudel. Võrreldes standardse mudeliga, mis määrab säästud vaid tulude ja kulude vahena, tõstab käitumismudel säästmise keskpunkti. (Browning & Lusardi 1996, lk 1815) Nende teooria eeldab, et kodumajapidamised säästavad teatud eesmärkidel. Näiteks säästetakse kestvuskaupade ostmiseks, kindluseks sissetuleku ebakindluse suhtes, terviseprobleemide katmiseks ning tarbimiseks peale pensionile jäämist. (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 680–681)

1.2. Säästmine ja säästmisharjumused

Kodumajapidamiste säästmise motiivid on erinevad ning võivad varieeruda piirkonniti ja vanusegrupiti. Samuti varieerub kodumajapidamiste säästumäär erinevate vanusegruppide, piirkondade, kodumajapidamiste tüüpide ja ühiskonna kihtide lõikes. (Browning & Lusardi, 1996)

1.2.1. Kodumajapidamiste säästmise motiivid ja dünaamika

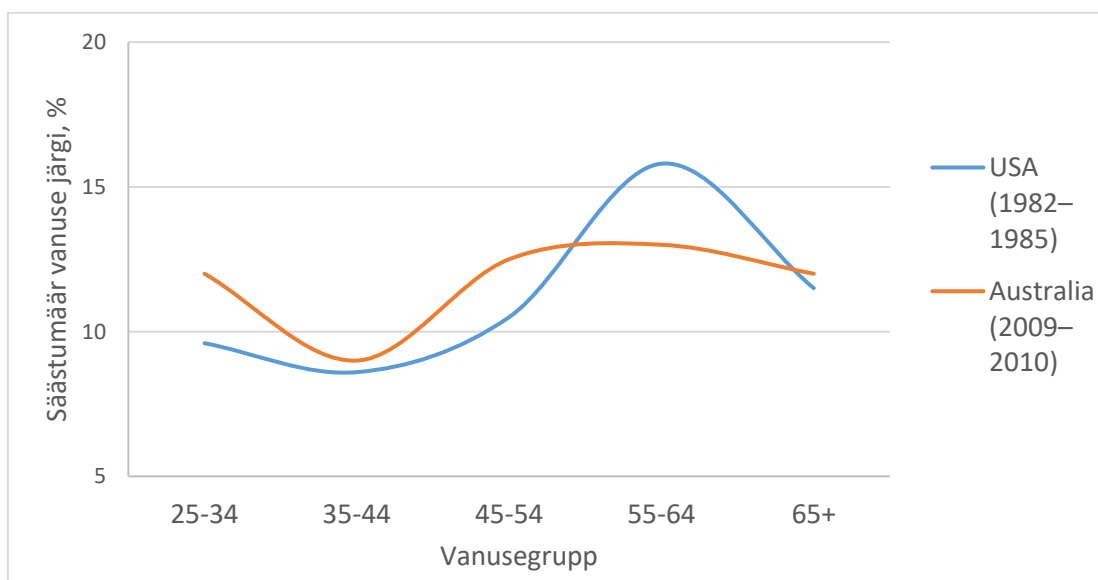
Erinevad teadustööd on uurinud erinevate säästmismotiivide tähtsust (Canova *et al.*, 2005, lk 22). Katonia, Alessie ning Lindqvisti uuringutes leiti, et Ameerika Ühendriikides ja Hollandis inimeste suurimaks säästmise motiiviks oli puhvri kogumine ettenägematute kulude katteks ja pensionieaks (Katona, 1975; Alessie *et al.*, 1997). Nii Jaapanis kui ka Austraalias leiti sarnased tulemused (Horioka & Watanabe, 1997; Harris *et al.*, 2002). Seega rahaliste vahendite kogumine ettenägematute kulude katteks on üks olulisemaid säästmise ajendeid. Olulisuse tähtsusele teiseks ja kolmandaks motiiviks hindasid inimesed vastavalt sissetuleku kogumist eluaseme soetamiseks ning rahaliste vahendite kogumist laste hariduse kindlustamiseks. (Canova *et al.*, 2005, lk 23) Üheksa põhilist motiivi, milleks raha säästetakse on järgmised: (Browning & Lusardi, 1996, lk 1797)

1. Rahalise puhvri kogumine ettenägematute kulude katteks;
2. Eeldatava sissetuleku ja eraisiku vajaduste kindlustamiseks;
3. Tulu saamiseks intressidest ja rahalise väärtuse suurenemisest;
4. Kasu saamiseks järk-järgult suurenevast tarbimisest;
5. Iseseisvumiseks ja võimalusteks teha erinevaid tegevusi;
6. Reservi kogumine äriprojektide elluviimiseks;
7. Varanduse pärandamiseks;
8. Ihnustunde rahuldamiseks;
9. Sissetuleku kogumine eluaseme, auto või teiste kestvuskaupade ostmiseks.

Inimeste põhilised säästmismotiivid varieeruvad erinevate kodumajapidamiste lõikes. Madalama sissetulekuga kodumajapidamised säästavad peamiselt igapäevaste kulutuste tegemiseks. Keskmise sissetulekuga kodumajapidamised säästavad ettenägematute kulude katteks. Kõrge sissetulekuga kodumajapidamised säästavad pensioniekas, laste tuleviku kindlustamiseks ja enesearenguks. (Kumarasinghe & Munasinghe, 2016, lk 368–369)

Inimeste säästmiskäitumisel esinevad teatud seaduspärasused. Enamasti säästetakse noores eas kõige vähem, keskeas säästetakse kõige rohkem ning pensionieas kulutatakse olemasolevaid sääste tarbimise finantseerimiseks. Samuti säästavad lastega kodumajapidamised tavaliselt vähem kui lasteta kodumajapidamised. Viimaseks säästavad jõukamad kodumajapidamised tihtipeale rohkem kui madala sissetulekuga kodumajapidamised. (Paabut, 2007, lk 44–45)

On oluline välja tuua, et kodumajapidamiste liikmetel võivad olla väga erinevad säästmisharjumused. Seega leibkonna koosseis on oluline tegur kodumajapidamiste säästmiskäitumise suhtes. Näiteks kui noor inimene otsustab türikorterit asemel elada vanemate kodus ja säästa eluaseme jaoks aktiivselt raha, kajastub see vanemate kodumajapidamise säästumääras. (Browning & Lusardi, 1996, lk 1815)



Joonis 1. Keskmise säästumäär vanusegruppide lõikes

Allikas: Browning & Lusardi (1996), Finlay, R., & Price, F. (2014), autori koostatud

Keskmine säästumäär varieerub piirkonniti ja oleneb riigi majandusolukorrast. Kahe erineva uuringu keskmine säästumäär vanusegruppide lõikes on välja toodud joonisel 1. Browning ja Lusardi läbiviidud uuringus leiti, et 1990-ndatel Ameerika ühendriikides säästab inimene eluea jooksul kõige vähem kui isiku vanus on vahemikus 35–44 aastat ning kõige rohkem kui isiku vanus on vahemikus 55–64 aastat (Browning & Lusardi, 1996, lk 1814). Finlay ja Price uuringus toodi välja, et Austraalias säästetakse eluea jooksul kõige vähem vanusegrupis 35- kuni 44-aastat ning kõige rohkem vanusegrupis 45- kuni 54- aastat ning 55- kuni 64-aastat (Finlay & Price 2014, lk 9).

Vaadates säästumäärasid erinevate kodumajapidamiste tüüpide lõikes, on märgata, et säästumäär on kõrgem abielus ja vabaabielus olevatel paaridel, kellel ei ole lapsi, kui paaridel, kellel on lapsed. Ühiskonnas on kõige madalam säästumäär üksikvanematel. Samuti mõjutab kooselu püsivus kodumajapidamiste säästmiskäitumist. Kodumajapidamistel, kus paar oli järjepidevalt abielus või suhtes, kasvasid varad keskmiselt seitse protsenti aastas. Seevastu leskede ja lahutatud perekondade kodumajapidamistes varade väärtus samal ajal kahanes. (Browning & Lusardi, 1996, lk 1815)

Kõrge sissetulekuga kodumajapidamised säästavad ühiskonnas kõige rohkem (Browning & Lusardi, 1996). Sellistel kodumajapidamistel on parem ligipääs võimalustele nagu investeerimine, kinnisvara soetamine ning ettevõtlus. Investeerimine, vara soetamine ja ettevõtlus võib omakorda pakkuda suuremat tulu. Samal ajal madala sissetulekuga kodumajapidamistel on kõige madalamad säästumäärad ühiskonnagruppide lõikes, kuna suurem osa nende sissetulekust kulub esmatarbekaupade ostmiseks. (Dyanan *et al.*, 2004, lk 405–406)

1.2.2. Säästmisharjumused Põhja-Euroopa riikides

Põhjamaade suurimaks kodumajapidamiste säästmise eripäraks 90-ndate ajal olid madalad säästus. Võrreldes rahvusvahelise keskmise säästumäära näitajaga olid Taani, Norra, Rootsi ja Soome kodumajapidamiste säästumäärad madalad (Koskela & Viren, 1992, lk 7). Muutus toimus 2007. ja 2011. aastal kui vastavalt Rootsis ja Norras kasvas kodumajapidamiste säästumäär kõrgemaks kui Euroala keskmine kodumajapidamiste säästumäär. Taani ja Soome kodumajapidamiste säästumäär on 2021. aasta andmete järgi jätkuvalt madalam kui Euroala keskmine kodumajapidamiste säästumäär (OECD, 2022).

Analüüsidest ajavahemikku 1995 kuni 2007 olid Balti riikides kõige madalamad kodumajapidamiste säästumäärad võrreldes teiste Euroopa riikidega ja Ameerika Ühendriikidega. Kuigi sel ajal suurenesid Eestis ja Lätis investeringute määrad kõige enam. Lisaks oli näha, et kodumajapidamiste laenu nõudlus oli suurim Iirimal, Lätis ja Eestis. (Leetmaa *et al.*, 2009)

Vaadates säästumäära ja vanuse vahelist seost, mis on ka välja toodud joonisel 1, on näha, et keskealises eas olevad isikud säästavad rohkem kui noored või pensionieas olevad inimesed. Vastupidiselt säästavad Eestis noored ja vanemad leibkonnad rohkem kui keskealises vanusegrupis olevad kodumajapidamised. Sarnased tulemused ilmnevad ka teistes siirderiikides nagu Lätis ja Leedus. Vastavaid tulemusi saab põhjendada põlvkondadevaheliste käitumismustri erinevustega.

Vanem generatsioon on harjunud väheste rahaliste vahenditega hakkama saama ning raha säästma. Samal ajal on noortel kõrge säästumäär, kuna soovitakse endale eluaset osta. (Paabut, 2007, lk 43)

1.2.3. Majanduskriisi mõju kodumajapidamiste säästmisele

2008. aasta finantskriis tõi endaga kaasa kodumajapidamiste säästmiskäitumise ulatusliku muutumise (Kukk & Staehr, 2017, lk 2596). Majanduskriisi ajal esines samaaegselt kolm šokki: eluasemehindade langus, aktsiaturuindeksite langus ja tööturu tingimuste drastiline halvenemine. Kõik eelnevalt mainitud nähtused põhjustasid kodumajapidamistel sissetuleku ebakindlust. (Christelis *et al.*, 2015, lk 2) Kodumajapidamiste ebakindlus sissetuleku suhtes suurendas omakorda oluliselt kodumajapidamiste säästumäärasid. Uuringute tulemused näitasid, et enam kui 40% kodumajapidamiste säästmise kasvust võis olla otseselt seotud töötuse riski suurenemisega ning sisemajanduse koguprodukti (SKP) volatiilsusega. (Mody *et al.*, 2012)

Analüüsides kodumajapidamiste säästumäära mõjutavaid tegureid majanduskriisi eelsel ja järgsel perioodil on näha erinevusi. Kukk ja Staehr uuring näitas, et inflatsioon oli statistiliselt mitteoluline muutuja kodumajapidamiste säästumäära mõjutamisel kriisieelsel perioodil. Inflatsioon muutus statistiliselt oluliseks muutujaks valimis, mis sisaldas kriisijärgset perioodi. Samuti oli kodumajapidamiste säästumäär konstantsem kriisieelsel perioodil võrreldes kriisijärgse perioodiga. (Kukk & Staehr, 2017)

Lisaks suurenes peale 2008. aasta majanduskriisi ka tarbija kindlustunde mõju kodumajapidamiste säästumääradele (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 698–701). Kriisieelsel buumiperioodil olid kodupidamistel optimistlikud väljavaated tuleviku suhtes, mis soodustas kiiret kodumajapidamiste laenukoormuse suurenemist. Majanduskriisi tulekuga olid aga suurema laenukoormusega kodumajapidamised tugevamini mõjutatud ning sunnitud tarbimist vähendama. (European Bank ..., 2011) Kodumajapidamiste ebakindlus oli tugevalt suurenenud majandusolukorra muutuste tõttu. Tarbijad kahtlesid rohkem, kas nad säilitavad oma töökoha, kui palju nende palk tõuseb ning kas nad saavad pensionieas olemasolevate säästudega hakkama. (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 698–701)

Kuigi majanduskriisil oli tugev mõju inimeste säästmiskäitumisele, mõjutas kriis erinevaid piirkondi ja riike erinevalt. Toetudes Euroopa Rekonstruktsiooni- ja Arengupanga aruandele olid Kesk- ja Ida-Euroopa riikide kodumajapidamised rohkem mõjutatud majanduskriisist kui Lääne-Euroopa riikide kodumajapidamised. Kesk- ja Ida-Euroopa koduasemelaenu turg oli struktuurselt vähem välja arenenud võrreldes Lääne-Euroopaga. Näiteks tihtipeale puudus

koduasemelaenu omakapitali väljavõtmise võimalus, mis oli Lääne-Euroopas üheks täiendavaks finantseerimise allikaks. Koduasemelaenu omamine oli Kesk- ja Ida-Euroopa kodumajapidamisele vaid koormuseks, kuna lepingud olid jäigad ja fikseeritud. (European Bank ..., 2011)

Teiseks põhjuseks, miks inimeste säästmiskäitumine muutus erinevalt erinevates riikides, on kodulaenu võtja profiili dünaamika. Keskmise koduasemelaenu võtja erines Kesk- ja Ida-Euroopa ning Lääne-Euroopa vahel. Lääne-Euroopas olid koduasemelaenud võetud varasemalt kui Kesk- ja Ida-Euroopas. Näiteks koduasemelaenu omanik Lääne-Euroopas oli keskmiselt 46-aastane ning Kesk- ja Ida-Euroopas 39-aastane. Keskmise möödunud aeg hüpoteegi võtmisest oli vastavalt kaheksa ja neli aastat. Seega Lääne-Euroopa eluasemelaenu omanikel oli suurem võimalus koguda kapitali ja omada suuremaid sääste. Kesk- ja Ida-Euroopa eluasemelaenu omanikud olid võtnud koduasemelaenu hilisemalt ning nende säästude suurused olid selle tõttu väiksemad. (European Bank ..., 2011)

1.3. Säästmist mõjutavad tegurid

Vastavalt standardsele tarbimismudelile sõltub kodumajapidamiste säästmine jooksvast sissetulekust, sissetuleku ootustest, maksustamisest, töötusriskist ja majandustsüklist (Kukk & Staehr, 2017, lk 2587).

1.3.1. Inflatsioon

Inflatsiooni mõõtmiseks kasutatakse tarbijahinnaindeksit, mis näitab teenuste ja tarbekaupade hinna muutust ajaperioodi jooksul. Positiivse inflatsiooni tulemusena väheneb eraisikute ja juriidiliste isikute olemasoleva raha väärtus ja ostujõud (Eesti Pank, 2022). 1970. ja 1980. aastate alguses tehti märkimisväärseid uuringuid inflatsiooni, kodumajapidamiste tarbimise ja säästmiskäitumise vahelise seose analüüsimiseks. Seose uurimiseks olid püstitatud mitmed hüpoteesid. (Koskela & Viren, 1992, lk 9) Vaatamata sellele ei ole veel kõrge inflatsiooni mõju kodumajapidamiste säästumääradele teoreetiliselt selge. (Kukk & Staehr, 2017, lk 2588)

Kõrge inflatsioon kahandab säästmise ostujõudu, seega on kodumajapidamistel mõistlikum säästuda ära kulutada, kui nende säästud on tulevikus vähem väärt. Seega võib inflatsiooni suurenemine vähendada säästmist. (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 690; Kukk & Staehr, 2017, lk 2588)

Samal ajal võib inflatsioon viidata majanduslikule ebakindlusele, mis omakorda suurendab säästmist. Suurem osa uurigutest, mis uurivad, kuidas inflatsioon mõjutab erasektori säästmist, leiavad, et inflatsioon viitab siiski majanduslikule ebakindlusele (Kukk & Staehr, 2017, lk 2588).

1970. ja 1980. aastate uuringutes leiti, et Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsiooni (OECD — *Organization for Economic Co-operation and Development*) riikides kippus kõrge inflatsioonimäär seostuma eraisikute kõrgete säästumääradega (Koskela & Viren, 1992). Sarnaseid tulemusi saadi ka Freytag ja Volli, Ferrucci ja Miralles-Cabrera ning Schrooten ja Stephan uuringutes, mida viidi läbi 21. sajandil. (Freytag & Voll, 2013; Ferrucci & Miralles-Cabrera, 2007; Schrooten & Stephan, 2005)

1.3.2. Tarbija kindlustunne

Erinevad uuringud on dokumenteerinud, et majanduslik ebakindlus on oluline kodumajapidamiste säästmiskäitumise ajend. Vastavalt elutsükli hüpoteesile üritavad kodumajapidamised tarbimist ühtlustada elu vältel. Kuna kodumajapidamised ei tea, milline sissetulek neil elu jooksul on, tehakse eelduseid. Eeldustega käib kaasas ebakindlus, mis omakorda põhjustab rahalise puhvri säästmise vajaduse ootamatute kulude katteks. Seega suurenenud ebakindlus tuleviku suhtes väljendub tarbijate madalamas sissetuleku kindlustundes. (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 679–680). Sel põhjusel on oluline lisada koostavasse mudelisse tarbija kindlustunde muutujad. Probleemiks on see, et tarbija kindlustunde kirjeldava muutuja leidmine on keeruline. (, 2020, lk 128)

Tarbija kindlustunde uuringud võtavad arvesse, millised on kodumajapidamiste eeldused tuleviku sissetuleku ja vara suhtes. Kodumajapidamistel, millel on optimistlikud ootused tuleviku suhtes, on kõrgem tarbijakindlustunde tase ning selle tõttu ka väiksemad säästud kui kodumajapidamistel, kellel on pessimistlikud eeldused tuleviku suhtes. (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 680–681)

Ebakindlust saab mõõta mitmel viisil. Mõningad tarbijakindlust kajastavad majanduslikud näitajad, mida kõige sagedamini kasutatakse on SKP reaalkasv, töötuse määr, inflatsioon, aktsiaturuindeksite volatiilsus või tarbija kindlustunde indikaator. (Bloom, 2014, lk 155; Eesti Konjunktuuriinstituut, 2016) Teised levinud ebakindluse mõõdikud on raskemini mõõdetavad, näiteks üheks nendest on sõna "ebakindluse" mainimine uudistes teatud ajaperioodi jooksul (Bloom, 2014, lk 155). Kui uuritakse tarbijate sissetulekute ebakindluse mõju, kasutatakse põhilise tarbija kindlustunde muutujana töötuse määra (Levenko, 2020, lk 128). Elaniku kohta prognoositava ebakindluse näitajana kasutatakse tihtipeale SKP reaalkasvu näitajat. Lisaks on

sotsiaalkaitse kulutuste suhe SKP-sse üheks tarbija kindlustunde näitajaks, kuna see näitab, kas leibkonnad arvavad, et peavad sõltuma tervishoiukulude rahastamisel või tööpuuduse leevendamisel iseendast. (Vanlaer *et al.*, 2019).

Töötuse määr näitab kui suur osa tööelistest inimestest, kes otsivad tööd, on töötud (OECD, 2022). Kui töötuse määr on kõrge, saab suur osa elanikkonnast madalat sissetulekut, mis näitab, et tarbijate säästmisvõime on väiksem ja võib viidata säästmise vähenemisele. Hinnates töötuse määra muutust on näha, et töötuse määra suurenemisel kasvab hirm töökoha kaotamise ees ja ebakindlus tulevaste sissetulekute osas, mistõttu võib suurendada kodumajapidamiste säästumäär. Seega võib öelda, et tööpuuduse tase võib olla tööjõu sissetuleku näitajaks ning töötuse määra muutus võib olla tarbija sissetuleku ebakindluse näitajaks. (Levenko, 2020) Sissetuleku ebakindluse suurenedes suureneb kodumajapidamiste säästmise määr. Seega esineb töötuse määra ja kodumajapidamiste säästumäära vahel positiivne seos. (Kukk & Staehr, 2017, lk 2587)

SKP reaalkasv näitab sisemajanduse koguprodukti aastast kasvumäära (OECD, 2022). **SKP reaalkasv** on üks majandustsükli faaside näitajatest, mis omab positiivset ja tugevat seost kodumajapidamiste säästumääraga (Vanlaer *et al.*, 2019). Seega kiire SKP kasv viib kodumajapidamiste sissetulekute ja säästumäära kasvuni (Andrejovska & Buleca, 2015, lk 214).

Sotsiaalkaitse kulutused hõlmavad rahalisi hüvitisi, otseseid mitterahalisi kaupade ja teenuste osutamisi ning sotsiaalsetel eesmärkidel tehtud maksusoodustusi. Hüvitised võivad olla suunatud madala sissetulekuga, töötutele, töövõimetutele, haigetele ning pensionieas olevatele isikutele. (OECD, 2022) Kui kodumajapidamised arvavad, et töö kaotamisel või tervishoiukulude katteks nad riigi poolt toetust ei saa, säästavad kodumajapidamised suurema tõenäosusega rohkem. Sellise muutuja näitajaks võtab autor sotsiaalkaitsekulutuste suhte SKP-st, mis kontrollib kodumajapidamiste kindlust riigi sotsiaalkaitstes. (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 678)

1.3.3. Teised säästmist mõjutavad tegurid

Tuginedes Hussaini ja Brookinsi ning Vanlaeri, Bieleni ja Marneffe uuringutele mõjutavad lisaks tarbija kindlustundele säästmiskäitumist ka valitsemissektori eelarve jääk, kodumajapidamiste sissetulek, kodumajapidamiste võlg ning ühiskonna ebavõrdsus. (Hussain & Brookins, 2001; Vanlaer *et al.*, 2019)

Valitsemissektori eelarve jääki defineeritakse valitsemissektori tulude ja kulude saldona. Näitajat mõõdetakse protsendina riigi sisemajanduse kogutoodangust (SKT-st). (OECD, 2022) Valitsemissektori eelarve puudujääk võib kaasa tuua maksusüsteemi muudatusi, mis omakorda mõjutab kodumajapidamiste säästumäära. Vastavalt Ricardi võrdväärsus teooriale on kodumajapidamiste säästmismäär ja valitsemissektori finantsseisundil negatiivne seos (Kukk & Staehr, 2017, lk 2588).

Kodumajapidamiste sissetulek on samuti üheks säästmist mõjutavaks teguriks. Nii Kuke ja Staehri kui ka Denizeri uuringud näitasid, et säästumäär jaotus erinevate sissetulekugruppide lõikes näitab tugevat positiivset seost sissetuleku ja säästmise vahel (Kukk & Staehr, 2017; Denizer *et al.*, 2002). Madala sissetulekuga kodumajapidamistel on säästumäär väike, kuna suurema osa sissetulekust kulutatakse esmatarbekaupadele. Sissetuleku kasvades suudavad madala sissetulekuga kodumajapidamised säästa rohkem. (Vanlaer *et al.*, 2019, lk 690) Samuti ei olene säästumäär suurus sissetuleku allikast (Denizer *et al.*, 2002).

Ebavõrdsus võib samuti olla kodumajapidamiste säästumäär muutuse teguriks, kuid selle mõju on keeruline hinnata. Kõrgema sissetulekuga kodumajapidamised säästavad rohkem kui madala sissetulekuga kodumajapidamised. Järelikult on ühiskonnas kõrge kodumajapidamiste säästumäär, kui majanduslik ebavõrdsus on suur (Dynan *et al.*, 2004). Üldine kodumajapidamiste säästumäär kasvab, kui suur osa rahvamajanduse kogutoodangust liigub väikese inimeste hulga kätte, kes on jõukad ja tarbivad vähe. Esialsed tõestusmaterjalid näitavad ka, et madala sissetulekuga kodumajapidamised üritavad kopeerida kõrgema sissetulekuga kodumajapidamiste tarbimist, mille tõttu vähenevad madala sissetulekuga kodumajapidamiste säästus ja suurenevad laenukohustused (Bertrand & Morse, 2016). Samal ajal on uuringud näidanud ka vastuolulisi tulemusi. 1957. aasta uuringus esitas Friedman empiirilisi tõendeid, et püsivalt kõrge sissetulekuga eraisikud tarbivad samasuguse osa sissetulekust kui püsivalt madala sissetulekuga eraisikud. (Dynan *et al.*, 2004, lk 409). Antud lõputöös kasutab autor mudeli kooostamise ebavõrdsuse näitajaks Gini koefitsenti. **Gini koefitsient** põhineb elanikkonna kumulatiivse osakaalu võrdlusel elanikkonna sissetuleku kumulatiivse osakaaluga. Koefitsendi väärtus on vahemikus 0–1, kus null näitab maksimaalset võrdsust ning üks maksimaalset ebavõrdsust elanikkonna sissetuleku vahel. (OECD, 2022)

Kodumajapidamiste võlg arvutatakse kodumajapidamiste kõikide kohustuste jagamisel kodumajapidamiste aastase korrigeeritud kasutatava netotuluga. (OECD, 2022). Vanlaer ja Paabuti

uuringud leidsid, et kodumajapidamiste võlg mõjutab negatiivselt kodumajapidamiste säästumäära (Vanlaer *et al.*, 2019; Paabut, 2007). Esiteks kasutavad kodumajapidamised laenutooteid tarbimise ühtlustamiseks. Laenatakse tulevaste tulude arvelt, mis vähendab omakorda tulevasi säästumäärasid. (Paabut, 2007) Teiseks, suure võlakoormusega kodumajapidamistel on väiksem säästumäär, kuna finantskohustuste teenindamise kulud moodustavad suure osa kodumajapidamiste sissetulekust ning kodumajapidamistel jääb vähem rahalisi vahendeid säästmiseks. (Vanlaer *et al.*, 2019)

1.4. Ülevaade varasematest uuringutest

Tabelis 1 on välja toodud varasemate uuringute paneelandmete modelleerimise tulemused. Tabelis on kajastatud sõltumatud muutujad, mida kasutati ka käesoleva lõputöö paneelandmete analüüsis. On näha, et inflatsiooni mõju kodumajapidamiste säästumäärale on ebamäärane. Vanlaeri, Callen ja Thimanni, Levenko ning Mody uuringud said erinevad tulemused, kuidas inflatsiooni mõjutab kodumajapidamiste säästumäära. Vaid Callen ja Thimanni uuringus oli inflatsioon statistiliselt oluline 0,05 olulisuse nivool. Samuti selgub, et inflatsiooni ja kodumajapidamiste säästumäära vahelise seose vahel võib esineda nii positiivne kui ka negatiivne seos. (Callen & Thimann, 1997; Vanlaer *et al.*, 2019; Mody *et al.*, 2012; Levenko, 2020).

Toetudes varasematele uuringutele esineb SKP reaalkasvu ja kodumajapidamiste säästumäära ning sotsiaalkaitsekulutuste suhtarvu ja kodumajapidamiste säästumäära vahel positiivne seos. Samas selgus, et mõlemad tunnused on statistiliselt mitteolulised kodumajapidamiste säästumäära mõjutamisel. (Kukk & Staehr, 2017, lk 2587; Vanlaer *et al.*, 2019)

Uurides töötuse määra mõju kodumajapidamiste säästumäärale tulemusi varasematest uuringutest, on näha, et töötuse määr on statistiliselt oluline tunnus kodumajapidamiste säästumäära mõjutamisel. Kuke ja Staehri, Vanlaeri ning Mody teadustöodes leiti, et töötuse määra suurenemine suurendab kodumajapidamiste säästumäärasid. Seega on töötuse määra ja kodumajapidamiste säästumäära vahel positiivne seos (Kukk & Staehr, 2017; Vanlaer *et al.*, 2019; Mody *et al.*, 2012). Vastupidiselt leiti Callen ja Thimanni uuringus, et töötuse määra ja kodumajapidamiste säästumäära vahel esineb negatiivne seos (Callen & Thimann, 1997). Kuna Calleni ja Thimanni uuring oli tehtud 20. sajandil ning Kuke ja Staehri, Vanlaeri ja Mody uuring 21. sajandil võib töötuse määra mõju suuna erinevus olla tingitud valimi ajaperioodi erinevustest.

Tabel 1. Varasemate uuringute tulemused

Sõltumatu muutuja	Varasemad uuringud	Piirkond	Mõju kodumajapidamiste säästumäärale
Inflatsioon	Vanlaer <i>et al.</i> (2019)	Euroopa	- *
	Callen & Thimann (1997)	Kesk- ja Ida-Euroopa	+***
	Levenko (2020)	Euroopa	+
	Mody <i>et al.</i> (2012)	Euroopa, G7 liikmesriigid	+
SKP reaalkasv	Kukk & Staehr (2017)	Kesk- ja Ida-Euroopa	+
	Vanlaer <i>et al.</i> (2019)	Euroopa	+
Sotsiaalkaitsekulutuste suhe SKP-sse	Vanlaer <i>et al.</i> (2019)	Euroopa	+
Töötuse määr	Kukk & Staehr (2017)	Kesk- ja Ida-Euroopa	+****
	Vanlaer <i>et al.</i> (2019)	Euroopa	+****
	Mody <i>et al.</i> (2012)	Euroopa, G7 liikmesriigid	+****
	Callen & Thimann (1997)	OECD liikmesriigid	-**
	Levenko (2020)	Euroopa	+****
Valitsemissektori eelarve jääk	Vanlaer <i>et al.</i> (2019)	Euroopa	-
	Kukk & Staehr (2017)	Kesk- ja Ida-Euroopa	+****
	Callen & Thimann (1997)	OECD liikmesriigid	-***
Kodumajapidamiste sissetulek	Vanlaer <i>et al.</i> (2019)	Euroopa	- *
	Mody <i>et al.</i> (2012)	Euroopa, G7 liikmesriigid	-***
	Callen & Thimann (1997)	OECD liikmesriigid	+**
	Levenko (2020)	Euroopa	+****
Gini koefitsent	Vanlaer <i>et al.</i> (2019)	Euroopa	- *
	Levenko (2020)	Euroopa	+
Kodumajapidamiste võlg	Vanlaer <i>et al.</i> (2019)	Euroopa	- *

Allikas: Autori koostatud kasutatud kirjanduseses toodud andmete alusel

Märkus: * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1

** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05

*** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

Tim Calleni ja Christian Thimanni leidsid, et valitsemissektori eelarve jääk on negatiivselt seotud kodumajapidamiste säästumääraga. Valitsemissektori eelarve jäägi suurenemine ühe protsendi võrra toob kaasa kodumajapidamiste säästumäära vähenemise 0,39%. (Callen & Thimann, 1997) Vastupidiselt ilmnis Kuke ja Staehri teadustöös, et valitsemissektori eelarve jäägi ja kodumajapidamiste säästumäära vahel esineb positiivne seos. (Kukk & Staehr, 2017, 2592)

Lisaks järeldati Vanlaeri teadustöös, et tarbija finantsolukorra kindlustunne mõjutab kodumajapidamiste säästumäära märgatavalt rohkem kui tarbija kindlustunne üldise majandusolukorra vastu. Tarbija kindlustunne on negatiivses seoses kodumajapidamiste säästumääraga ehk tarbija kindlustunde langemine suurendab kodumajapidamiste säästumäära. (Vanlaer *et al.*, 2019) Mody, Ohnsorge ja Sandri uuring tõi samuti välja, et ebakindlas majanduslikus olukorras kodumajapidamiste säästused suurenevad. Eeskätt mõjutab tarbijakindlus kodumajapidamiste säästmist, kui tarbijate ebakindlus sissetuleku suhtes suureneb. Tulemused näitasid, et üle 40% kodumajapidamiste säästmise kasvust võis olla otseselt seotud töö kaotuse riski suurenemisega ja SKP volatiilsusega. (Mody *et al.* 2012, 29)

2. ANDMED JA METOODIKA

Käesoleva bakalaureuse töö raames viidi läbi paneelandmete analüüs kodumajapidamiste säästumäära mõjutavate tegurite mõju välja selgitamiseks. Modelleerimiseks valiti kaheksa makromajandusliku näitajat ning kasutati Põhja-Euroopa riikide andmeid. Vastav analüüs aitas vastuse leida püstitatud uurimisküsimustele.

2.1. Uuringu valim ja kirjeldav statistika

Autor soovis läbi viia analüüsi kümne Põhja-Euroopa riigi kohta, milleks on Taani, Rootsi, Norra, Soome, Eesti, Island, Iirimaa, Läti, Leedu ja Suurbritannia (University of Central Florida, 2022). Kõikide riikide makromajanduslike näitajate andmed võeti Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsiooni ja Euroopa Liidu statistikaameti andmebaasidest (OECD, 2022; Eurostat, tabel Adjusted gross ...). OECD ja Eurostati andmebaaside valik oli tingitud andmebaaside usaldusväärsusest.

Valimi aegridu tuli kohandada andmete puudulikuse tõttu. Perioodi valimisel peeti oluliseks analüüsi kaasata 2008. aasta majanduskriisi andmed ning analüüsi perioodiks valida ajavahemik 2001 kuni 2021. Andmete kogumisel selgus, et sotsiaalkulutuste, gini koefitsendi ja kodumajapidamiste võla näitajate väärtused 2021. aasta kohta olid puudulikud. Otsustati kasutada balansseerimata paneelandmeid, kuna 2021. aasta kajastab inflatsiooni tõusu ning seega on oluline seda aastat valimisse jätta. Lisaks puudusid andmed 2001. kuni 2003. aasta Leedu kodumajapidamiste säästumäära kohta. Seega lõppvalimisse võeti kaheksa riigi andmed ajavahemikul 2004 kuni 2021.

Mudeli sõltuvaks tunnuseks valis autor kodumajapidamiste säästumäära. Kodumajapidamiste säästumäära arvutamisel lisatakse kodumajapidamiste kasutatavale netosissetulekule korrigeeritud pensionifondide netokapitali muutus, seejärel lahutatakse kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused ning saadud summa jagatakse kodumajapidamiste kasutatava netosissetulekuga. Kirjeldatud valem (1) näeb välja järgmiselt (OECD, 2022):

$$HSav = (HInc + PEnt - Hcons) / \times Hinc \quad (1)$$

kus

HSav – kodumajapidamiste säästumäär,
HInc – kodumajapidamiste kasutatav netosissetulek,
PEnt – pensionifondide netokapitali muutus,
HCons – kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused.

Mudeli sõltumatuteks tunnusteks valis autor järgnevad makromajanduslikud tunnused: inflatsioon (tarbijahinnaindeks), SKP reaalkasv, sotsiaalkaitsekulutuste suhe SKP-sse, töötuse määr, valitsemissektori eelarve jäägi suhe SKP-sse, kodumajapidamise korrigeeritud kasutatav aastane brutotulu, gini koefitsent ja kodumajapidamiste võlg. Kõik tegurid valiti toetudes varasemalt läbiviidud uuringutele. Esialgne paneelandmete mudeli valem näeb välja järgnevalt:

$$HSav_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times d_Inflation_{it} + \beta_2 \times d_GDP_{it} + \beta_3 \times SP_{it} + \beta_4 \times Unemp_{it} + \beta_5 \times Gov_{it} + \beta_6 \times Inc_{it} + \beta_7 \times Gini_{it} + \beta_8 \times Debt_{it} + u_{it} \quad (2)$$

kus

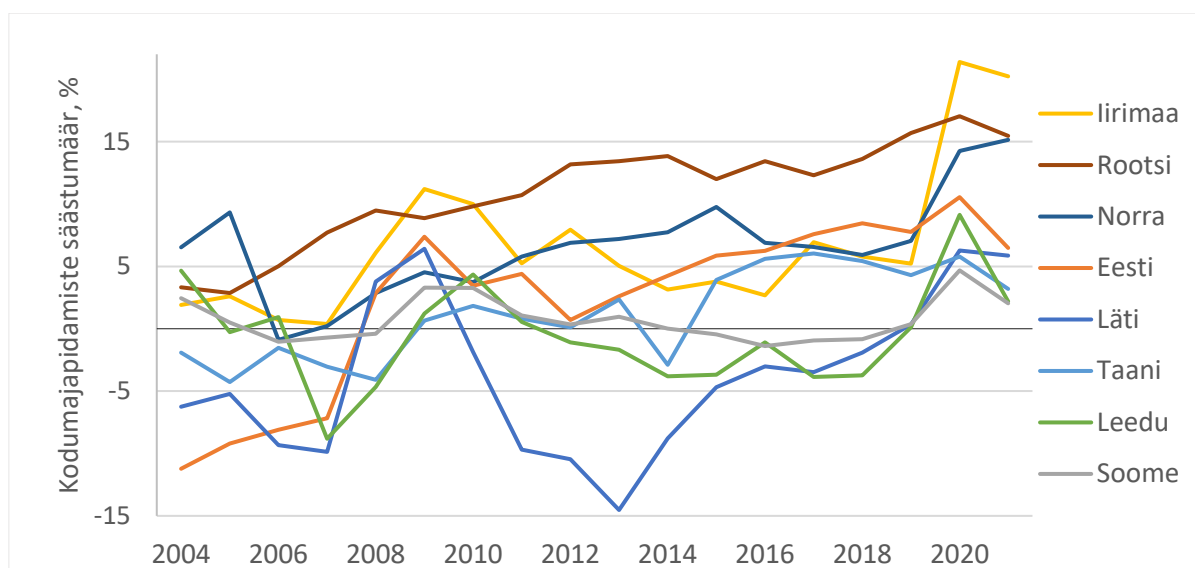
HSav – kodumajapidamiste säästumäär, %
d_Inflation – inflatsioonimäär (tarbijahinnaindeks) 1. järku diferents, %
d_GDP – SKP reaalkasvu 1. järku diferents, %
SP – Sotsiaalkaitse kulutuste suhe SKP-sse, %
Unemp – töötuse määr, %
Gov – valitsemissektori eelarve jääk, %
Inc – kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu, €
Gini – gini koefitsent, %
Debt – kodumajapidamiste võlg, %
 β_0 – mudeli vabaliige,
 $\beta_1 - \beta_8$ – mudeli parameeter, mis väljendab mõjutegurit,
u – mudeli vealiige,
t – perioodide arv ($t = 1, 2, \dots, T$),
i – riik.

Valemis on välja toodud kõik kasutatavad tunnused. Kui tegemist on aegreaga, mille tunnus on 1. järku diferentsitud, lisatakse tunnuste ette tähis $d_$. Esimest järku diferents kajastab aegrea muutusi võrreldes eelmise perioodiga (Sauga, 2022). Kasutatavatest makromajanduslikest näitajatest näitavad inflatsioonimäär ja SKP reaalkasv muutust võrreldes eelneva perioodiga. Seega on tegemist 1. järku diferentsiga ja tunnustele lisatakse tähis $d_$.

Kõikide riikide makromajanduslike näitajate kirjeldav statistika on välja toodud lisas 1. Kirjeldav statistika näitab riigi tunnuse aritmeetilist keskmist, miinimumväärtust, maksimumväärtust, standardhälvet ja variatsioonikordajat. Kui tunnuse aritmeetilised keskmised on sarnased, tuleb tunnuste hajumise võrdlemiseks kasutada standardhälvet. Kui tunnuse aritmeetilised keskmised

erinevad oluliselt või tunnused on erinevates ühikutes, tuleb tunnuste hajumise võrdlemiseks kasutada variatsioonikordajat. (Sauga, 2022) Samal ajal ei sobi variatsioonikordaja kui aritmeetilised keskmised on nii positiivsed kui ka negatiivsed väärtused. Seega kasutatakse tunnuste varieerumise võrdlemiseks variatsioonikordajat järgnevate tunnuste puhul: SP, Unemp, Inc ja Debt.

Põhja-Euroopa riikide säästumäära dünaamika ning kirjeldav statistika ajaperioodil 2004 kuni 2021 on välja toodud joonisel 2 ja tabelis 2. On näha, et kodumajapidamiste säästumäär on piirkonniti erinev. Võrreldes teiste Põhja-Euroopa riikidega on Iirimaa, Rootsi ja Norra kodumajapidamiste säästumäära väärtus olnud vaadeldava perioodi jooksul positiivne. Üheks põhjuseks võib olla kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatava brutotulu stabiilsus. Iirimaa, Rootsi ja Norra korrigeeritud kasutatava brutotulu variatsioonikordajad on võrreldes teiste riikidega kõige väiksemad.



Joonis 2. Põhja-Euroopa riikide kodumajapidamiste säästumäära dünaamika
Allikas: OECD (2022), autori koostatud

Selgus, et säästumäär on kõige madalam olnud Lätis. Läti aritmeetiline keskmiseks säästumääraks uuritava perioodi jooksul kujunes $-3,59\%$. Läti kodumajapidamiste säästumäära negatiivne väärtus püsis Lätis üheksa aastat vahemikus 2010 kuni 2019. Negatiivne säästumäär viitab sellele, et kodumajapidamised kulutasid igakuiselt rohkem kui oli nende sissetulek. Negatiivset kodumajapidamiste säästumäära saab põhjendada teiste Läti makromajanduslike näitajate abil,

mis on välja toodud lisas 1. Lätis oli kõige kõrgem keskmine inflatsioon, töötuse määr ning kõige madalam keskmine kodumajapidamiste sissetulek ja sotsiaalkulutuste suhe SKP-sse.

Lisaks leiti, et 2008. aasta majanduskriis mõjutas kodumajapidamiste säästumäära viies riigis: Eestis, Soomes, Lätis, Leedus ja Iirimaa. Peale 2008. aastat langes nendes riikides kodumajapidamiste säästumäär ning selle taastumiseks kulus kaheksa kuni kümme aastat. Samal ajal Rootsis, Taanis ja Norras ei olnud märgatavat langust kodumajapidamiste säästumääras. Võrreldes teiste Põhja-Euroopa riikidega oli Rootsis, Taanis ja Norras inflatsioon, SKP reaalkasv ning kodumajapidamiste võlg stabiilsem, kuna vastavate tunnuste standardhälbed ja variatsioonikordaja olid madalamad. Samuti on näha, et keskmine töötuse määr nendes riikides on madalam ja keskmine valitsemissektori eelarve jääk on positiivne väärtus.

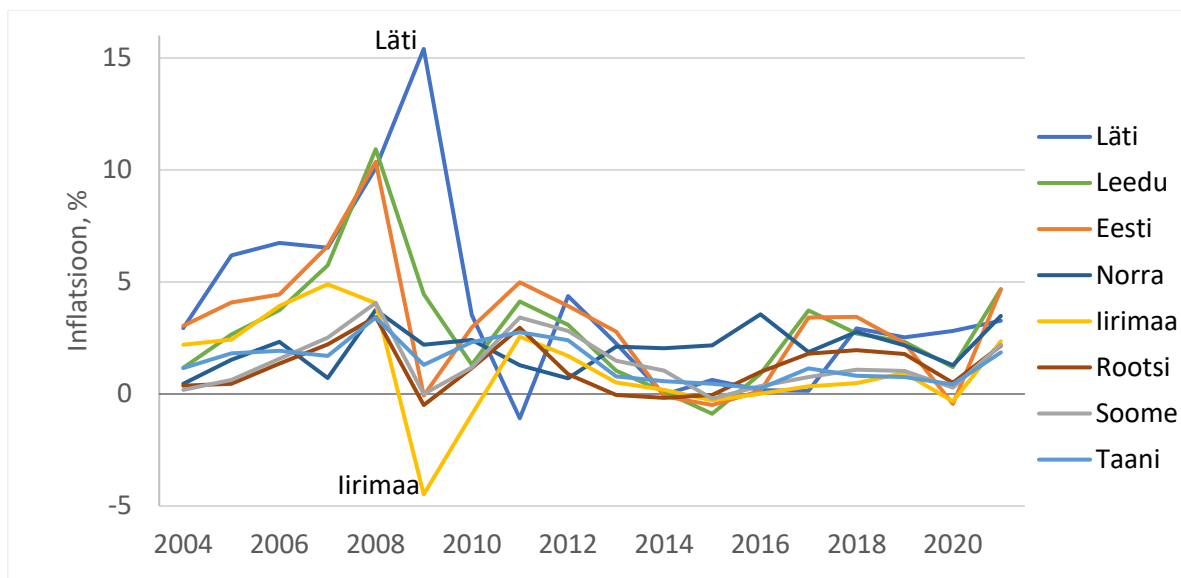
Tabel 2. Kodumajapidamiste säästumäära kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 kuni 2021.

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve
Taani	1.24	-4.273	6.034	3.561
Eesti	2.38	-11.223	10.547	6.688
Soome	0.73	-1.389	4.678	1.746
Iirimaa	6.68	0.380	21.381	5.905
Läti	-3.69	-14.528	6.408	6.312
Leedu	-0.53	-8.817	9.131	4.116
Norra	6.64	-0.888	15.141	4.025
Rootsi	10.98	2.863	17.036	4.149

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

On märgata, et 2020. aasta koroonaviiruse pandeemia mõjutas kodumajapidamiste säästumäära positiivselt. Kõikides riikides kasvas kodumajapidamiste säästumäär 2020. aastal. Eestis, Lätis, Leedus, Soomes, Iirimaa ja Norras kasvas säästumäär hüppeliselt. Iirimal võib märgata ühe aastaga 15%-st säästumäära tõusu ning Lätis 6%-st ja Leedus 9%-st tõusu. Koroonaviiruse pandeemia ajal avaldasid koroonaviirusega seatud piirangud, nakatumise hirm ja motiiv raha kogumiseks ettenägematute kulude katteks kõige rohkem mõju kodumajapidamiste säästumäärale. Samuti kulutasid kodumajapidamised vähem võrreldes koroonapandeemiaeelse ajaga. (Dossche *et al.*, 2022, lk 3)

Joonisel 3 on välja toodud Põhja-Euroopa riikide inflatsiooni dünaamika ajavahemikus 2004 kuni 2021. Põhja-Euroopa riikide seast oli Balti riikides kõige kõrgem inflatsioon. Inflatsiooni aritmeetiline keekmine, maksimumväärtus kui ka standardhälve olid Balti riikides märgatavalt kõrgemad võrreldes teiste riikidega (tabel 3).



Joonis 3. Põhja-Euroopa riikide inflatsiooni dünaamika

Allikas: OECD (2022), autori koostatud

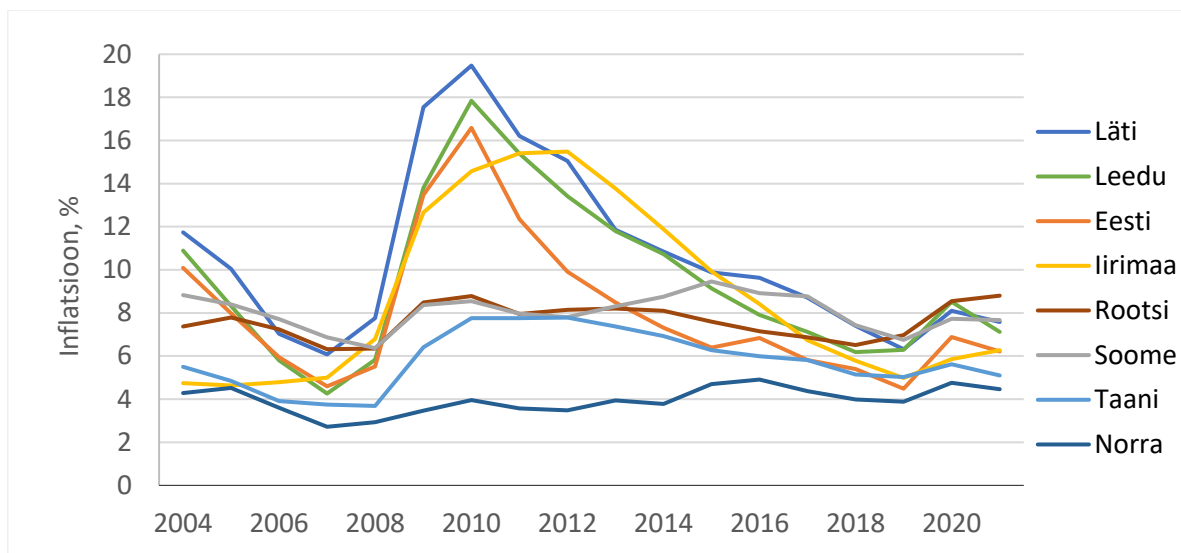
Pärast liitumist Euroopa liiduga 2004. aastal tõusis Balti riikides inflatsioon, mida põhjustasid mitmed kattuvad tegurid. Balti riike mõjutas toimuv maksusüsteemide ühtlustumine ja ülemaailmne nafta hinnatõus. Lisaks suurendas inflatsiooni ka kõrge ettevõtete ja tarbijate kindlustunne, kuna Balti riigid olid saanud Euroopa Liidu liikmeteks. (Benkovskis *et al.*, 2009, lk 8)

Tabel 3. Inflatsiooni kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 kuni 2021.

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Variatsioonikordaja
Taani	1.43	0.25	3.42	0.894	0.623
Eesti	3.11	-0.49	10.36	2.765	0.889
Soome	1.35	-0.21	4.07	1.208	0.892
Iirimaa	1.14	-4.48	4.90	2.180	1.907
Läti	3.86	-1.08	15.40	4.046	1.049
Leedu	2.95	-0.88	10.93	2.649	0.899
Norra	2.05	0.45	3.75	0.959	0.468
Rootsi	1.18	-0.49	3.44	1.114	0.943

Allikas: autori koostatud Gretl andmetötlusprogrammis

Taanis ja Norras oli inflatsioon kõige stabiilsem vaadeldava perioodi jooksul, kuna riikide inflatsiooni standardhälbed oli madalad. Riigid, kus on tugevam hinnastabiilsus, on vähem mõjutatud globaalsest inflatsioonist võrreldes riikidega, kus on nõrgem inflatsiooni distsipliin (Ciccarelli & Mojon, 2005, lk 8). Näiteks Taani ja Norra SKP reaalkasvu varieeruvus, keskmine töötuse määr olid samuti kõige madalamad võrreldes teiste Põhja-Euroopa riikidega.



Joonis 4. Põhja-Euroopa riikide töötuse määra dünaamika

Allikas: OECD (2022), autori koostatud

Joonisel 4 ja tabelil 4 on välja toodud Põhja-Euroopa riikide töötuse määra dünaamika ja kirjeldav statistika. Balti riikide ja Iirimaa töötuse määr varieerus tugevalt vaadeldava perioodi jooksul. Vastavate riikide töötuse määra variatsioonikordaja väärtused olid kaks kuni neli korda suuremad kui Skandinaavia riikidel. Majanduskriisi ajal tõusis töötuse määr järsult Balti riikides ja Iirimaa. Üheks põhjuseks, miks Balti riikides esines kõrge tööpuudus, on kõrge sissetuleku maksumäär, mis vähendas tööjõu pakkumist, tööhõivet ja suurendas varimajandust (Ebeke & Everaert, 2014, lk 14).

Tabel 4. Kodumajapidamiste töötuse määra kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 kuni 2021.

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Variatsioonikordaja
Taani	5.81	3.68	7.78	1.345	0.231
Eesti	8.01	4.48	16.58	3.304	0.412
Soome	8.03	6.37	9.46	0.826	0.103
Iirimaa	8.76	4.63	15.48	4.086	0.466
Läti	10.62	6.08	19.48	3.999	0.376
Leedu	9.46	4.26	17.84	3.751	0.396
Norra	3.96	2.72	4.91	0.609	0.154
Rootsi	7.62	6.32	8.80	0.814	0.107

Allikas: autori koostatud Gretl andmetötlusprogrammis

Võrreldes teiste Põhja-Euroopa riikidega on Norras töötuse määr olnud kõige madalam. Keskmine töötuse määr oli Norras 3,96% ajavahemikus 2004 kuni 2021. Soomes ja Rootsis varieerus töötuse

määr kõige vähem, kuna nende riikide töötuse määra variatsioonikordajad olid kõige väiksemad. Järelikult oli Soomes ja Rootsis töötuse määr stabiilsem kui teistes Põhja-Euroopa riikides. Kokkuvõttes on näha, et Skandinaavia riikides oli töötuse määr stabiilsem ja madalam kui Batli riikides ja Irimaal. Autori arvates oli Skandinaavia riikides töötuse määr madalam ja stabiilsem, kuna SKP reaalkasv varieerus vähem ning sotsiaalkaitse kulutused olid kõrgemad ja konstantsemad. Skandinaavia riikide madal SKP reaalkasvu standardhälve näitab, et SKP varieeruvus oli väiksem ehk majandusolukord riigis võis olla stabiilsem. Lisaks näitab sotsiaalkaitse kulutuste kõrge keskmine väärtus, et vähemkindlustatud ühiskonnaliikmetel olid suuremad toetused, et rasketel aegadel toime tulla.

2.2. Paneelandmete modelleerimine

Antud lõputöös kasutati andmete analüüsimiseks balansseerimata paneelandmete mudelit. Paneelandmete analüüs näitab, millised seosed esinevad sõltuva ja sõltumatute muutujate vahel. Vastava mudeli koostamise jaoks kasutas autor andmetöötlusprogrammi Gretlit. Paneelandmetega saab modelleerida ühendatud mudelit, LSDV mudelit, fikseeritud efektidega mudelit ning juhuslike efektidega mudelit (Sauga, 2022). Koostatakse kõik eelnevalt mainitud mudelid ning hinnatakse F-testi, Hausmani ja Breusch-Pagani testi abiga, millist mudelit tuleb kasutada. Seejärel vaadatakse, kas kõik muutujad on statistiliselt olulised ning hinnatakse, kas statistiliselt mitteolulise tunnuse eemaldamisel mudel paraneb.

Paneelandmete mudeli koostamisel tuleb kontrollida, kas muutujate aegread on statsionaarsed. Mittestatsionaarsete aegridade kasutamine mudelis võib põhjustada mudeli ebatäpsuse ja tekitada näiva regressiooni. Aegridade statsionaarsuse kontrollimiseks kasutab autor Dickey-Fuller ühikjuure testi, mille tulemused on välja toodud lisas 2. Kui tunnuste tulemuste väärtused on suuremad 0,05 olulisuse nivoost, tuleb vastu võtta nullhüpotees ehk muutujate aegridades esineb ühikjuur.

Dickey-Fuller ühikjuure testi tulemuste põhjal selgus, et tunnuste HSav, SP, Unemp, Gov, Inc, Gini ja Debt aegread ei ole statsionaarsed. Ühikjuure kaotamiseks lisati tunnustele 1. järku diferents. Diferentseeritud muutujad kontrolliti uuesti Dickey-Fuller ühikjuure testiga, mille tulemused on samuti välja toodud lisas 2. Saadud tulemuste põhjal saab vastu võtta sisuka hüpoteesi ja järeldada, et kõikide muutujate aegread on statsionaarsed.

Multikollinearsuse esinemise testimiseks koostatakse korrelatsioonimaatriks, mis on välja toodud lisas 3. Korrelatsiooni maatriksi hindamisel selgus, et SKP reaalkasv ja sotsiaalkaitsekulutuste suhe SKP-sse olid tugevas korrelatsioonis teiste sõltumatute muutujatega, kuna korrelatsiooni koefitsendid ületasid väärtuse 0,7. Mõlemad muutujad eemaldatakse mudelist, et vältida parameetrite hinnangute tugevat nihkumist (Vainu, 2006, lk 43). Lõplik korrelatsioonimaatriks on välja toodud lisas 4. Peale tunnuste eemaldamist uuendatud mudeli valem (3) näeb välja järgmiselt:

$$d_HSav_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times d_Inflation_{it} + \beta_2 \times d_Unemp_{it} + \beta_3 \times d_Gov_{it} + \beta_4 \times d_Inc_{it} + \beta_5 \times d_Gini_{it} + \beta_6 \times d_Debt_{it} + u_{it} \quad (3)$$

kus

- d_HSav – kodumajapidamiste säästumäära 1. järku diferents,
- $d_Inflation$ – inflatsioonimäär (tarbijahinnaindeks) 1. järku diferents,
- d_Unemp – töötuse määr 1. järku diferents,
- d_Gov – valitsemissektori eelarve jäägi 1. järku diferents
- d_Inc – kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatava brutotulu 1. järku diferents,
- d_Gini – gini koefitsendi 1. järku diferents,
- d_Debt – kodumajapidamiste võla 1. järku diferents,
- β_0 – mudeli vabaliige,
- $\beta_1 - \beta_6$ – mudeli parameeter, mis väljendab mõjutegurit,
- u – mudeli vealiige,
- t – perioodide arv ($t = 1, 2, \dots, T$),
- i – riik.

Majandusnähtuste uurimisel kasutatakse tihtipeale jaotunud viitaegadega mudeleid, kuna tunnuse mõju võib avalduda alles pärast ajavahemiku möödumist (Vainu, 2006, lk 83). Antud lõputöös testitakse, kas tunnuste mõjul kodumajapidamiste säästumääradele on viitaeg. Esialgsel mudelil (lisa 5) lisatakse tunnustele ükshaaval viitaeg ning hinnatakse akaike informatsioonikriteeriumi abil, kas mudel paranes. Lisaks hinnatakse, kas viitaja lisamine on statistiliselt oluline.

Viitaegade lisamisel ilmnis, et akaike informatsioonikriteerium suurenes järgnevate tunnuste puhul: töötuse määr, kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu, gini koefitsent ja kodumajapidamiste võlg. Akaike kriteerium oli kõige madalam, kui inflatsioonile ja valitsemissektori eelarve jäägile lisati teist järku viitaeg. Seega kasutatakse järgnevates mudelites inflatsiooni ja valitsemissektori eelarve jäägi puhul teist järku viitaega (lisa 6).

Vähimruutude meetodiga ühendatud mudelil (*pooled model*) kontrollitakse tunnuste märkide loogilisust. Inflatsioon ja kodumajapidamiste võlg on negatiivses seoses kodumajapidamiste

säästumääraga. Inflatsiooni kasvades väheneb kodumajapidamiste säästumäär, kuna kodumajapidamiste ostujõud väheneb. Samuti vähenevad kodumajapidamiste säästus kodumajapidamiste võla suurenemisel, kuna laenatakse kapitali tuleviku sissetulekute arvelt.

Töötuse määr, valitsemissektori eelarve jääk, kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu ja gini koefitsent on positiivses seoses kodumajapidamiste säästumääraga. Töötuse määra kasvades suureneb kodumajapidamiste säästumäär, kuna kodumajapidamised muutuvad pessimistlikumaks tuleviku suhtes. Valitsemissektori eelarve jäägi ja kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatava brutotulu suurenemine viitab majanduslikule kasvule, mille tõttu kodumajapidamiste säästumäär suureneb, kuna kodumajapidamistel jääb rohkem rahalisi vahendeid kätte. Gini koefitsendi suurenemisel suureneb ühiskonnas tulude jaotuse ebavõrdsus. Ühiskonnas, kus esineb kõrge majanduslik ebavõrdsus, on kodumajapidamiste säästumäär suurem (Dyner *et al.*, 2004). Järelikult kõikide tunnuste seosed on mudelis loogilised.

Mutlikollinearsuse täpsemaks hindamiseks leiti varieeruvusindeksid (VIF), mis on välja toodud lisa 7. Selgus, et regressorite vahel multikollinearsust ei esine, kuna ühegi muutaja VIF-väärtus ei olnud kõrgem kui 2,0 ühikut. Samuti testiti jääkliikmete normaaljaotust Doornik-Hanseni testi abil (lisa 6). Testi teststatistiku olulisuse tõenäosus oli väiksem 0,05 olulisuse nivoost ($p < 0,05$), järelikult jääkliikmed ei allu normaaljaotusele.

Autokorrelatsiooni esinemise korral väheneb regressioonikordajate usaldatavus, kuna parameetrite standardhälved ja t-statistikud võivad anda valesid tulemusi (Vainu, 2006, lk 65). Seega testis autor autokorrelatsiooni esinemist ühendatud mudelis Durbin-Watsoni kriteeriumi abil (lisa 6). Autokorrelatsiooni olulisuse tõenäosus oli suurem olulisuse nivoost ($p > 0,05$), võeti vastu nullhüpotees: autokorrelatsiooni ei esine. Lisaks viidi läbi Ramsey RESET test, mille abil on võimalik hinnata mudeli kuju õigsust. RESET testi olulisuse tõenäosuseks saadi 0,316. Seega võetakse vastu nullhüpotees ($p > 0,05$), et mudeli kuju on õige.

Järgnevalt viidi läbi White test heteroskedastiivsuse testimiseks (lisa 6). Heteroskedastiivsuse esinemisel väheneb muutujate standardvigade hinnangute efektiivsus (Vainu, 2006, lk 38). White-testi olulisuse tõenäosus oli väiksem olulisuse nivoost ehk võeti vastu sisukas hüpotees, et heteroskedastiivsus esineb. Heteroskedastiivsuse esinemise tõttu kasutatakse mudelis kohandatud standardvigu (lisa 8).

3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED

Järgnev peatükk jaguneb kaheks alapeatükiks. Estiteks kirjeldatakse ja võrreldakse paneelandmete mudeli modelleerimise tulemusi. Analüüsitakse saadud mudeli modelleeritud tulemusi ning mudeli kirjeldusvõimet. Teiseks tuuakse välja mudeli analüüsi tulemusel saadud järeldused ning tehakse ettepanekuid edaspidisteks uuringuteks. Kõikide järelduste tegemisel lähtuti olulisuse nivoost 0,05 ehk lubatud eksimise tõenäosus on 5%.

3.1. Paneelandmete modelleerimise tulemused

Käesolevas lõputoos modelleeriti mudel Põhja-Euroopa balansseerimata paneelandmete põhjal. Sõltumatuks muutujaks on valitud kodumajapidamiste säästumäär ning regressoriteks inflatsioonimäär, töötuse määr, valitsemissektori eelarve jääk, kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu, gini koefitsent ning kodumajapidamiste võlg. Sotsiaalkaitsekulutuste suhe SKP-sse ning SKP reaalkasv eemaldati mudelist tugeva korrelatsiooni esinemise tõttu. Dickey-Fuller ühikjuure testi põhjal lisati kodumajapidamiste säästumäärale, töötuse määrale, valitsemissektori eelarve jäägile, kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatava brutotulule, gini koefitsendile ja kodumajapidamiste võlale 1. järku diferents tunnuste mittetatsionaarsuse eemaldamiseks.

Autokorrelatsiooni esinemise kontrollimisel saadi teststatistiku olulisuse tõenäosuseks 0,857. Järelikult autokorrelatsiooni mudelis ei esine, kuna olulisuse tõenäosus $p > 0,05$. Heteroskedastiivsuse kontrollimiseks viidi läbi White test. Tulemuseks saadi, et heteroskedastiivsus esineb, kuna teststatistiku olulisuse tõenäosus $p = 0,001 < 0,05$. Heteroskedastiivsuse esinemise tõttu kasutatakse mudelis kohandatud standardvigu. Samuti kontrolliti jääkliikmete normaaljaotust. Testi tulemuste põhjal selgus, et mudeli jääkliikmed ei allu normaaljaotusele, kuna teststatistiku olulisuse tõenäosus on väiksem olulisuse nivoost ($p = 0,001 < 0,05$). Kohandatud standardvigadega ühendatud mudeli tulemused on välja toodud tabelis 5 ja lisa 8.

Tabel 5. Ühendatud mudel kohandatud standardvigadega

	Koefitsent	Standardviga	T-statistik	P-väärtus
Konstant	-0,284	0,5093	-0,558	0,5941
d_Inflation_2	-0,247	0,0362	-6,830	0,0002***
d_Unemp	1,368	0,2008	6,815	0,0002***
d_Gov_2	0,182	0,0444	4,098	0,0046***
d_Inc	0,003	0,0009	3,744	0,0072***
d_Gini	11,59	14,235	0,814	0,4421
d_Debt	-0,163	0,0436	-3,741	0,0073***
R^2	0,460			
Korrigeeritud R^2	0,429			
P-väärtus	$0,38^{e-4}$			

Allikas: autori koostatud lisa 5 andmete alusel

Märkus: * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1

** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05

*** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

Tabelis 5 oleva ühendatud mudeli F-testi olulisuse tõenäosus on $0,38^{e-4}$, mis on väiksem olulisuse nivoo. Järelikult võetakse vastu sisukas hüpotees: mudel on statistiliselt oluline. Mudeli determinatsioonikordaja, mis näitab mudeli kirjeldusvõimet, on 0,46. Seega ligikaudu 46% moodustab regressioonihajuvus kodumajapidamiste säästumäära koguhajuvusest. Hinnates muutujate t-testi olulisuse tõenäosust, on näha, et inflatsioon, töötuse määr, valitsemissektori eelarve jääk, kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu ja võlg on statistiliselt olulised nivool 0,05. Gini koefitsent osutus statistiliselt mitte olulisteks.

Järgnevalt hinnati LSDV mudelit, mis on välja toodud lisa 9. Võrreldes ühendatud mudeliga sisaldab LSDV mudel riikide fiktiivseid tunnuseid. Seega kajastab LSDV mudel riikide vahelisi erinevusi. LSDV ja ühendatud mudeli võrdluseks koostati kitsenduste F-test, mille alusel tehti järeldus, millist mudelit tuleb kasutada. Kitsenduse F-testi tulemuseks saadi 0,46, mis on suurem olulisuse nivoo ($p > 0,05$). Seega võetakse vastu nullhüpotees: fiktiivsete tunnuste parameetrid võrduvad nulliga ning tuleks kasutada ühendatud mudelit.

Fikseeritud efektidega grupisisene mudel on välja toodud tabelis 6 ja lisa 10. Grupisisese mudeli LSDV determinatsiooni kordaja on suurem ühendatud mudeli determinatsiooni kordajast ($0,495 > 0,429$). LSDV determinatsioonikordaja näitab kui suur osa kodumajapidamiste säästumäära hajumisest on põhjendatud muutujate ning riikide fiktiivsete tunnustega (Sauga, 2022).

Tabel 6. Fikseeritud efektidega mudel

	Koefitsent	Standardviga	T-statistik	P-väärtus
Konstant	-0,370	0,4911	-0,753	0,4533
d_Inflation_2	-0,260	0,1194	-2,178	0,0318**
d_Unemp	1,419	0,1624	8,737	6,64 ^{e-14} ***
d_Gov_2	0,188	0,0773	2,431	0,0169**
d_Inc	0,004	0,0006	5,791	8,47 ^{e-8} ***
d_Gini	17,501	26,1386	0,670	0,5047
d_Debt	-0,174	0,0396	-4,395	2,80 ^{e-5} ***
LSDV R^2	0,495			
Grupisisene R^2	0,490			
P-väärtus	6,58 ^{e-10}			

Allikas: autori koostatud lisa 5 andmete alusel

Märkus: * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1

** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05

*** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

Ühendatud mudeli ja fikseeritud efektidega mudeli võrdlemiseks viidi läbi kitsenduste F-test, mis näitab, kas mudelis peab olema ühine vabaliige (Sauga, 2022). Testi tulemuse olulisuse tõenäosuse väärtuseks saadi 0,456, mis on suurem olulisuse nivoo ($p > 0,05$). F-statistikule vastavat võetakse vastu nullhüpotees ehk objektispetsiifilised vabaliikmed on statistiliselt mitteolulised, parem on ühendatud mudel.

Samuti hinnati juhuslike efektidega mudelit, mille tulemused on välja toodud lisa 11. Juhuslike efektidega mudeli tulemused sarnanevad fikseeritud efektidega mudeli tulemustega. Võrreldes fikseeritud efektide mudeliga on juhuslike efektidega mudelis koefitsendid madalamad. Juhuslike efektidega mudeli ja ühendatud mudeli võrdlemiseks kasutati Breusch-Pagani testi, mille tulemused on välja toodud lisa 11. Breusch-Pagani test näitab, kas vealiikmetes esinevad või puuduvad objektispetsiifilised komponendid (Sauga, 2022). Breusch-Pagani testi teststatistiku olulisuse tõenäosuseks saadi 0,787. Kuna olulisuse tõenäosus on suurem 0,05 olulisuse nivoo, võeti vastu nullhüpotees ehk juhuslike efektidega mudeli kasutamine ei ole põhjendatud ning ühendatud mudel on parem.

Seega põhinedes Breusch-Pagani ja F-testile kasutatakse edaspidi ühendatud mudelit, kuna riigi spetsiifilised vabaliikmed ei ole statistiliselt olulised. Ühendatud mudelist, mis on välja toodud tabelis 5 (edaspidi mudel 1), eemaldatakse statistiliselt mitteolulised muutujad ning hinnatakse, kas tunnuse eemaldamisel mudel paraneb või halveneb. Mudelite võrdlus on välja toodud tabelis

7. Esiteks eemaldatakse suurima t-testi olulisuse tõenäosusega muutuja, milleks on gini koefitsent ($p = 0,442$). Uuendatud mudelit nimetatakse edaspidi mudel 2 (lisa 12).

Tabel 7. Ühendatud mudelite võrdlus

	Mudel 1		Mudel 2	
	Koefitsent	P-väärtus	Koefitsent	P-väärtus
Konstant	-0,284	0,5941	-0,281	0,5937
d_Inflation_2	-0,247	0,0002***	-0,247	0,0004***
d_Unemp	1,368	0,0002***	1,363	0,0002***
d_Gov_2	0,182	0,0046***	0,183	0,0047***
d_Inc	0,003	0,0072***	0,003	0,0066***
d_Gini	11,59	0,4421	-	-
d_Debt	-0,163	0,0073***	-0,163	0,0061***
R^2	0,460		0,459	
Korrigeeritud R^2	0,429		0,433	
P-väärtus	$0,38^{e-4}$		$0,45^{e-4}$	

Allikas: autori koostatud lisa 5 andmete alusel

Märkus: * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1

** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05

*** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

Korrigeeritud determinatsioonikordaja abil võrreldakse erineva tunnuste arvuga mudeleid. Kui korrigeeritud determinatsioonikordaja suureneb, on uue muutuja lisamine õigustatud (Sauga, 2022). Esimese muutuja eemaldamisel suurenes mudeli korrigeeritud determinatsiooni-kordaja ($0,433 > 0,429$), järelikult on muutuja eemaldamine põhjendatud. Teiste mudelis olevate muutujate ja konstandi statistiline olulisus muutuja eemaldamisel ei muutunud. Mudeli kirjeldusvõime kahanes, kuna determinatsioonikordaja väärtus vähenes ($0,460 > 0,459$). Samuti vähenes ka akaike informatsioonikriteerium ($550 > 548$). Kokkuvõttes on gini koefitsendi eemaldamine mudelist põhjendatud ning mudel paranes, kuna korrigeeritud determinatsioonikordaja suurenes ja akaike kriteerium vähenes.

Uuendatud mudelis on kõik tunnused statistiliselt olulised 0,01 olulisuse nivool. Seega mudelist enam tunnuseid ei eemaldata. Mudel 2, mis on välja toodud tabelis 7 ja lisa 12 on lõplik kasutatav mudel, mille järgi tehakse järeldusi. Mudeli uuendatud regressioonijooni valemit (4) näeb välja järgmiselt:

$$d_HSav_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times d_Inflation_{it-2} + \beta_2 \times d_Unemp_{it} + \beta_3 \times d_Gov_{it-2} + \beta_4 \times d_Inc_{it} + \beta_5 \times d_Debt_{it} + u_{it} \quad (4)$$

kus

- d_HSav – kodumajapidamiste säästumäär 1. järku diferents,
- $d_Inflation$ – inflatsioonimäär (tarbijahinnaindeks) 1. järku diferents 2. järku viitajaga,
- d_Unemp – töötuse määr 1. järku diferents,
- d_Gov – valitsemissektori eelarve jäägi 1. järku diferents 2. järku viitajaga,
- d_Inc – kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatava brutotulu 1. järku diferents,
- d_Debt – kodumajapidamiste võla 1. järku diferents,
- β_0 – mudeli vabaliige,
- $\beta_1 - \beta_5$ – mudeli parameeter, mis väljendab mõjutegurit,
- u – mudeli vealiige,
- t – perioodide arv ($t = 1, 2, \dots, T$),
- i – riik.

Lõpliku ühendatud mudeli kõik viis muutujat on statistiliselt olulised nivool 0,01. Nendeks muutujateks on inflatsioonimäär, töötuse määr, valitsemissektori eelarve jäägi suhe SKP-sse, kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu ning kodumajapidamiste võlg. Vastavalt F-testile on mudel statistiliselt oluline nivool 0,01. Mudeli determinatsioonikordaja väärtuseks on 0,459 ehk mudeli kirjeldusvõime on ligikaudu 45,9%. Lõplikul mudelil ei esine autokorrelatsiooni. Heteroskedastiivsuse parandamiseks on kasutatud kohandatud standardvigu ning jäägid ei allu normaaljaotusele.

3.2. Järeldused ja ettepanekud

Käesolevas kodumajapidamiste säästumäär mõjutavate tegurite uuringus valiti regressoriteks kaheksa makromajandusliku näitajat: inflatsioon, SKP reaalkasv, sotsiaalkaitsekulutuste suhe SKP-sse, töötuse määr, valitsemissektori eelarve jäägi suhe SKP-sse, kodumajapidamise korrigeeritud kasutatav brutotulu, gini koefitsent ja kodumajapidamiste võlg. Lõpliku mudeli hindamisel selgus, et inflatsioonimäär, töötuse määr, valitsemissektori eelarve jäägi suhe SKP-sse, kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu ning kodumajapidamiste võlg on statistiliselt olulised 0,01 olulisuse nivool.

Lõputöö üheks uurimisülesandeks oli inflatsiooni ja säästumäär vahelise seose uurimine. Mudeli hindamisel selgus, et inflatsiooni ja kodumajapidamiste säästumäär vahel esineb negatiivne seos. Järelikult kui Põhja-Euroopa riikides inflatsioonimäär suureneb, väheneb kodumajapidamiste säästumäär. Selgus, et inflatsioon mõjub kodumajapidamiste säästumäärale viitajaga. Tõlgendades

saadud mudeli tulemusi 1% inflatsioonimäära suurenemisel Põhja-Euroopa riikides väheneb viitajaga kodumajapidamiste säästumäära aastane muutus 0,25%. Vanlaeri, Bielen ja Marnefe uuringus, mille valim koosnes 18-st Euroopa riigist, leiti, et inflatsioon oli statistiliselt oluline kodumajapidamiste säästumäära mõjutav tunnus 0,1 olulisuse nivool. Lisaks leiti, et kodumajapidamiste säästumäära ja inflatsiooni vahel esineb negatiivne seos. (Vanlaer *et al.*, 2019) Seega käesolevas lõputöös saadi analoogne tulemus.

Vastavalt eelnevalt läbiviidud uuringutele valiti tarbija kindlustunde mõju näitajateks töötuse määr, SKP reaalkasv ja sotsiaalkaitse kulutuste suhe SKP-sse. SKP reaalkasvu ja sotsiaalkaitse kulutuste suhtarvu tunnused olid mudelist eemaldatud, kuna tunnuste vahel esines tugeva korrelatsioon. Töötuse määr osutus statistiliselt oluliseks tunnuseks, millel esineb positiivne seos kodumajapidamiste säästumääraga.

Vastavalt mudelile, kui Põhja-Euroopa riikides töötuse määr aastane muutus suureneb 1% võrra, suureneb ka kodumajapidamiste säästumäära aastane muutus 1,39%. Kuke, Mody, Vanlaeri ja Levenko uuringutes saadi samuti tulemuseks, et kodumajapidamiste säästumäära ja töötuse määr vahel esineb positiivne seos ning töötuse määr on statistiliselt oluline tunnus 0,01 olulisuse nivool (Kukk & Staehr, 2017; Mody *et al.*, 2012; Vanlaer *et al.*, 2019; Levenko, 2020). Järelikult on tarbija sissetuleku kindlustundel olemas tegelik mõju kodumajapidamiste säästumäärale Põhja-Euroopa riikides.

Valitsemissektori eelarve jäägil ilmnes viitajaga positiivne mõju kodumajapidamiste säästumäärale. Seega valitsemissektori eelarve jäägi suurenemisel suureneb viitajaga ka kodumajapidamiste säästumäär Põhja-Euroopa riikides. Varasematest uuringutest said Kukk ja Staehr sarnase tulemuse Kesk- ja Ida-Euroopa riikide valimi põhjal (Kukk & Staehr, 2017).

Tulemuste põhjal järeldati, et kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu on positiivses seoses kodumajapidamiste säästumääraga. Seega, Põhja-Euroopas kodumajapidamiste säästumäär suureneb kui kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu kasvab. Toetudes mudelile 100 euro aastase korrigeeritud kasutatava brutotulu muutuse suurenemisel kasvab kodumajapidamiste säästumäära aastane muutus 0,3%. Järelikult peab korrigeeritud kasutatav brutotulu kasvama suurel summal, et ilmneks tegelik mõju kodumajapidamiste säästumäärale. Eelnevalt läbi viidud uuringutest said Callen ja Thimann ning Levenko samut tulemuseks, et kodumajapidamiste

säästumäära ja kodumajapidamiste sissetuleku vahel esineb positiivne seos. (Callen & Thimann, 2019; Levenko, 2020)

Samuti selgus, et kodumajapidamiste võla ja kodumajapidamiste säästumäära vahel esineb negatiivne seos. Järelikult Põhja-Euroopa riikide kodumajapidamiste võla suurenedes vähenevad kodumajapidamiste säästumäärad. Võrreldes eelnevalt läbi viidud uuringutega saadi tulemuseks negatiivse seose esinemise kodumajapidamiste võla ja säästumäära vahel ka Vanlaeri, Bieleni ja Marnefe uuringus (Vanlaer *et al.*, 2019).

Gini koefitsent osutus mudelis statistiliselt mitteoluliseks tunnuseks. Järelikult ei ole ühiskonna tulude jaotuse ebavõrdsusel tegelikku mõju kodumajapidamiste säästumääradele Põhja-Euroopa riikides. Ka Levenko uuringus leiti, et gini koefitsent oli statistiliselt mitteoluline tunnus kodumajapidamiste säästumäära mõjutamisel Euroopa riikides (Levenko, 2020).

Käesolevat tööd saaks mitmel viisil edasi arendada. Edasistes uuringutes oleks perspektiivne analüüsida Balti ja Skandinaavia riike eraldi. Kuna Skandinaavia ja Balti riikide majandusolukord on 20. sajandil olnud erinev, võib väiksema valimi puhul leida rohkem Balti ja Skandinaavia riikide omaseid seoseid. Samuti võib edasistes uuringutes mudelisse juurde võtta uusi tunnuseid mudeli kirjeldusvõime suurendamiseks. Lõpliku mudeli kirjeldusvõimeks kujunes 45,9%. Seega on veel olulisi tunnuseid, mida käesoleva töö mudel ei sisalda. Lisaks tuleks autori arvates tulevastes uuringutes võtta valimisse 2022. aasta andmeid, kuna 2022. aastal on inflatsioon hüppeliselt kasvanud ning tarbija kindlustunne kiiresti langenud.

KOKKUVÕTE

Käesolev bakalaureusetöö keskendus kodumajapidamiste säästumäära mõjutavatel teguritel Põhja-Euroopa riikide näitel. Teema valik on tingitud käesoleva aasta majandusolukorrast, kus inflatsioon on teinud kiire tõusu ning tarbija kindlustunne kiire languse Euroopa riikides. Lähtuvalt püstitatud eesmärgist tuli uurida ja välja selgitada, kuidas inflatsioon ja tarbijate kindlustunne mõjutavad kodumajapidamiste säästumäära.

Antud bakalaureusetöö teoreetilises osas kirjeldati säästmist käsitlevaid teooriaid, säästmise motiive, säästmise dünaamikat ja selgitati, millist mõju avaldas säästmisharjumustele majanduskriis. Samuti käsitleti kõiki säästmist mõjutavaid tegureid, mida antud lõputöö mudelis kasutati. Lisaks kirjeldati säästmisharjumusi Põhja-Euroopa riikides ning koostati põhjalik ülevaade varasematest uuringutest, mis käsitlesid kodumajapidamiste säästumäära. Töö metoodilises osas selgitati valimi valikut ja koostati valimit kirjeldav statistika. Seejärel viidi läbi balansseerimata paneelandmete modelleerimine ja analüüs, mida käsitleti empiirilises osas.

Uurimiseks koostati balansseerimata paneelandmete mudelid, mida analüüsi andmetöötlusprogrammis Gretl. Mudeli sõltuvaks tunnuseks valiti kodumajapidamiste säästumäär. Vastavalt varasematele uuringutele valiti sõltumatuteks muutujateks inflatsioonimäär, SKP reaalkasv, sotsiaalkaitsekulutuste suhe SKP-sse, töötuse määr, valitsemissektori eelarve jäägi suhe SKP-sse, kodumajapidamise korrigeeritud kasutatav brutotulu, gini koefitsent ja kodumajapidamiste võlg. Lõplikusse valimisse jäi kaheksa Põhja-Euroopa riiki ning valimi perioodiks aastate vahemik 2004 kuni 2021.

Paneelandmete analüüsi käigus koostati ühendatud mudel, LSDV mudel, fikseeritud efektidega mudel ja juhuslike efektidega mudel. Seejärel hinnati F-testi, Hausmani testi ja Breusch-Pagani testi põhjal, millist mudelit tuleb kasutada. Selgus, et riigi spetsiifilised vabaliikmed on statistiliselt mitteolulised ning lõplikuks mudeliks kujunes ühendatud mudel korrigeeritud standardvigadega.

Saadud mudeli kirjeldusvõime ei olnud kõrge, kuna mudeli determinatsioonikordaja oli 0,459. Selgus, et inflatsioonil on viitajaga negatiivne mõju kodumajapidamiste säästumäärale Põhja-Euroopa riikides. Tarbija kindlustunde mõju näitajatest osutus töötuse määr statistiliselt oluliseks tunnuseks. Selgus, et töötuse määr ja kodumajapidamiste säästumäär vahel esineb positiivne seos Põhja-Euroopa riikides. Samuti leiti, et valitsemissektori eelarve jääk ja kodumajapidamiste korrigeeritud kasutatav brutotulu mõjutab kodumajapidamiste säästumäär positiivselt ning kodumajapidamiste võla ja säästumäär vahel esineb negatiivne seos.

Edasisteks uuringuteks tegi autor mitmeid ettepanekuid. Esiteks võib eraldi uurida Skandinaavia ja Balti riikide kodumajapidamiste säästumäär mõjutavaid tegureid. Sel viisil selguvad Skandinaavia riikide ja Balti riikide spetsiifilisemad tunnused ning mudeli tulemused võivad olla täpsemad. Teiseks tuleks tulevastel uuringutes valimisse võtta 2022. aasta andmed. 2022. aastal tegi tarbija kindlustunne kiire languse ning inflatsioon saavutas Euroopas 20. sajandi kõrgeima väärtuse. Samuti võib edasistes uuringutes võtta valimisse uusi tunnuseid, mida selles töös ei kasutatud.

SUMMARY

FACTORS AFFECTING HOUSEHOLD SAVINGS RATE IN NORTHERN EUROPE

Diana Roots

This bachelor's thesis is focused on the factors influencing the savings rate of households using the example of Northern European countries. The reason for the choice of topic is current year's economic situation as inflation has rapidly increased and consumer confidence declined in European countries. The aim of the thesis was to find out how inflation and consumer confidence affect the savings rate of a household in Northern European countries.

In the theoretical part of this bachelor's thesis, following topics were discussed and described: theories about saving, motives for saving, dynamics of an average household saver and impact of the economic crisis on saving habits. Also, macroeconomic factors that were used in the model were described. In addition, saving habits in Northern European countries were described and a comprehensive overview of previous studies dealing with household savings rates was prepared. In the empirical part, the selection of the sample was explained and descriptive statistics were composed. Afterwards, an analysis of unbalanced panel data was performed.

For the study, unbalanced panel data models were prepared and analyzed in the data processing program named Gretl. The household savings rate was chosen as the dependent variable. In accordance with previous studies, following macroeconomic factors were chosen as independent variables: the inflation rate, real GDP growth, the ratio of social protection expenditures to GDP, the unemployment rate, the ratio of the government budget balance to GDP, adjusted gross disposable household income, the gini coefficient and household debt. The final sample contained data of eight Northern European countries with the time period from 2004 to 2021.

For panel data analysis a pooled model, LSDV model, fixed effects model, and random effects model were evaluated. To determine which model is best suited, F-test, Hausman test, and

Breusch-Pagan test were used. As a result, a pooled model with robust standard errors was chosen as a conclusive model. Hence, country-specific intercepts were not statistically significant.

Based on the results, it was concluded that inflation has a negative effect on the households savings rate in Northern European countries. Among the consumer confidence indicators, only the unemployment rate turned out to be a statistically significant variable. In addition, it was deducted that a rise in government budget balance rate and households adjusted gross disposable income rate has a positive effect on the household savings rate. On the other hand, there was a negative relation between household debt rate and household savings rate.

For a further research, the author made several suggestions. Firstly, the samples of Scandinavia and Baltic countries may be analysed separately. This may show more accurate results for region specific variables of the Scandinavian countries and the Baltic countries. Secondly, data from 2022 should be included in the future studies. In 2022, consumer confidence fell rapidly and inflation reached the peak in Europe in the 20th century. Moreover, new variables that were not used in current study, may be included in the further studies.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Alessie, R., Lusardi, A., & Aldershof, T. (1997). Income and wealth over the life cycle: Evidence from panel data. *Review of Income and Wealth*, 43(1), 1–32. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1997.tb00198.x>
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Association*, 53(1), 55–84.
- Andrejovska, A., & Buleca, J. (2015). Regression Analysis of Factors Influencing Volume of Households' Savings in the V4 Countries. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 7(1), 213-222. <https://doi.org/10.5901/mjss.2016.v7n1p213>
- Benkovskis, K., Kulikov, D., Paula, D., & Ruud, L. (2009). Inflation in the Baltic countries. *Kroon and Economy*, 1(2), 6–54.
- Bertrand, M., & Morse, A. (2016). Trickle-down consumption. *Review of Economics and Statistics*, 98(5), 863–879.
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in Uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-176. <https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153>
- Browning, M., & Lusardi, A. (1996). Household saving: Micro theories and micro facts. *Journal of Economic Literature*, 34 (4), 1797–1855.
- Callen, T., & Thimann, C. (1997). Empirical Determinants of Household Saving: Evidence From OECD Countries. *IMF Working Paper*, No. 181.
- Canova, L., Manganelli, A. M. & Webley, P. (2005). The hierarchical structure of saving motives. *Journal of Economic Psychology*. 26(1), 21–34. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2003.08.007>
- Christelis, D., Georgarakos, D., & Jappelli, T. (2015) Wealth Shocks, Unemployment Shocks and Consumption in the Wake of the Great Recession. *ECB Working Paper*, No. 1762. <https://doi.org/10.2866/101323>
- Ciccarelli, M., & Mojon, B. (2005) Global Inflation. *ECB Working Paper Series*, No. 537.
- Denizer, C., Wolf, H., & Ying, Y. (2002). Household Savings in the Transition. *Journal of Comparative Economics*, 30(3), 463-473. <https://doi.org/10.1006/jcec.2002.1792>
- Dossche, M., Georgarakos, D., Kolndrekaj, A. & Tavares, F. (2022) Household saving during the COVID-19 pandemic and implications for the recovery of consumption. *ECB Economic Bulletin*, No. 5.

- Dynan, K. E., Skinner, J., & Zeldes, S. P. (2004) Do the Rich Save More?. *Journal of Political Economy*, 112(2), 397–444. <https://doi.org/10.1086/381475>
- Ebeke, C., & Everaert, G. (2014). Unemployment and Structural Unemployment in the Baltics. *IMF Working Paper*, No. 153.
- Eesti Konjunkturiinstituut. (2021). *Tarbijate kindlustunne novembris*. Kasutatud 13. detsember 2022 <https://www.ki.ee>
- Eesti Pank. (n.d.). *Hinnastabiilsuse tähtsus*. Kasutatud 18. oktoober 2022 <https://www.eestipank.ee/rahapoliitika/hinnastabiilsuse-tahtsus>
- European Bank for Reconstruction and Development. (2011). Crisis and transition: The people's perspective. Transition report. Kasutatud 15. oktoober 2022 <https://www.ebrd.com/downloads/research/transition/tr11.pdf>
- Eurostat. (2022). Adjusted gross disposable income of households per capita. Kasutatud 21. oktoober 2022 https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/sdg_10_20/default/table?lang=en
- Ferrucci, G., & Miralles-Cabrera, C. (2007). Saving Behaviour and Global Imbalances: The Role of Emerging Market Economies. *ECB Working Paper*, No. 842. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1054822>
- Finlay, R., & Price, F. (2014) Household Saving in Australia. *Research Discussion Paper*, 2014(03).
- Freytag, A., & Voll, S. (2013) Institutions and savings in developing and emerging economies. *Public Choice*, 2013(157), 475-509. <https://doi.org/10.1007/s11127-013-0121-7>
- Harris, M. N., Loundes, J., & Webster, E. (2002). Determinants of household saving in Australia. *Economic Record*, 78(241), 207–223. <https://doi.org/10.1111/1475-4932.00024>
- Horioka, C. Y., & Watanabe, W. (1997). Why do people save? A micro-analysis of motives for household saving in Japan. *Economic Journal*, 107(442), 537–552.
- Hussain, M., & Brookins, O. T. (2001). On the Determinants of National Saving: An Extreme-Bounds Analysis. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137(1), 150-174. <https://doi.org/10.1007/BF02707604>
- Katona, G. (1975). Psychological economics. *Journal of Behavioral Economics*, 5(1), 205-208.
- Koskela, E., & Viren, M. (1992). Inflation, Capital Markets and Household Saving in the Nordic Countries. *The Scandinavian Journal of Economics*, 94(2), 215-227. <https://doi.org/10.2307/3440447>
- Kukk, M., & Staehr, K. (2017). Macroeconomic Factors in the Dynamics of Corporate and Household Saving: Evidence from Central and Eastern Europe. *Emerging Markets*

Finance and Trade, 53(11), 2585-2608.
<https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1262759>

- Kumarasinghe, P. J., & Munasinghe, S. C. (2016). *13th International Conference on Business Management*, 2017(13), 366-377. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2910297>
- Kärner, K. (2022). *SEB uuring: Eesti inimestest ligi kolmandik säästab varasemast vähem*. Kasutatud 1. oktoober 2022 <https://www.seb.ee/foorum/pressiuudised/seb-uuring-eesti-inimestest-ligi-kolmandik-saastab-varasemast-vahem>
- Leetmaa, P., Rennie, H., & Thiry, B. (2009). Household saving rate higher in the EU than in the USA despite lower income. *Statistics in Focus*, No. 29.
- Levenko, N. (2020). Perceived uncertainty as a key driver of household saving. *International Review of Economics & Finance*, 65, 126-145. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2019.10.005>
- Mody, A., Ohnsorge, F., & Sandri, D. (2012). Precautionary savings in the Great Recession. *IMF Economic Review*, 60(1), 114–138
- OECD. (2022). General government deficit. Kasutatud 10. oktoober 2022 <https://doi.org/10.1787/77079edb-en>
- OECD. (2022). Gross domestic product (GDP). Kasutatud 14. oktoober 2022 <https://doi.org/10.1787/dc2f7aec-en>
- OECD. (2022). Household debt. Kasutatud 10. oktoober 2022. <https://doi.org/10.1787/f03b6469-en>
- OECD. (2022). Household savings. Kasutatud 10. oktoober 2022. <https://doi.org/10.1787/cfc6f499-en>
- OECD. (2022). Income inequality. Kasutatud 14. oktoober 2022 <https://doi.org/10.1787/459aa7f1-en>
- OECD. (2022). Inflation (CPI). Kasutatud 3. november 2022 <https://doi.org/10.1787/eee82e6e-en>
- OECD. (2022). Social spending. Kasutatud 3. november 2022 <https://doi.org/10.1787/7497563b-en>
- OECD. (2022). Unemployment rate. Kasutatud 3. november 2022 <https://doi.org/10.1787/52570002-en>
- Paabut, A. (2007) Eesti majapidamiste säästmiskäitumist mõjutavad tegurid. *Kroon ja Majandus*, 2007(2), 35–48.
- Ricardo, D. (1823). *On the principles of political economy and taxation (3rd edition)*. Batoche Books.
- Sauga, A. (n.d.). *Vabalt kasutatav ökonomeetriapakett Gretl*. Kasutatud 11. oktoober 2022 <https://www.sauga.pri.ee/gretl/index.html>

- Stephan, S., & Schrooten, M. (2005). Private Savings and Transition: Dynamic Panel Data Evidence from Accession Countries. *Economics of Transition*, 13(2), 287-309.
- Tiitso, R. (2015). Eesti Noorte Säästmisharjumused. [Magistritöö, Tallinna Tehnikaülikool]. TalTech Raamatukogu Digikogu. <https://digikogu.taltech.ee/et/Item/d8bfbac0-ce53-42bd-993a-ff222c0923a3>
- University of Central Florida. (2022). *Countries & Regions: Northern Europe*. Kasutatud 10. oktoober 2022 <https://guides.ucf.edu/countries/northerneurope>
- Vainu, J. (2006). *Ökonomeetria Lihtsad mudelid*. Kirjastus Külim.
- Vanlaer, W., Bielen, S., & Marnefe, W. (2019). Consumer Confidence and Household Saving Behaviors: A Cross-Country Empirical Analysis. *Social Indicators Research*, 147, 677-721. doi:<https://doi.org/10.1007/s11205-019-02170-4>

LISAD

Lisa 1. Selgitavate muutujate kirjeldav statistika

Tabel 8. SKP reaalkasvu kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 – 2021

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Variatsioonikordaja
Taani	1.40	-4.91	4.86	2.229	1.595
Eesti	3.17	-14.63	9.77	5.786	1.824
Soome	1.20	-8.07	5.30	3.091	2.581
Iirimaa	5.26	-5.10	24.37	6.705	1.275
Läti	2.80	-14.26	11.97	6.219	2.218
Leedu	3.48	-14.84	11.11	5.266	1.514
Norra	1.58	-1.73	3.97	1.474	0.930
Rootsi	2.16	-4.34	5.95	2.649	1.227

Allikas: autori koostatud Gretl andmetötlusprogrammis

Tabel 9. Sotsiaalkaitse kulutuste kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 – 2020

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Variatsioonikordaja
Taani	32.19	28.40	34.50	1.909	0.059
Eesti	15.41	11.90	19.70	2.233	0.145
Soome	28.89	24.40	31.90	2.673	0.093
Iirimaa	19.24	13.90	25.40	4.038	0.210
Läti	14.45	10.60	17.90	2.057	0.142
Leedu	16.02	13.20	21.00	2.177	0.136
Norra	25.20	21.20	31.20	2.722	0.108
Rootsi	28.72	27.20	29.80	0.792	0.028

Allikas: autori koostatud Gretl andmetötlusprogrammis

Tabel 10. Töötuse määra kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 – 2021

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Variatsioonikordaja
Taani	5.81	3.68	7.78	1.345	0.231
Eesti	8.01	4.48	16.58	3.304	0.412
Soome	8.03	6.37	9.46	0.826	0.103
Iirimaa	8.76	4.63	15.48	4.086	0.466
Läti	10.62	6.08	19.48	3.999	0.376
Leedu	9.46	4.26	17.84	3.751	0.396
Norra	3.96	2.72	4.91	0.609	0.154
Rootsi	7.62	6.32	8.80	0.814	0.107

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Tabel 11. Kodumajapidamiste sissetuleku kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 – 2021

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Variatsioonikordaja
Taani	21233	16192	25698	2825.8	0.133
Eesti	12380	7414	17576	2856.7	0.231
Soome	21521	16115	25823	2802.5	0.130
Iirimaa	19659	17344	23433	1442.7	0.073
Läti	11934	7294	17880	2825.2	0.237
Leedu	14490	8993	20999	3682.0	0.254
Norra	25158	19648	30073	2933.7	0.117
Rootsi	21963	16880	25680	2380.9	0.108

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Tabel 12. Valistemissektori eelarve jääki kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 – 2021

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve
Taani	1.01	-3.49	5.02	2.880
Eesti	-0.16	-5.47	2.89	2.064
Soome	-0.58	-5.53	5.11	2.945
Iirimaa	-4.91	-32.12	2.78	8.384
Läti	-2.71	-9.54	0.02	2.976
Leedu	-2.45	-9.12	0.54	3.316
Norra	10.21	-2.61	18.64	5.376
Rootsi	0.29	-2.70	3.33	1.517

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Tabel 13. Gini koefitsenti kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 – 2020

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Variatsioonikordaja
Taani	0.271	0.249	0.287	0.0125	0.0461
Eesti	0.322	0.303	0.351	0.0149	0.0463
Soome	0.274	0.262	0.283	0.0054	0.0197
Iirimaa	0.318	0.283	0.338	0.0177	0.0556
Läti	0.358	0.342	0.390	0.0120	0.0334
Leedu	0.358	0.325	0.384	0.0156	0.0436
Norra	0.271	0.253	0.316	0.0177	0.0653
Rootsi	0.279	0.261	0.300	0.0112	0.0400

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Tabel 14. Kodumajapidamiste võlga kirjeldav statistika, ajaperioodil 2004 – 2021

	Keskmine	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Variatsioonikordaja
Taani	294.1	253.0	339.8	31.04	0.106
Eesti	85.0	52.3	104.5	13.40	0.158
Soome	122.1	86.6	154.3	17.45	0.143
Iirimaa	192.8	119.0	235.8	37.96	0.197
Läti	57.8	34.2	81.9	16.58	0.287
Leedu	44.6	14.8	56.0	10.31	0.231
Norra	216.1	161.6	247.4	23.86	0.110
Rootsi	169.8	138.8	199.9	16.30	0.096

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 2. Statsionaarsuse testimine Dickey-Fuller testiga

Dickey-Fuller test for HSav
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,17)
Im-Pesaran-Shin t-bar = -1.83292
10% 5% 1%
Critical values: -1.94 -2.06 -2.30

Choi meta-tests:
Inverse chi-square(16) = 18.8046 [0.2789]
Inverse normal test = -0.987788 [0.1616]
Logit test: t(44) = -0.961595 [0.1708]

Dickey-Fuller test for Inflation
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,17)
Im-Pesaran-Shin t-bar = -2.99504
10% 5% 1%
Critical values: -1.94 -2.06 -2.30

Choi meta-tests:
Inverse chi-square(16) = 47.1654 [0.0001]
Inverse normal test = -4.34862 [0.0000]
Logit test: t(44) = -4.54321 [0.0000]

Dickey-Fuller test for SP
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,16)
Im-Pesaran-Shin t-bar = -1.29001

Dickey-Fuller test for d_HSav
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,16)
Im-Pesaran-Shin t-bar = -4.1031
10% 5% 1%
Critical values: -1.94 -2.07 -2.31

Choi meta-tests:
Inverse chi-square(16) = 79.1427 [0.0000]
Inverse normal test = -6.80872 [0.0000]
Logit test: t(44) = -7.87095 [0.0000]

Dickey-Fuller test for GDP
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,17)
Im-Pesaran-Shin t-bar = -3.18141
10% 5% 1%
Critical values: -1.94 -2.06 -2.30

Choi meta-tests:
Inverse chi-square(16) = 52.4632 [0.0000]
Inverse normal test = -4.86481 [0.0000]
Logit test: t(44) = -5.12015 [0.0000]

Dickey-Fuller test for d_SP
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,15)
Im-Pesaran-Shin t-bar = -2.86366

10% 5% 1%
Critical values: -1.94 -2.07 -2.31

Choi meta-tests:

Inverse chi-square(16) = 12.063 [0.7396]
Inverse normal test = 0.739004 [0.7700]
Logit test: t(44) = 0.675899 [0.7487]

Dickey-Fuller test for Unemp
test with constant

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,17)

Im-Pesaran-Shin t-bar = -1.62204

10% 5% 1%

Critical values: -1.94 -2.06 -2.30

Choi meta-tests:

Inverse chi-square(16) = 13.596 [0.6288]
Inverse normal test = -0.341398 [0.3664]
Logit test: t(44) = -0.316003 [0.3767]

Dickey-Fuller test for Gov
test with constant

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,17)

Im-Pesaran-Shin t-bar = -1.97726

10% 5% 1%

Critical values: -1.94 -2.06 -2.30

Choi meta-tests:

Inverse chi-square(16) = 20.3595 [0.2045]
Inverse normal test = -1.50434 [0.0662]
Logit test: t(44) = -1.40387 [0.0837]

10% 5% 1%
Critical values: -1.95 -2.08 -2.33

Choi meta-tests:

Inverse chi-square(16) = 42.4486 [0.0003]
Inverse normal test = -4.00359 [0.0000]
Logit test: t(44) = -4.055 [0.0001]

Dickey-Fuller test for d_Unemp
test with constant

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,16)

Im-Pesaran-Shin t-bar = -2.75339

10% 5% 1%

Critical values: -1.94 -2.07 -2.31

Choi meta-tests:

Inverse chi-square(16) = 39.8571 [0.0008]
Inverse normal test = -3.75054 [0.0001]
Logit test: t(44) = -3.7561 [0.0003]

Dickey-Fuller test for d_Gov
test with constant

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,16)

Im-Pesaran-Shin t-bar = -4.20269

10% 5% 1%

Critical values: -1.94 -2.07 -2.31

Choi meta-tests:

Inverse chi-square(16) = 82.6168 [0.0000]
Inverse normal test = -6.96527 [0.0000]
Logit test: t(44) = -8.19348 [0.0000]

Dickey-Fuller test for Inc
 test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,17)
 Im-Pesaran-Shin t-bar = -0.555306
 10% 5% 1%
 Critical values: -1.94 -2.06 -2.30

Choi meta-tests:
 Inverse chi-square(16) = 5.86264 [0.9895]
 Inverse normal test = 2.83763 [0.9977]
 Logit test: t(44) = 2.9813 [0.9977]

Dickey-Fuller test for d_Inc
 test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,16)
 Im-Pesaran-Shin t-bar = -3.56728
 10% 5% 1%
 Critical values: -1.94 -2.07 -2.31

Choi meta-tests:
 Inverse chi-square(16) = 63.484 [0.0000]
 Inverse normal test = -5.53052 [0.0000]
 Logit test: t(44) = -6.2341 [0.0000]

Dickey-Fuller test for Gini
 test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,16)
 Im-Pesaran-Shin t-bar = -1.91955
 10% 5% 1%
 Critical values: -1.94 -2.07 -2.31

Choi meta-tests:
 Inverse chi-square(16) = 21.633 [0.1554]
 Inverse normal test = -1.26734 [0.1025]
 Logit test: t(44) = -1.23496 [0.1117]

Dickey-Fuller test for d_Gini
 test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,15)
 Im-Pesaran-Shin t-bar = -4.61084
 10% 5% 1%
 Critical values: -1.95 -2.08 -2.33

Choi meta-tests:
 Inverse chi-square(16) = 90.2004 [0.0000]
 Inverse normal test = -7.33766 [0.0000]
 Logit test: t(44) = -8.97867 [0.0000]

Dickey-Fuller test for Debt
 test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,16)
 Im-Pesaran-Shin t-bar = -1.63984

Dickey-Fuller test for d_Debt
 test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

H0: all groups have unit root

N,T = (8,15)
 Im-Pesaran-Shin t-bar = -2.54128

10% 5% 1%
Critical values: -1.94 -2.07 -2.31

Choi meta-tests:

Inverse chi-square(16) = 23.1654 [0.1094]

Inverse normal test = -0.211716 [0.4162]

Logit test: t(44) = -0.380366 [0.3528]

10% 5% 1%
Critical values: -1.95 -2.08 -2.33

Choi meta-tests:

Inverse chi-square(16) = 33.4664 [0.0064]

Inverse normal test = -3.20313 [0.0007]

Logit test: t(44) = -3.09215 [0.0017]

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 3. Esialgne korrelatsioonimaatriks

Correlation coefficients, using the observations 1:02 - 8:17
 (missing values were skipped)
 5% critical value (two-tailed) = 0.1648 for n = 142

d_HSav	d_Inflation	d_GDP	d_SP	d_Unemp	
1.0000	0.0350	-0.2981	0.4231	0.3699	d_HSav
	1.0000	-0.0282	0.1326	0.1099	Inflation
		1.0000	-0.7505	-0.7319	GDP
			1.0000	0.6829	d_SP
				1.0000	d_Unemp
	d_Gov	d_Inc	d_Gini	d_Debt	
	-0.4505	0.1523	0.1198	-0.3073	d_HSav
	-0.0146	0.1479	-0.0505	0.1900	Inflation
	0.3447	0.4754	-0.0907	0.0070	GDP
	-0.6079	-0.3372	0.1007	0.1092	d_SP
	-0.3651	-0.4434	0.0173	0.0305	d_Unemp
	1.0000	0.1123	0.0128	0.0896	d_Gov
		1.0000	-0.0154	0.0292	d_Inc
			1.0000	-0.0923	d_Gini
				1.0000	d_Debt

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 4. Lõplik korrelatsioonimaatriks

Correlation coefficients, using the observations 1:02 - 8:17
 (missing values were skipped)
 5% critical value (two-tailed) = 0.1648 for n = 142

d_HSav	d_Inflation	d_Unemp	d_Gov	d_Inc	
1.0000	0.0350	0.3699	-0.4505	0.1523	d_HSav
	1.0000	0.1099	-0.0146	0.1479	Inflation
		1.0000	-0.3651	-0.4434	d_Unemp
			1.0000	0.1123	d_Gov
				1.0000	d_Inc
			d_Gini	d_Debt	
			0.1198	-0.3073	d_HSav
			-0.0505	0.1900	Inflation
			0.0173	0.0305	d_Unemp
			0.0128	0.0896	d_Gov
			-0.0154	0.0292	d_Inc
			1.0000	-0.0923	d_Gini
				1.0000	d_Debt

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 5. Ühendatud mudel viitaegadeta

Model 1: Pooled OLS, using 128 observations
 Included 8 cross-sectional units
 Time-series length = 16
 Dependent variable: d_HSav

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.732202	0.387212	-1.891	0.0610	*
d_Inflation	-0.00649919	0.0998426	-0.06509	0.9482	
d_Unemp	0.905609	0.153880	5.885	<0.0001	***
d_Gov	-0.265910	0.0742370	-3.582	0.0005	***
d_Inc	0.00309267	0.000530342	5.831	<0.0001	***
d_Gini	30.6458	21.5349	1.423	0.1573	
d_Debt	-0.116319	0.0258126	-4.506	<0.0001	***
Mean dependent var	0.699913	S.D. dependent var		3.639568	
Sum squared resid	866.3109	S.E. of regression		2.675742	
R-squared	0.485044	Adjusted R-squared		0.459509	
F(6, 121)	18.99522	P-value(F)		1.71e-15	
Log-likelihood	-304.0058	Akaike criterion		622.0116	
Schwarz criterion	641.9758	Hannan-Quinn		630.1232	
rho	-0.012273	Durbin-Watson		1.824677	

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 6. Ühendatud mudel viitaegadega

Model 2: Pooled OLS, using 112 observations
 Included 8 cross-sectional units
 Time-series length = 14
 Dependent variable: d_HSav

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.284344	0.452127	-0.6289	0.5308	
d_Inflation_2	-0.247127	0.106838	-2.313	0.0227	**
d_Unemp	1.36812	0.160774	8.510	<0.0001	***
d_Gov_2	0.182131	0.0770269	2.365	0.0199	**
d_Inc	0.00331493	0.000573538	5.780	<0.0001	***
d_Gini	11.5972	25.8105	0.4493	0.6541	
d_Debt	-0.163294	0.0347064	-4.705	<0.0001	***
Mean dependent var	0.922461	S.D. dependent var		3.627503	
Sum squared resid	788.6730	S.E. of regression		2.740652	
R-squared	0.460044	Adjusted R-squared		0.429189	
F(6, 105)	14.91005	P-value(F)		2.87e-12	
Log-likelihood	-268.2249	Akaike criterion		550.4498	
Schwarz criterion	569.4792	Hannan-Quinn		558.1706	
rho	0.005132	Durbin-Watson		1.694437	

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 12.9383

with p-value = 0.00155052

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = 0$)

Test statistic: $t(7) = 0.187475$

with p-value = $P(|t| > 0.187475) = 0.856607$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 55.6908

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 55.6908) = 0.000940166$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 103) = 1.16639$

with p-value = $P(F(2, 103) > 1.16639) = 0.315569$

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 7. Multikollineaarsuse hindamine

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

```
d_Inflation_2  1.156
  d_Unemp      1.543
  d_Gov_2      1.041
    d_Inc      1.316
    d_Gini     1.011
    d_Debt     1.049
```

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

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

variance proportions

lambda	cond	const	d_Infla~	d_Unemp	d_Gov_2	d_Inc	d_Gini	d_Debt
2.157	1.000	0.061	0.065	0.000	0.002	0.055	0.005	0.002
1.464	1.214	0.000	0.034	0.235	0.066	0.031	0.002	0.099
1.042	1.439	0.004	0.004	0.000	0.311	0.001	0.367	0.229
0.951	1.506	0.000	0.002	0.000	0.262	0.000	0.614	0.144
0.832	1.610	0.000	0.035	0.097	0.338	0.040	0.000	0.504
0.355	2.464	0.035	0.636	0.569	0.007	0.207	0.007	0.020
0.200	3.286	0.899	0.224	0.099	0.015	0.665	0.004	0.002

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0.199739)

cond = condition index

note: variance proportions columns sum to 1.0

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

Count of condition indices ≥ 30 : 0

Count of condition indices ≥ 10 : 0

No evidence of excessive collinearity

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 8. Ühendatud mudel kohandatud standardvigadega

Model 3: Pooled OLS, using 112 observations
 Included 8 cross-sectional units
 Time-series length = 14
 Dependent variable: d_HSav
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.284344	0.509340	-0.5583	0.5941	
Inflation_2	-0.247127	0.0361824	-6.830	0.0002	***
d_Unemp	1.36812	0.200758	6.815	0.0002	***
d_Gov_2	0.182131	0.0444475	4.098	0.0046	***
d_Inc	0.00331493	0.000885349	3.744	0.0072	***
d_Gini	11.5972	14.2356	0.8147	0.4421	
d_Debt	-0.163294	0.0436507	-3.741	0.0073	***
Mean dependent var	0.922461	S.D. dependent var		3.627503	
Sum squared resid	788.6730	S.E. of regression		2.740652	
R-squared	0.460044	Adjusted R-squared		0.429189	
F(6, 7)	42.19812	P-value(F)		0.000038	
Log-likelihood	-268.2249	Akaike criterion		550.4498	
Schwarz criterion	569.4792	Hannan-Quinn		558.1706	
rho	0.005132	Durbin-Watson		1.694437	

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 12.9383

with p-value = 0.00155052

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = 0$)

Test statistic: $t(7) = 0.187475$

with p-value = $P(|t| > 0.187475) = 0.856607$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 24.1132

with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 24.1132) = 0.0196315$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 103) = 1.16639$

with p-value = $P(F(2, 103) > 1.16639) = 0.315569$

Allikas: autori koostatud Gretl andmetötlusprogrammis

Lisa 9. LSDV model

Model 4: Pooled OLS, using 112 observations
 Included 8 cross-sectional units
 Time-series length = 14
 Dependent variable: d_HSav

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1.58138	0.833911	-1.896	0.0609	*
Inflation_2	-0.260049	0.119417	-2.178	0.0318	**
d_Unemp	1.41927	0.162451	8.737	<0.0001	***
d_Gov_2	0.187894	0.0772958	2.431	0.0169	**
d_Inc	0.00354345	0.000611933	5.791	<0.0001	***
d_Gini	17.5011	26.1386	0.6695	0.5047	
d_Debt	-0.174082	0.0396046	-4.395	<0.0001	***
du_2	1.80755	1.06591	1.696	0.0931	*
du_3	1.14805	1.06855	1.074	0.2853	
du_4	1.39052	1.08516	1.281	0.2031	
du_5	1.62189	1.08319	1.497	0.1375	
du_6	0.151710	1.07066	0.1417	0.8876	
du_7	1.85207	1.07061	1.730	0.0868	*
du_8	1.72065	1.06721	1.612	0.1101	
Mean dependent var	0.922461	S.D. dependent var	3.627503		
Sum squared resid	737.4889	S.E. of regression	2.743246		
R-squared	0.495087	Adjusted R-squared	0.428108		
F(13, 98)	7.391745	P-value(F)	6.58e-10		
Log-likelihood	-264.4672	Akaike criterion	556.9345		
Schwarz criterion	594.9935	Hannan-Quinn	572.3762		
rho	-0.064177	Durbin-Watson	1.801845		

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 95.0463

with p-value = $P(\text{Chi-square}(76) > 95.0463) = 0.068776$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 11.7736

with p-value = 0.00277581

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = 0$)

Test statistic: $t(7) = -0.486433$

with p-value = $P(|t| > 0.486433) = 0.641519$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

du_2

du_3

du_4

du_5

du_6

du_7

du_8

Test statistic: $F(7, 98) = 0.971645$

with p-value = $P(F(7, 98) > 0.971645) = 0.456289$

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 10. Fikseeritud efektidega mudel

Model 5: Fixed-effects, using 112 observations
 Included 8 cross-sectional units
 Time-series length = 14
 Dependent variable: d_HSav

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.369830	0.491194	-0.7529	0.4533	
d_Inflation_2	-0.260049	0.119417	-2.178	0.0318	**
d_Unemp	1.41927	0.162451	8.737	<0.0001	***
d_Gov_2	0.187894	0.0772958	2.431	0.0169	**
d_Inc	0.00354345	0.000611933	5.791	<0.0001	***
d_Gini	17.5011	26.1386	0.6695	0.5047	
d_Debt	-0.174082	0.0396046	-4.395	<0.0001	***
Mean dependent var	0.922461	S.D. dependent var		3.627503	
Sum squared resid	737.4889	S.E. of regression		2.743246	
LSDV R-squared	0.495087	Within R-squared		0.489799	
LSDV F(13, 98)	7.391745	P-value(F)		6.58e-10	
Log-likelihood	-264.4672	Akaike criterion		556.9345	
Schwarz criterion	594.9935	Hannan-Quinn		572.3762	
rho	-0.064781	Durbin-Watson		1.801000	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(6, 98) = 15.6802$
 with p-value = $P(F(6, 98) > 15.6802) = 1.52385e-12$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(7, 98) = 0.971645$
 with p-value = $P(F(7, 98) > 0.971645) = 0.456289$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(8) = 64.8886$
 with p-value = $5.07722e-11$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 7) = 2.29559$
 with p-value = $P(F(1, 7) > 2.29559) = 0.173517$

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 11. Juhuslike efektidega mudel

Model 6: Random-effects (GLS), using 112 observations
 Included 8 cross-sectional units
 Time-series length = 14
 Dependent variable: d_HSav

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.284344	0.452127	-0.6289	0.5294	
d_Inflation_2	-0.247127	0.106838	-2.313	0.0207	**
d_Unemp	1.36812	0.160774	8.510	<0.0001	***
d_Gov_2	0.182131	0.0770269	2.365	0.0181	**
d_Inc	0.00331493	0.000573538	5.780	<0.0001	***
d_Gini	11.5972	25.8105	0.4493	0.6532	
d_Debt	-0.163294	0.0347064	-4.705	<0.0001	***

Mean dependent var	0.922461	S.D. dependent var	3.627503
Sum squared resid	788.6730	S.E. of regression	2.727693
Log-likelihood	-268.2249	Akaike criterion	550.4498
Schwarz criterion	569.4792	Hannan-Quinn	558.1706
rho	-0.064781	Durbin-Watson	1.801000

'Between' variance = 0

'Within' variance = 7.5254

theta used for quasi-demeaning = 0

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 89.4603

with p-value = 3.9222e-17

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0.0728707

with p-value = 0.787202

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 7.76987

with p-value = 0.255452

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: F(1, 7) = 2.29559

with p-value = P(F(1, 7) > 2.29559) = 0.173517

Allikas: autori koostatud Gretl andmetöötlusprogrammis

Lisa 12. Lõplik ühendatud mudel kohandatud standardvigadega

Model 7:Pooled OLS, using 112 observations

Included 8 cross-sectional units

Time-series length = 14

Dependent variable: d_HSav

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.280709	0.502367	-0.5588	0.5937	
d_Inflation_2	-0.247397	0.0395337	-6.258	0.0004	***
d_Unemp	1.36322	0.196285	6.945	0.0002	***
d_Gov_2	0.183229	0.0448968	4.081	0.0047	***
d_Inc	0.00329388	0.000863874	3.813	0.0066	***
d_Debt	-0.162743	0.0420377	-3.871	0.0061	***
Mean dependent var	0.922461	S.D. dependent var	3.627503		
Sum squared resid	790.1894	S.E. of regression	2.730314		
R-squared	0.459006	Adjusted R-squared	0.433487		
F(5, 7)	42.01353	P-value(F)	0.000045		
Log-likelihood	-268.3324	Akaike criterion	548.6649		
Schwarz criterion	564.9759	Hannan-Quinn	555.2828		
rho	-0.004747	Durbin-Watson	1.712832		

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 21.9685

with p-value = $P(\text{Chi-square}(10) > 21.9685) = 0.0152658$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = 0$)

Test statistic: $t(7) = -0.0101338$

with p-value = $P(|t| > 0.0101338) = 0.992197$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 13.2023

with p-value = 0.00135879

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 104) = 1.30416$

with p-value = $P(F(2, 104) > 1.30416) = 0.2758$

Allikas: autori koostatud Gretl andmetötlusprogrammis

Lisa 13. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Diana Roots

1. annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose

„Kodumajapidamiste säästumäära mõjutavad tegurid Põhja-Euroopa riikide näitel“,

mille juhendaja on Ilzija Ahmet (PhD),

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.

10.12.2022

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 tähtajaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. jq 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.