

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Paul Latserus

**MAKROMAJANDUSLIKE TEGURITE MÕJU EESTIS  
PAKUTAVATELE II SAMBA PENSIONIFONDIDE  
TULEMUSLIKKUSELE**

Bakalaureusetöö

Õppekava TABB, peeriala ärirahandus

Juhendaja: Ilzija Ahmet, PhD

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud töö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 6566 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Paul Latserus ....., 12.05.2022

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 193984TABB

Üliõpilase e-posti aadress: palats@ttu.ee

Juhendaja: Ilzija Ahmet, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

# SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE .....	5
SISSEJUHATUS .....	6
1. EESTI II SAMBA PENSIONIFONDIDE TULEMUSLIKKUSE SEOS MAKROMAJANDUSLIKE TEGURITEGA .....	8
1.1. Pensionifondi definitsioon ja omadused .....	8
1.2. Makromajanduslike tegurite mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele .....	9
1.2.1. Makromajanduslike tegurite arvestamise olulisus investeerimisfondide tulemuslikkuse hindamisel.....	9
1.2.2. Inflatsiooni mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele .....	11
1.2.3. Intressimäära mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele .....	12
1.2.4. Tööstustoodangu muutuse mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele.....	13
1.2.5. Rahapakkumise mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele .....	14
1.2.6. Valuutakursi mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele .....	15
1.3. Fama-French kolme faktori mudel.....	16
2. ANDMED JA METOODIKA .....	17
2.1. Vaatlusandmed ja kirjeldav statistika .....	18
2.1.1. Eesti II samba pensionifondide ülevaade ja statistika.....	18
2.1.2. Makromajanduslike tegurite ülevaade ja statistika .....	22
2.2. Metoodika .....	23
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS .....	25
3.1. Ettevalmistus mudelite koostamiseks .....	25
3.2. Mudelite testimine .....	26
3.3. Järeldused ja ettepanekud .....	29
KOKKUVÕTE .....	32
SUMMARY .....	35
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	38
LISAD.....	43
Lisa 1. Esimene hariliku vähimruutude meetodil koostatud regressioonmudel .....	43
Lisa 2. Lõplik hariliku vähimruutude meetodil koostatud regressioonmudel .....	44
Lisa 3. Doornik-Hansen test .....	45

Lisa 4. White'i test.....	46
Lisa 5. Wooldrige'i test.....	47
Lisa 6. Hausman'i test.....	47
Lisa 7. Variance Inflation Factors test .....	48
Lisa 8. Lihtlitsents.....	50

# LÜHIKOKKUVÕTE

Eesti pensionisüsteemi kohaselt oli kohustuslik inimestele, kes olid sündinud 1983 või hiljem, liituda teise samba pensionifondiga. 2021. aastal toimus Eestis pensionireform, pärast mida on raha kogumine teises sambas vabatahtlik. Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on modelleerida makromajanduslike tegurite mõju Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkusele.

Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust hinnatai Eesti teise samba pensionifondide põhjal, mis ei olnud konservatiivse investeerimisstrateegiaga ja mille registreerimiskuupäev oli 01.01.2011 või varem. Nende pensionifondide hulka kuulusid LHV Pensionifond L, LHV Pensionifond M, LHV Pensionifond S, LHV Pensionifond XL, Luminor A Pensionifond, Luminor A Pluss Pensionifond, Luminor B Pensionifond, SEB Energiline Pensionifond, SEB Optimaalne Pensionifond, SEB Progressiivne Pensionifond, Swedbanki pensionifond 1960-69 sündinutele, Swedbanki pensionifond 1970-79 sündinutele ja Swedbanki pensionifond 1980-89 sündinutele. Andmete vaadeldavaks ajaperioodiks valiti vahemik 01.01.2011 kuni 31.12.2019. Valimis on kuised paneelandmed. Analüüsid viiakse läbi tabelitöötlusprogrammis *Excel* ja ökonomeetria tarkvarapaketi *Gretl*.

Läbi viidud regressioonanalüüsist selgus, Eesti pensionifondide tulemuslikkusele avaldavad mõju pensionifondi maht, maailmaturgu kirjeldav MSCI ACWI indeks, Eesti pensioniindeksi tulemuslikkus, lühiajalise intressimäära muutus Ameerika Ühendriikides, Eurotsooni riikide lühiajaline intressimäära muutus, kitsa rahapakkumise muutus Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni riikides ja Ameerika dollari valuutakurss Euro suhtes. Varasemalt on teemakohased autorid investeerimisfondide tulemuslikkuse hindamise puhul jõudnud vastakate järelduseni ning autori tulemused on enamjaolt kooskõlas varasemalt avaldatud uuringutega.

Võtmesõnad: Pensionifondid, makromajandulikud tegurid, paneelandmed, tulemuslikkus

## SISSEJUHATUS

Eestis, nagu ka mujal maailmas, on pikenenud inimeste eluiga ja vähenenud viljakus. Selle tulemusena on Eestis aktuaalne murekoht rahvastiku vananemine. Meditsiini areng ja kättesaadavus on olnud tõusvas joones, mis lubab töövõimelistel inimestel elada kauem. 1. jaanuarist 2017 hakkas vanaduspensioniiiga järk-järgult tõusma ja jõuab 2026. aastaks 65. eluaastani (II samm 2022), aga Eesti mehe oodatav eluiga on 74 eluaastat ja Eesti naise oodatav eluiga on 83 eluaastat. (Oodatav eluiga 2022) Järelkult pensioniea periood on järk-järgul pikenemas ja inimesele individuaalselt kui ka riigile on tähtis, et inimese elu oleks majanduslikult kindlustatud ka tema eluaastel pärast aktiivset töötamist. Eestis on juurutatud pensionisüsteem, mille eesmärk on leevendada peansioniealise rahvastiku ülalpidamisega seotud kulutustest tulenevat majanduslikku koormust Eesti riigile ja anda Eesti rahvale võimalus tagada enda elatustase pärast töövõime langemist vanaduse tõttu.

Pensionifondide varaklasside jaotuses on tähtis osa aktsiatel. Varasemad uuringud kinnitavad, et aktsiaturgude tootlus suureneb majanduse tugevnedes ja vastupidi. Lisaks on leidnud kinnitust ka turgude kasvav seos makromajanduslike teguritega. (Breden, 1979, Chen *et al.*, 1986) Pensionifondidega seonduval teemal töö kirjutamine on hetkel 2021. aastal toimunud pensionireformi ja varasemate uuringute põhjal, kus on kinnitust leidnud makromajanduslike tegurite seos aktsiaturgudega, asjakohane.

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, millised makromajanduslikud tegurid mõjutavad Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust ja millises suunas.

Eesmärgi saavutamiseks püstitab autor järgmised uurimisküsimused:

- 1) Kas makromajanduslikud tegurid mõjutavad Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust?
- 2) Millised makromajanduslikud tegurid mõjutavad enim Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust?
- 3) Millises suunas mõjutavad makromajanduslikud tegurid Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust?

Bakalaureusetöö eesmärgi saavutamiseks kasutab autor kvantitatiivsest uurimismeetodit. Kvantitatiivse analüüsi läbi viimiseks kasutab autor arvulist andmestikku, mille autor koostab erinevatest allikatest kogutud andmete põhjal. Andmestiku koostamiseks vaja minevad andmed pärinevad Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni andmebaasidest, Eesti pensionikeskuse statistika andmebaasidest ja Yahoo Finance andmebaasidest. Kogutud andmestikus on üks sõltuv muutuja, milleks on Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkus. Sõltuv muutuja koosneb paneelandmetest, kus vaadeldakse 13 allpool väljatoodud Eesti teise samba pensionifondi. Kogutud andmestikus on 13 sõltumatut muutujat. Sõltumatute muutujate hulgas on lisaks makromajanduslikele teguritele ka maailmset turgu iseloomustav tegur, Eesti teise samba pensionifondide üldine iseloomustav tegur ja kaks pensionifonde iseloomustavat tegurit, milleks on pensionifondi vanus ja maht.

Käesolev töö jaguneb kolmeks peatükiks. Esimeses peatükis kirjeldab autor põhjalikult Eesti pensionisüsteemi, õiguslike definitsioone ja pensionisüsteemis toimunud muutuseid. Esimeses peatükis annab autor ülevaate varasemtest teemakohastest teaduslikest töödest ja nende tulemustest. Teises peatükis keskendub autor meetodikale, vaatlusandmetele ja andmete kirjeldavale statistikale. Autor selgitab milliseid andmeid mudelisse kaasatakse ja kuidas on nad omavahel seotud. Autor selgitab ka milliseid analüüsimeetodeid mudeli koostamise protsessis kasutatakse ja kuidas neid testitakse. Kolmandas peatükis keskendub autor tulemuste kirjeldamisele ja teeb järeldused. Autor selgitab analüüsi tulemusi ja annab ülevaate, millised tegurid mõjutavad Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust. Autor teeb analüüsi tulemustes järeldused ja annab enda hinnangu.

# **1. EESTI II SAMBA PENSIONIFONDIDE TULEMUSLIKKUSE SEOS MAKROMAJANDUSLIKE TEGURITEGA**

Käesolevas lõputöö teoreetilises osas selgitatakse lahti pensionifondi mõiste ja antakse ülevaade pensionifondide omadustest. Seejärel kaardistatakse erinevad Eestis pakutavad pensionikogumisvõimalused, tutvustatakse Eestis kehtivat ja sellele eelnenud pensionisüsteemi. Täpsema ülevaate saab Eesti teise samba ehk kohustusliku kogumispensioni kohta.

## **1.1. Pensionifondi definitsioon ja omadused**

Kogumispensionide seaduse § 3 lg 1 defineerib pensionifondi kui lepingulist investeerimisfondi, mille põhieesmärk on kogumispensioni võimaldamine pensionifondi osakuomanikule kogumispensionide seaduses ja investeerimisfondide seaduses sätestatud tingimustel ja korras. (KoPS § 3) Investeerimisfondide seaduse § 2 lg 1 järgi on investeerimisfond juriidiline isik või varakogum, millesse kaasatakse mitme investor kapital eesmärgiga seda vastavalt kindlaksmääratud investeerimispoliitikale kõnealuste investorite kasuks ja ühistes huvides investeerida. (IFS § 2) Sama seaduse § 4 lg 1 järgi on lepinguline fond varakogum, mis moodustatakse investeerimisfondide seaduse alusel osakute väljalaskmise teel kogutud rahast või muus varast ja raha investeerimisest saadud varast ning mis kuulub ühiselt osakuomanikele. Lepingulist fondi võib valitseda isik, kellele on investeerimisfondide seaduse alusel antud tegevusluba. (IFS § 4)

Varasemalt oli Eestis kasutusel kolme sambaga pensionisüsteem, mille kohaselt I samm on riiklik pension, II samm on kohustuslik kogumispension ja III samm on täiendav kogumispension. Pensionisüsteemi kohaselt oli kohustuslik inimestele, kes olid sündinud 1983 või hiljem, liituda teise samba pensionifondiga. 2021. aastal toimus Eestis pensionireform, pärast mida on raha kogumine teises sambas vabatahtlik ja varasemalt teises sambas olnud inimesed said 20% tulumaksu määraga teisest sambast raha välja võtta. Pensionireformi raames tekkis ka pensioni kohustuslikule kogumisele teises sambas alternatiiv pensioni investeerimiskonto näol. Lahkudes teisest sambast jääb lahkunud inimene järgmiseks 10 aastaks teisest sambast välja. (Reform 2021 2022)



Kogumispension ehk teine samm põhineb eelfinantseerimisel. Teise sambaga liitunud ja tööl käiva inimese pensionifondi sissemaksed koosnevad kahest osast. Üheks osaks on inimese enda kogutud pensioni osa, makstes 2% enda brutopalgast teise samba pensionifondi. Teiseks osaks on riigipoolne osa, kus riik maksab selle töötaja palgalt arvestatava 33% sotsiaalmaksu arvelt 4% teise samba pensionifondi. (Kogumispension ehk II samm 2022) Eesti pensioniindeks EPI kajastab kohustusliku kogumispension ehk teise samba fondide osakute NAV ehk puhasväärtuse muutust, võrreldes fondide varade summaarset puhasväärtust eelmise arvutuspäeva vastavate andmetega. Indeks vastab seega ahelindeksi põhimõtetele. Indeks sisalduvatele Fondidele ei ole kehtestatud osakaalupiiranguid, iga Fondi mõju indeksile vastab tema vara puhasväärtuse osakaalule Fondide summaarsest vara puhasväärtusest. Indeksi puhasväärtust arvutatakse igal tööpäeval kell 17:15. (Eesti pensioniindeksi EPI arvutamise meetoodika 2022)

## **1.2. Makromajanduslike tegurite mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele**

### **1.2.1. Makromajanduslike tegurite arvestamise olulisus investeerimisfondide tulemuslikkuse hindamisel**

Aktsiaturgude ja reaalse majanduse omavahelise seose hindamine on üks tähtsamaid probleeme majandusteadlastele, poliitikutele ja investeerimisfondide juhtidele. Koos aktsiaturgude liberaliseerimise ja tehnoloogia arenguga on tõusnud seos aktsiaturgude ja rahaturgude vahel. Oleme näinud, et aktisaturud ja intressimäärad on võimelised kiirelt reageerima muutustele reaalmajanduses. Akadeemiline kirjandus on varasemalt uurinud mitmete makromajanduslike tegurite seoseid aktsiaturgude, nagu näiteks tööstusliku toodangu, inflatsioonimäära, intressimäära, rahapakkumise, tarbijahinnaindeksi ja tarbimisega, ja on leidnud kinnitust. (Gan, Lee, Au Yong, Zhang 2006)

Efektiivsete turgude hüpoteesi kohaselt kajastuvad kõik olulised makromajanduslikud muutused täielikult ka aktsiaturgude hetkehindades ja seetõttu investeerimisfondide tulemuslikkus ei ole märkimisväärses osas mõjutatav makromajanduslike tegurite muutustest. Kui uskuda efektiivsete turgude teooriat ei ole investoritel ja fondihalduritel põhjust teha otsuseid lähtudes makromajanduslikest kõikumistest. (Fama 1970) Seda järelalus on põhjalikult uuritud hilisemates

uuringutes. Mitmed autorid on jõudnud seisukohale, et makromajanduslike tegurite muutus mõjutab investeerimisfondide tootlust läbi aktsiahindade. (Fama, Schwert 1977, Nelson 1976) Lisaks annab sellele kinnitust ja teoreetilist tausta arbitraaži hinnakujunduse teooria, mille kohaselt mõjutavad aktsia hinda makromajanduslikud tegurid, mis rakenduvad kõikidele ettevõtetele ja seejärel ettevõtte eritunnused. (Ross 1976). Hilisemad täiendavad uuringud kinnitavad aktsiaturgude mõjutatavust makromajanduslikest teguritest. Chen 1986. aasta empiiriline uuring, mis lähtus arbitraaži hinnakujunduse teooriast, keskendus makromajanduslike tegurite ja aktsiahindade omavahelise seose uurimisele. Tulemuseks leidis autor, et eksisteerib pikaajalises perspektiivis seos makromajanduslike tegurite ja aktsiahindade vahel. (Chen, *et al.* 1986)

Põhjalikumalt on analüüsinud makromajanduslike tegurite mõju Ratanapakorn ja Sharma enda 2007. aasta uurimuses. Uurimus keskendus USA aktsiahinnaindeksi lühi- ja pikaajalise suhet makromajanduslike teguritega. Uurimuses kasutati aktsiahinnaindeksi ja makromajanduslike tegurite kvartaalseid andmeid ajavahemikus 1975 kuni 1999. Hinnangu andmiseks oli kasutusel Johansen kointegratsiooni tehnika ja *Vector error correction model (VECM)*. Uuringu analüüsi tulemusena väidavad autorid, et aktsiahindadel on positiivne seos tööstusliku toodangu, inflatsiooni, rahapakkumise, lühiajalise intressimäära ja valuuta vahetuskursiga. Uuringu kohaselt on aktsiahindadel negatiivne seos pikaajalise intressimääraga. (Ratanapakorn, Sharma 2007)

Eelmisele sarnane uuring viidi läbi ka 1995. aastal, mille läbiviimise käigus oli samuti kasutusel *Vector error correction model (VECM)*. Uuringu eesmärk oli hinnata kuue makromajandusliku teguri mõju aktsiaturgude tootlikkusele Jaapanis. Uuringu läbiviimisel vaadeldavad makromajanduslikud tegurid olid valuuta vahetuskurss, inflatsioonimäär, rahapakkumine, tööstuslik toodang, pikaajaline riikliku võlakirja määr ja laenu intressimäär. Uuringu tulemusena said autorid kinnitust, et vaadeldud makromajanduslike tegurite ja Jaapani aktisaturgude tulemuslikkuse vahel on pikaajaline tasakaalustatud seos.

Eelnevalt väljatoodud uuringute põhjal on näha, et investeerimisfondide tulemuslikkuse mõjude hindamisel on makromajanduslikud tegurid arvestatava tähtsusega. Uuringutes seostatakse

muutuseid üsna sarnaste makromajanduslike teguritega, milleks on inflatsioon, intressimäär, tööstustoodangu muutus ja rahapakkumine.

### **1.2.2. Inflatsiooni mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele**

Inflatsioon väljendab hinna tõusu ehk raha väärtuse languse protsenti võrreldes eelneva perioodiga. Inflatsioon ei peegelda ainult hinnatõusu läbi rahapakkumise vaid on ka oluline tegur vaadates investeerimisfondide tootlust. Inflatsioonimäär mõjutab investeerimisfondide kui ka muude investeeringute tootlust mitmel moel. Kõrge inflatsioonimäär viitab kehvale majanduslikule seisule ja mõjutab finantsinvesteeringute riski, mistõttu muutuvad investori ootused investeeringute tootlikkusele. Näiteks Gordoni 1962. aasta mudeli kohaselt aktsiahinnad on osaliselt sõltuvad dividendiootustest. Sellest vaatepunktist kui rahapakkumine suureneb, suureneb ka inflatsioon, mis samal ajal stimuleerib majandustegevust ja omakorda tõstab aktsiate hindu. (Gordon 1962) Inflatsioonimäära mõju võib olla ka negatiivse suunaga. Näiteks olukord, kus oodatav intressimäär on kõrge ja sellest tulenevalt kasvavad pikaajalised intressimäärad, toob endaga kaasa aktsiahindade languse, kuna oodatavate dividendide hetkeväärtus on langenud. (Sargent 1999)

Euroopa, Põhja-Ameerika ja Jaapani näitel on leidnud kinnitust tugev seos aktsiahindade ja liikumiste ja inflatsioonimäära osas. 2005. aastal teostatud uuring Bredini ja Hyde poolt, kus uuriti aktsiahindade ja inflatsiooni vahelist seost, kaasas enda valimisse andmeid Euroopast, Põhja-Ameerikast ja Jaapanist perioodil 1980 kuni 2004. Töö tulemusena läbi viidud regressioon analüüs andis mõista inflatsiooni tugeva mõju kohta aktsiahindadele valimisse kaasatud riikides. (Bredin, Hyde 2005)

Kui tutvuda 2003. aastal Kimi poolt koostatud uurimusega võime me näha eelnevalt väljatoodud uuringule täpsustavat tulemust. Uuring viidi läbi Saksamaa kohta. Andmed tegi kättesaadavaks Deutsche Bundesbank ja andmebaas koosnes kvartaalsetest andmetest vahemikus 1970 kuni 1999. Uurimus kinnitas negatiivset seost, mis on asümmeetriline inflatsioonimäära liikumise suhtes, Saksamaa aktsiaturu tulemuslikkuse ja kohaliku inflatsioonimäära vahel (Kim 2003). Hilisemalt on sellele leitud kinnitust ka 2009. aasta Humpe ja Macmilliani uuringus, mille

eesmärk oli modelleerida makroökonomiliste tegurite pikaajaline mõju aktsiahindadele. Vaatluse all olid 40. aasta andmed Jaapani ja Ameerika Ühendriikide kohta. Oodatud tulemus oli inflatsioonimärga negatiivne mõju aktsiaturu tulemuslikkusele, aga rahapakkumine Jaapanis osutus ebaoluliseks, mida võib seletada majandustegevuse stagneerumine Jaapanis 1990ndatel. (Humpe, Macmillian 2009)

Vastuspõhiselt eelnevalt välja toodud uuringutele on saadud akadeemilisi tulemusi ka kirjeldamiseks inflatsiooni positiivset mõju aktsiahindadele. Kolluri ja Wahabi 2008. aasta töö Ameerika Ühendriikide andmete põhjal selgitab, et tuleb vahet teha kõrge ja madala inflatsiooniperioodide vahel. Kõrge inflatsiooni olukorras esineb positiivne mõju inflatsioonimärga ja aktsiaturgude tootlikkuse vahel. (Kolluri, Wahab 2008)

### **1.2.3. Intressimärga mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele**

Intressimäär väljendab raha laenamise hinda ehk protsenti, mida maksavad laenuvõtjad raha kasutamise eest. Nagu ka inflatsiooni mõju aktsiaturgude tootlikkusele on laialdaselt uuritud ka intressimärga mõju aktsiaturgudele. Paljud uurimused, artiklid ja akadeemilised tekstid leiavad, et intressimäär on seotud aktsiaturgudega negatiivse suunaga. Esineb mitmeid teoreetilisi vaateid ja seoseid intressimärga ja aktsiahindade vahel. Näiteks eelnevalt viidatud teoses on välja toodud, et intressimäärad mõjutavad aktsiahindu läbi dividendide hetkeväärtuse. Intressimäärade tõustes on diskontomäärad madalamad mis omakorda langetavad aktsiate hindu. (Chen *et al.* 1986) Lisaks sellele seosele mõjutavad intressimäärad investeerimise hinda ja sellest tulenevalt laenu alternatiivkulu ja aktsiahindu. Madalamad intressimäärad stimuleerivad investeerimist ja muud majanduslikku tegevust, mis teoorias peaks tõstma aktsiate hindu. (Mok 1993) Negatiivne omavaheline seos intressimärga ja aktsiaturgude tootlikkuse vahel võib olla ka tingitud asjaolust, et investorid vahetavad intressimäärade tõustes aktsiapositsioonid võlakirjade vastu (Alam 2017). Uuringutest saame järeldada, et intressimärga liikumised võivad mitmel moel mõjutada investeringute tulemuslikkust.

Intressimärga peetakse üheks olulisimaks teguriks investeringute tootlikkuse hindamisel. Eelnevas peatükis viidatud Humpe ja Macmilliani uuring käsitles ka intressimäärade mõju

aktsiaturgudele. Uuringu tulemusena sai kinnitust pikaajalise intressimäära negatiivne mõju aktsiaturgude tootlikkusele. (Humpe, Macmillian 2009) Seda kinnitavad ka varasemad uuringud S&P 500 indeksi, mis jälgib Ameerika Ühendriikide turul 500 suure avalikult kaubeldava ettevõtte aktsiate tulemuslikkust, kohta, kus on näha pikaajalise intressimäära suuremat negatiivset seost indeksi tootlikkusega kui lühiajalise intressimäära. Antud tulemus on kooskõlas teoreetilise taustaga. (Abdullah, Hayworth 1993) Prantsusmaa, Suurbritannia ja Saksamaa 1969 kuni 2012 andmete näol on jõutud samalaadsete tulemusteni, et intressimäärad mõjutavad selgelt aktsiaturgude tulemuslikkust. Aktsiate hinnad liiguvad samaaegselt koos intressimäära muutusega. Autor tõdes, et kui vaadelda valimi algusaastate andmeid on intressimäär suurema olulisega kui valimi hilisemate andmete puhul. (Piero 2016) Itaalia, Saksamaa, Prantsusmaa ja Suurbritannia andmete põhjal varasem läbiviidud uuring viitab sarnastele tulemustele. Uurimuse vaatluse all oli andmebaas 1990. kuni 2009. aasta andmetega. (Laopodis 2011)

#### **1.2.4. Tööstustoodangu muutuse mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele**

Tööstustoodang mõõdab tööstussektori realselt toodetud väljundit. Tööstussektori alla kuulub kaevandamine, tootmine, elektritööstus, gaasitööstus ja muud kommunaalteenused. Tööstustoodang kui makromajanduslik tegur ja vahend andmaks ülevaadet majanduse aktiivsuse hetkeolukorrast on varasemalt kaasatud mitmetesse uuringutesse hindamaks selle tähtsust ja mõju investeerimisfondide ja aktsiate tulemuslikkusele. Eelmisel sajandil ja 21. sajandi alguses peeti tööstustoodangu muutust ja pikaajalist intressimäära olulisteks makromajanduslikeks teguriteks, mis mõjutavad aktsiaturgude tulemuslikkust. Varasemalt peeti mõlemat tegurit võrdsete mõjuritena, aga lähem vaatlus annab mõista tööstustoodangu muutuse tähtsuse osakaalu suurenemist. (Piero 2016)

On väga vähe ebatõenäoline, et ainult üks makromajanduslik tegur, tööstustoodangu muutus, suudab seletada tervet aktsiaturgude tulemuslikkust. Küll aga läbi tööstustoodangu muutuse tõusu on oodata kasvavaid rahavooge, mis omakorda, efektiivse aktsiaturu tingimustes, kajastuvad ka aktsiahindades. Fama Ameerika Ühendriikides läbi viidud uuring kinnitas tugevat seost tööstustoodangu muutuse ja aktsiahindade liikumiste vahel (Fama 1990). Fama uuringule

sarnase tulemuse sai Schwert, kes kaasas enda valimisse andmed pikema ajaperioodi ulatuses. (Schwert 1990) Eelnevalt mainitud Humpe ja Macmilliani uuring puudutas ka tööstustoodangu muutuse mõju aktsiaturgude tootlikkusele Ameerika Ühendriikides ja Jaapanis ning kinnitust leidis positiivne seos makromajanduslike teguri ja aktsiahindade liikumise vahel. (Humpe, Macmillian 2009)

### **1.2.5. Rahapakkumise mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele**

Rahapakkumine väljendab rahva käes ja ringluses olevat raha. Rahapakkumine on makromajanduslik tegur, mille mõju on oluline teistele makromajanduslikele muutujatele läbi mille kajastuvad muutused ka aktsiahindades. Rahapakkumine on võimeline mõjutama aktsiahindu vähemalt läbi kolme majandusliku mehhanismi. Esiteks muutused rahapakkumises võivad olla seotud ootamatu inflatsioonimäära tõusuga ja ebakindlusega tuleviku suhtes, mis omakorda väljendub negatiivse suunaga aktsiahindade suhtes. Teisalt võib rahapakkumise suurenemine stimuleerida majandustegevust ja mõjutada positiivse suunaga aktsiahindu. Kolmandaks annab portfelliteooria indikatsiooni rahapakkumise positiivse suunaga mõjust. Rahapakkumise suurenedes nihkub portfelli intressi mittekindlusele varadelt üle finantsvaradele, sealhulgas aktsiatele. Kuigi rahapoliitika ei tohiks olla juhitud aktsiaturgudel toimuvast peavad investeringute haldurit arvestama päevakorras olevate rahapoliitiliste muutustega. (Rogalski, Vinso 1977)

Uuringud rahapakkumise mõjust aktsiaturgude tulemuslikkusele on andnud erinevate turgude vaatluses vastuolulisi tulemusi. Ameerika Ühendriikide turgudel on mitmed akadeemilised autorid kinnitanud positiivset seost rahapakkumise ja aktsia hindade vahel. Näiteks kirjeldab Palmeri 1970. aasta uurimus tugevat positiivset seost rahapakkumise ja aktsiaturgude tulemuslikkuse vahel. Rahapakkumise olulisus suureneb vaadeldava perioodi pikenedes. Uurimuses pandi tähele, et enamasti rahapakkumise liikumine ennetab lühiajaliselt aktsiaturgude liikumisi. (Palmer 1970) Olulise makromajandusliku tegurina on kinnitust leidnud ka 1960 kuni 1989. aasta andmete põhjal Saksamaal läbi viidud uuring. Uuringu tulemusena eksisteerib pikaajalises perspektiivis positiivne seos rahapakkumise ja aktsiahindade vahel. (Thorton 1998)

Vastupidiselt on aga negatiivse suunaga seos nähtav Ladina – Ameerika aktsiaturgudel, kus 2008. aasta uuringu tulemusena kinnitati negatiivne seos rahapakkumise ja aktsiahindade vahel Brasiilias ja Argentiinas. Tšiili ja Mehhiko puhul osutus rahapakkumine ebaoluliseks. (Abugri 2008) Sarnase tulemuseni jõuti ka Jaapanis eelnevalt mainitud uurimuses. (Humpe, Macmillian 2009)

### **1.2.6. Valuutakursi mõju investeerimisfondide tulemuslikkusele**

Valuutakurss väljendab ühe valuuta vahetushinda, mille eest on võimalik soetada teine valuuta. Valuutavahetuskursil on oluline roll majanduse tugevuse kirjeldamisel. Kui investeringud on tehtud tugevas valuutas on investoril oodata kõrgemat lõpliku tulumäära pärast investeringu konverteerimist kohalikku valuutasse. Järelikult tugevas valuutas olevate potentsiaalsete investeringute olemasolu loob soodsad tingimused investeerimiseks ja tulu teenimiseks. Teisalt oodatav valuuta nõrgenemine loob tingimused investeringute vähendamiseks, sest pärast investeringu konverteerimist kohalikku valuutasse kahaneb investeringu tulemuslikkus. Eriti kui potentsiaalse või tehtud investeringu riigi majandus on ekspordile orienteeritud kaotavad need investeringud atraktiivsust, sest valuutakursi nõrgenedes ekspordi konkurentsivõime kahaneb. (Ma, Kao 1990) Seoses investeringute riigiliste piirangute vähenemisega on rahvusvahelises kontekstis loodud tingimused investoritele ja portfelliinvalduritele saada kasu investeringute hajutamisest mitme riigi vahel.

Varasemalt on leidnud kinnitust positiivne seos valuutakursi liikumise ja aktsiaturu liikumise vahel kui ka võlakirjade liikumise vahel. Bodarti ja Redingu 1999. aasta uuringus, mille eesmärk oli hinnata valuutavahetuskursi potentsiaalset mõju aktsia- ja võlakirjaturgudele. Vaatluse all oli kuus Euroopa riiki, milleks olid Saksamaa, Prantsusmaa, Belgia, Itaalia, Suurbritannia ja Rootsi. Uuringu vaadeldav periood oli vahemikus 1989 kuni 1994. Töö tulemusena selgus, et esineb positiivne seos võlakirjaturgude ja valuutakursi vahel. Esialgu oli raske kinnitada, et esineb seos ka valuutakursi liikumiste ja aktsiaturgude vahel, mis võib tuleneda aktsiaturgude seotusest turu üldiste makromajanduslike teguritega. Seos sai küll kinnitust, aga väiksema olulisusega kui võlakirjaturgude puhul. (Bodart, Reding 1999)

Lisaks eelnevalt välja toodud tööle on läbi viidud uuring valuutakursi ja aktisaturu tulemuslikkuse vahel 18 areneva turu osas, kus võrdluseks kasutati Ameerika dollarit, Briti naela ja Jaapani jeeni. Uuringu eesmärk oli läbi viia empiiriline analüüs uurimaks korrelatsiooni valuutakursi ja aktisaturgude tootluste vahel. Uuringu tulemusena sai kinnitust üldine tugev positiivne seos enamike uuritud sektorite puhul. Teadusliku uuringu autor toob ka välja, et kuna Ameerika dollar on laiemas kasutuses on selle valuutaga seotud ka suurem risk. (Karoui 2006)

Vaatluse all oli ka valuutakursi mõju eelnevalt mainitud Ratanapakorni ja Sharma 2007. aasta uurimuses, kus hinnati USA aktsiahinnaindeksi lühi- ja pikaajalise suhet makromajanduslike teguritega. Uuringu analüüsi tulemusena väidavad autorid, et aktsiahindadel on positiivne seos valuuta vahetuskursiga. (Ratanapakorn, Sharma 2007)

### **1.3. Fama-French kolme faktori mudel**

Oma ala eksperdid Fama ja French on teinud ulatuslikke teaduslikke uuringuid portfelli tulemuslikkust mõjutavate tegurite kohta. Ja on leidnud, et lisaks turu riskile on oluline investeerimisfondi tulemuslikkuse analüüsimisel kaasata valimisse investeerimisfondi väärtus ja maht. Fama ja French väidavad enda 1992. teaduslikkus artiklis, et portfelli tulemuslikkuse empiirilisel analüüsil tuleb kasutada kolme faktori mudelit, kus mahu ja väärtuse faktorite uurimine annab olulise tulemuse ja on tähtsad tegurid seletamaks investeerimisfondi tulemuslikkuse varieeruvust (Fama, French 1992).



## 2. ANDMED JA METOODIKA

Bakalaureusetöö eesmärgi saavutamiseks analüüsitakse Eesti II samba pensionifondide tootlikkuse seost peamiste makromajanduslike teguritega. Eesti II samba pensionifondide andmed on saadaval Eesti pensionikeskuse kodulehel. Andmed makromajanduslike tegurite kohta on saadaval OECD andmebaasides. Vaadeldavaks perioodiks on 01.01.2011-31.12.2019. Vaadeldava perioodi valik on tehtud asjaolust, et 2019. aastal sai alguse ülemaailmne pandeemia, mille mõju jõudis turgudele 2020. aasta alguses. On leitud, et investeerimisfondid, eriti väikese likviidsusega, olid tugevalt survestatud pandeemia tekitatud olukorrast. COVID-19 tõttu suurenes ka makromajanduslik tegur, rahapakkumine, ebatavaliselt tasemele. (Antonio Falatoa, Itay Goldstein, Ali Hortaçsu 2021). Vaadeldava perioodi alguspunktiks valis autor 2011. aasta jaanuari, sest alates sellest hetkest on Eesti kasutusel valuuta euro. Valimisse kaasatakse kõik mitte konservatiivse investeerimisstrateegiaga Eesti teise samba pensionifondid, mille registreerimiskuupäev on 01.01.2011 või varem. Valimisse kaasatud Eesti teise samba pensionifondide puhul on sõltuvaks muutujaks Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkus, mis väljendub pensionifondide NAV muutstega kuudega lõikes vaadeldava perioodi vältel. Seletavate muutujatena Eesti teise samba pensionifondide kohta lisab autor mudelisse ka valimis olevate pensionifondide mahtude muutused kuude lõikes vaadeldava perioodi vältel ja pensionifondide vanuse. Eesti teise samba pensionifondide turu keskmine väljendub läbi Eesti pensioniindeksi ehk EPI ja on kättesaadav Eesti pensionikeskuse kodulehel. Maailmaturgu kirjeldavaks teguriks kaasab autor mudelisse MSCI ACWI indeksi, mis on ülemaailmne aktsiaindeks esindamaks suure ja keskmise kapitalisatsiooniga aktsiate tulemuslikkust. MSCI ACWI indeks jälgib 23 arenenud ja 24 arenevat turgu. MSCI ACWI indeks hõlmab enam kui 2900 komponenti 11 sektoris ja katab ligikaudu 85% igast sektorist. (MSCI ACWI Index, MSCI 2022) MSCI ACWI indeksi andmed on kättesaadavad Yahoo Finance kodulehel. Empiirilise analüüsi tugineb paneelandmetest lähtuva regressioonmudeli hindamisele. Analüüsi läbi viimiseks ja modelleerimiseks kasutatakse ökonomeetria tarkvarapaketti Gretl.

## 2.1. Vaatlusandmed ja kirjeldav statistika

### 2.1.1. Eesti II samba pensionifondide ülevaade ja statistika

Bakalaureusetöö hindab makromajanduslike tegurite mõju Eestis pakutavate teise samba pensionifondide tulemuslikkusele perioodil 01.01.2011-31.12.2019. Sellest tulenevalt võetakse empiirilise analüüsi käigus vaatluse alla kõik mitte konservatiivse investeerimisstrateegiaga Eesti teise samba pensionifondid, mille registreerimiskuupäev on 01.01.2011 või varem. Nendeks fondideks on: 1) LHV Pensionifond L, 2) LHV Pensionifond M, 3) LHV Pensionifond S, 4) LHV Pensionifond XL, 5) Luminor A Pensionifond, 6) Luminor A Pluss Pensionifond, 7) Luminor B Pensionifond, 8) SEB Energiline Pensionifond, 9) SEB Optimaalne Pensionifond, 10) SEB Progressiivne Pensionifond, 11) Swedbanki pensionifond 1960-69 sündinutele, 12) Swedbanki pensionifond 1970-79 sündinutele, 13) Swedbanki pensionifond 1980-89 sündinutele. Lisaks fondide tootlikusele ehk NAV muutusele vaatlusperioodi vältel kaasab autor ka pensionifondide omadusi hindavaid muutujaid. Fondide omadusi kirjeldavad muutujad on fondi vanus kuudes ja fondi mahu igakuine muutus eurodes vaadeldava perioodi vältel. Autor kaasab ka Eesti teise samba pensionifonde turgu kirjeldava muutuja EPI. EPI on mõeldud kohustusliku kogumispensioni kui pikaajalise investeringu trendide hindamiseks. EPI võimaldab vaadelda kohustuslike kogumispensionifondide turu keskmist tootlikust. EPI väärtust saab jälgida igapäevaselt andmetabelina ja ajalooliselt graafikuna. (EPI päevastatistika 2022).

Pensionifonde kirjeldava andmevalimi koostamisel lähtuti Eesti Pensionikeskuse kogumispensioni fondide mahu, kogumispensioni fondide NAV ja EPI päevastatistika andmebaasist. Andmed on kättesaadavad Eesti Pensionikeskuse kodulehel, kust saadi infot valimis olevate kohustuslike pensionifondide indeksi kuiste puhasväärtuse ehk NAV (*Net Asset Value*) kohta. (Kogumispensioni fondide NAV 2022). Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust, mahtu ja vanust väljendab paneelandmete kogum. Paneelandmete puhul on tegemist andmeesitusega, kus erinevatele objektidele vastavad aegread. Antud töös on andmed mitme erineva Eesti teise samba pensionifondi kohta erinevatel perioodidel. Andmeanalüüsis kasutatakse mudelite modelleerimiseks kõikide valimis olevate pensionifondide andmeid üheaegselt. Sellisel kujul olevate andmetega saab luua keerukamaid ökonomeetrisi mudeleid, kuna paneelandmete kasutamine vähendab multikollineaarsuse probleemi. Töös rakendatavad

paneelandmed on balansseeritud, mis tähendab, et aegread on sama pikkusega iga valimis oleva pensionifondi kohta. Ajaperioode on rohkem kui vaadeldavaid objekte

EPI osaku puhasväärtuse arvutamisel võetakse arvesse pensionifondi koguvarade turuväärtust, sellest lahutatakse pensionifondi kohustused, ühe osaku puhasväärtuse saamiseks jagatakse see välja lastud osakute arvuga. Osaku väärtuse muutus annab investorile tulu või kulu. Osaku hinda arvutatakse üldreeglina iga päev ning seda arvutab fondivalitseja. (Statistika seletused 2022)

Eelnevalt nimetatud valimis olevate pensionifondide igakuiste tootluste, mahu muutuste, MSCI ACWI ja EPI igakuise tootluse arvutamiseks kasutati valemit 1, kus arvutuste tegemiseks kasutati pensionifondi puhasväärtust (NAV) vaadeldava kuu viimasel päeval, pensionifondi mahtu kuu viimasel päeval ja MSCI ACWI indeksi sulgemishinda kuu viimasel päeval. Valemis asendatakse mahu arvutamiseks NAV fondi mahuga. Valemis asendatakse MSCI ACWI indeksi tulemuslikkuse arvutamiseks NAV MSCI ACWI indeksi sulgemishinnaga. Andmebaasi kõige esimese kuu tootluse, mahu muutuse ja MSCI ACWI indeksi arvutamiseks kasutati vastava teguri 2010. aasta viimast väärtust.

$$R_t = \ln \left( \frac{NAV_t}{NAV_{t-1}} \right) \quad (1)$$

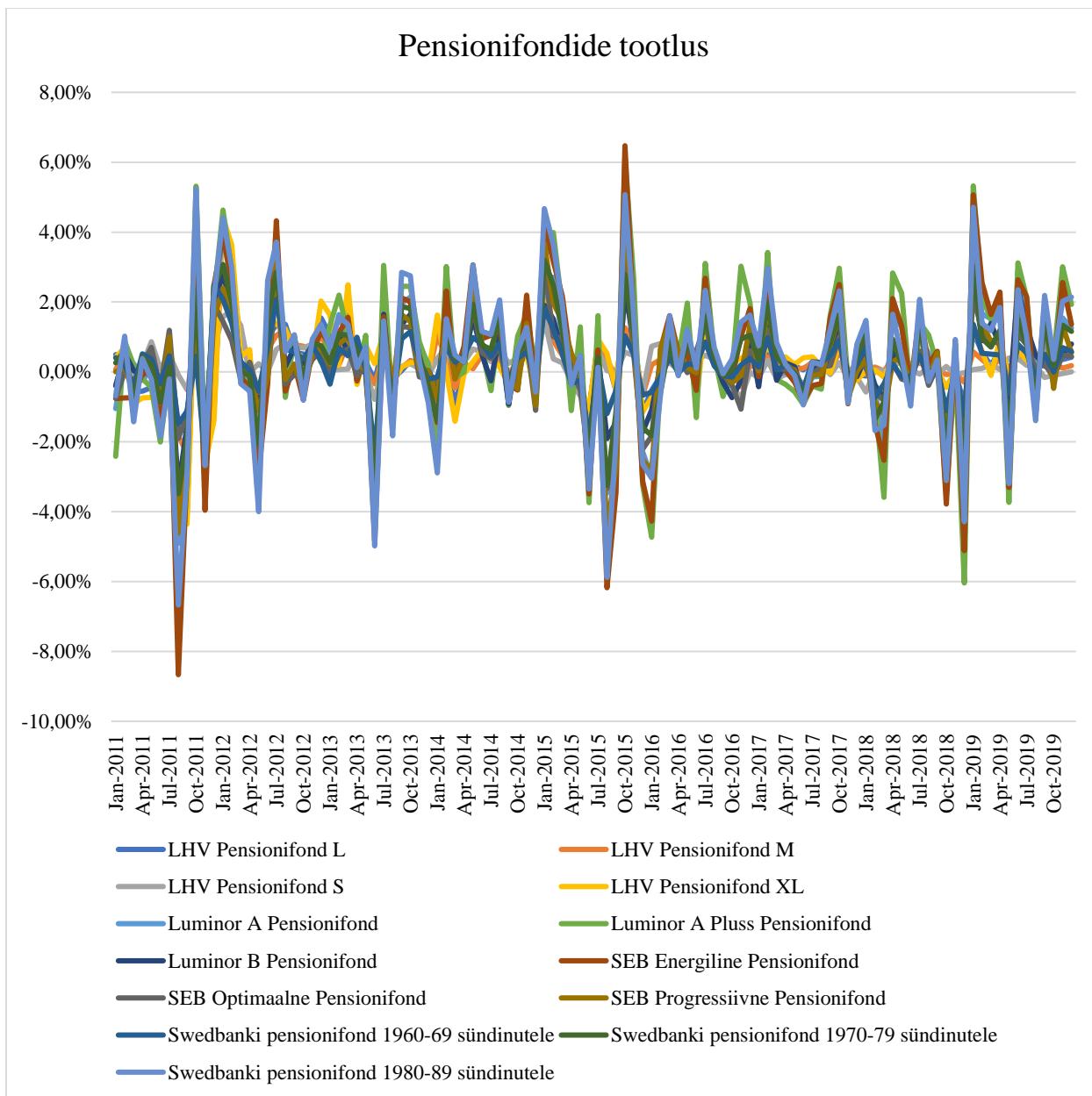
kus

$R_t$  – pensionifondi tootlus perioodil  $t$

$NAV_t$  – pensionifondi osaku puhasväärtus perioodil  $t$

$NAV_{t-1}$  – pensionifondi osaku puhasväärtus perioodil  $t-1$

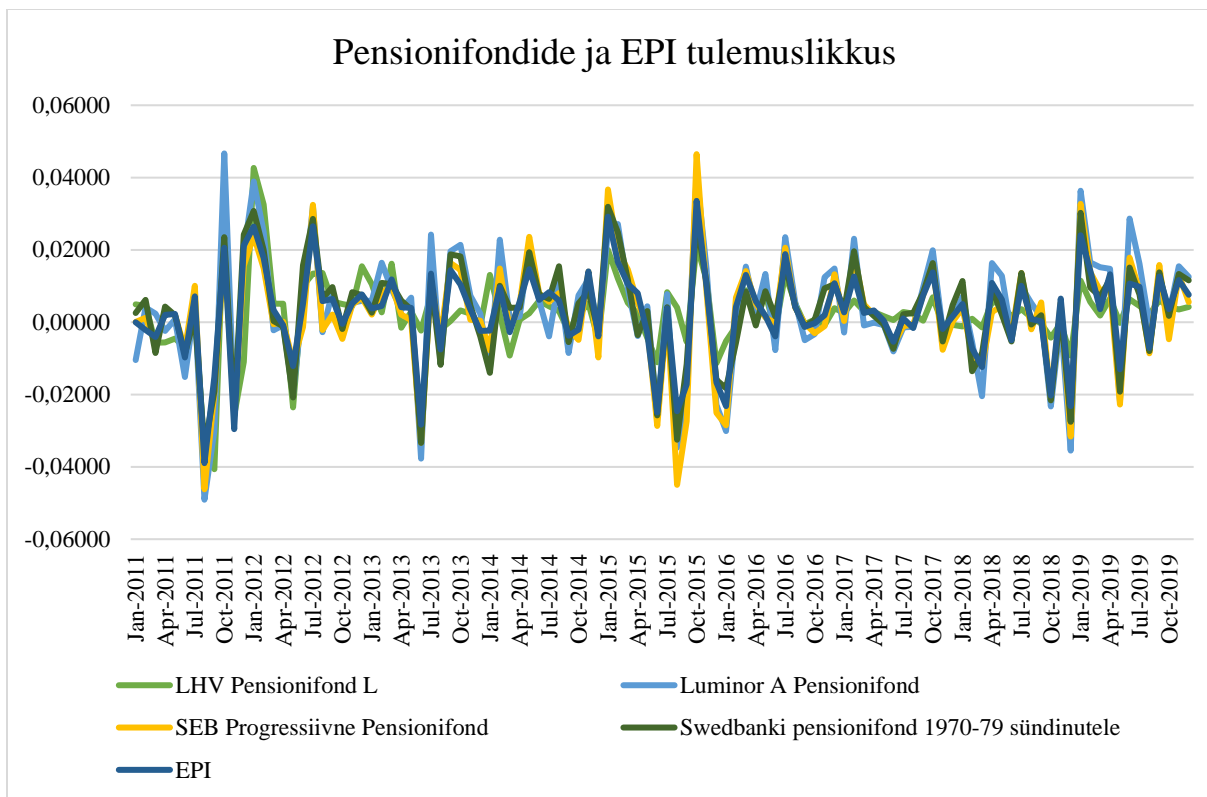
Joonisel 1 on toodud analüüsitava Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkus lõputöös käsitletaval perioodil.



Joonis 1. Valimis olevate pensionifondide tulemuslikkus perioodil 01.01.2011 – 31.12.2019

Allikas: Kogumispensioni fondide NAV, Pensionikeskus (2022), autori arvutused

Joonisel 2 on toodud valimis olevate fondivalitsetajate suurima mahuga Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkus ja Eesti pensioniindeksi tulemuslikkus lõputöös käsitleval perioodil.



Joonis 2. Valimis olevate fondivalitsejate suurima mahuga pensionifondide ja EPI tulemuslikkus perioodil 01.01.2011 – 31.12.2019.

Allikas: Pensionikeskus (2022), autori arvutused

Joonisel 1 on näha, et pensionifondide tulemuslikkus liigub sarnaselt kõikide pensionifondide puhul. Joonisel 2 on näha, et pensionifondide tulemikkus liigub sarnaselt Eesti pensioniindeksiga. Seda kinnitavad autori arvutused tabelitöötlusprogrammis Excel, kus autor arvutas pensionifondi tulemuslikkuse ja Eesti pensioniindeksi vahelise korrelatsiooni. EPI ja LHV Pensionifondi L vahel esines korrelatsioon tasemel 0,71, EPI ja Luminori A Pensionifondi vahel esines korrelatsioon tasemel 0,93, EPI ja SEB Progressiivse Pensionifondi vahel esines korrelatsioon tasemel 0,97, EPI ja Swedbanki pensionifond 1970-79 sündinutele vahel esines korrelatsioon tasemel 0,95. Tehtud graafilisest analüüsist ja autori arvutustest võib eeldada, et lõplikus Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust selgitavas mudelis on Eesti pensioniindeksi tulemuslikkus oluline selgitav muutja.

### 2.1.2. Makromajanduslike tegurite ülevaade ja statistika

Bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kuidas mõjutavad peamised makromajanduslikud tegurid Eesti kohustuslikke pensionifonde. Olulisemate makromajanduslike tegurite välja selgitamisel tugines autor varasemalt teostatud empiirilistele uuringutele ja akadeemilisele kirjandusele. Ülevaade nimetatud uuringutest on välja toodud käesoleva töö esimeses osas. Valimisse kaasatud makromajanduslikud muutujad tuginevad OECD ehk Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni liikmesriikide andmetele. OECD liikmed on: Ameerika Ühendriigid, Austraalia, Austria, Belgia, Eesti, Hispaania, Iirimaa, Iisrael, Island, Itaalia, Jaapan, Kanada, Korea Vabariik, Kreeka, Leedu, Luksemburg, Läti, Madalmaad, Mehhiko, Norra, Poola, Portugal, Prantsusmaa, Rootsi, Saksamaa, Slovakkia, Sloveenia, Soome, Šveits, Taani, Tšehhi, Tšiili, Türgi, Ungari, Uus-Meremaa, Ühendkuningriik.

Lähtuvalt käesoleva töö esimeses osas väljatoodud varasemast kirjandusest kaasab autor valimisse viis makromajanduslikku tegurit. Nendeks on inflatsioon, intressimäär, tööstustoodangu muutus, rahapakkumine ja Ameerika dollari valuutakurss Euro suhtes. Intressimäärad eristab autor piirkonniti Ameerika Ühendriikide ja Eurotsooni riikide järgi. Intressimäärad kaasatakse mudelisse nii pikaajaliselt kui ka lühiajaliselt. Rahapakkumise puhul eristab kitsa rahapakkumise ja laia rahapakkumise. Lisaks kaasab autor valimisse Fama ja Frenchi teadustöö põhjal turgu ja pensiofonde kirjeldavad muutujad, et luua parema seletusvõimega mudel. Nimetatud makromajanduslike tegurite ja muude iseloomustavate tegurite kirjeldav statistika on leitav tabelis 1.

Tabel 1. Empiirilises analüüsis kasutatavate muutujate kirjeldav statistika.

Muutja	Vaatluste arv	Min	Max	Standardhälve	Keskväärtus
GRW	1404	-0,087	0,065	0,015	0,003
AGE	1404	19	212	51,055	121
VOL	1404	-0,091	1,01135	0,046	0,015
M1	108	-0,003	0,033	0,004	0,007
M3	108	0,001	0,014	0,002	0,005
USD_to_EUR	108	-0,037	0,057	0,018	0,001
INT_short_USA	108	-0,305	0,588	0,112	0,000
INT_short_EUR	108	-1,756	0,491	0,259	0,001

INT_long_USA	108	-0,266	0,195	0,076	-0,004
INT_long_EUR	108	-1,279	1,020	0,230	-0,041
IP	108	-0,016	0,012	0,005	0,001
INF	108	-0,004	0,007	0,002	0,001
ACWI	108	-0,110	0,107	0,036	0,010
EPI	108	-0,039	0,034	0,012	0,004

Allikas: EPI päevastatistika, Pensionikeskus (2022), OECD Statistics, Organisation for Economic Co-operation and Development (2022), Yahoo finance (2022), autori arvutused

Tabelis olevate muutujate tähiste selgitused: GRW – pensionifondide tulemuslikkus, AGE – pensionifondide vanus, VOL – pensionifondide mahu muut, M1 – kitsa rahapakkumise muut, M3 – laia rahapakkumise muut, USD\_to\_EUR – Ameerika dollari valuutakursi muut Euro suhtes, INT\_short\_USA – lühiajalise intressimäära muut Ameerika Ühendriikides, INT\_short\_EUR – lühiajalise intressimäära muut Eurotsooni riikides, INT\_long\_USA – pikaajalise intressimäära muut Ameerika Ühendriikides, INT\_long\_EUR – pikaajalise intressimäära muut Eurotsooni riikides, IP – tööstustoodangu muut OECD riikides, INF – inflatsioon ehk tarbijahinna indeksi muut OECD riikides, ACWI – MSCI ACWI indeksi muut, EPI – Eesti pensioniindeksi muut.

## 2.2. Metoodika

Bakalaureusetöö eesmärgiks on analüüsida makromajanduslike tegurite mõju Eestis pakutavatele kohustuslikele pensionifondidele. Eestis pakutavaid kohustuslikke pensionifonde vaatab autor eraldi pensionifondide puhul, mille registreerimiskuupäev on 01.01.2011 või varem. Analüüsis esindab Eesti teise samba pensionifondide turu tulemuslikkust sõltumatu muutuja Eesti pensioniindeks EPI. Makromajanduslike tegurite ja teiste töös eespool nimetatud selgitavate muutujate mõju uurimiseks viib autor läbi regressioonaanalüüsi hariliku vähimruutude meetodil (OLS, *Ordinary Least Squares*) kui ka fikseeritud mõjudega mudeli (*fixed effects model*). Lõpliku järelduse saamiseks, kumba mudelit eelistada koostab autor Hausmani testi, mis põhineb fikseeritud ja juhuslike mudelite hinnagute võrdlemisel. Kui veakomponendid ei ole regressoritega korrelatsioonis, siis tuleb vastu võtta nullhüpotees, mille kohaselt tuleb kasutada juhuslike efektidega mudelit vastupidisel juhul tuleb nullhüpotees tagasi lükata ja kasutada

fikseeritud efektidega mudelit (Vörk 2003). Regressioonianalüüsi ja testide läbiviimisel kasutab autor ökonomeetria tarkvara Gretl.

Mudelit testides on oluline kontrollida ka normaaljaotust. Mudeli normaaljaotuse testimine viiakse läbi kasutades Doornik-Hanseni testi, mis põhineb jaotuse asümeeril ja püstakusel, nagu ka Jarque-Bera test. Testi nullhüpoteesi kohaselt alluvad jääkliikmed normaaljaotusele. Kui testi olulisuse tõenäosus (*p-value*) ostub suuremaks kui 0,05 tuleb vastu võtta nullhüpotees (Doornik, Hansen 2008). Kuigi paneelandmete puhul väheneb multikollineaarsus, tuleb siiski seda kontrollida. Selle kontrollimiseks viiakse läbi korrelatsioonanalüüs ja *VIF*-test. *VIF*-testi miinimumväärtus on 1 ja tulemuse suurem kui 10 korral annab test indikatsiooni võimalikust kollineaarsuse probleemist.

Lisaks eelnevas lõigus välja toodud testidele on vaja vaadelda mudelis esinevat autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsust. Autokorrelatsiooni testimiseks kasutab autor Wooldridge'i testi, mille nullhüpoteesi kohaselt autokorrelatsiooni ei esine. Heteroskedastiivsuse testimiseks kasutatakse autor White'i testi. White'i test hindab jääkliikmete vahel esinevat heteroskedastiivsust. Kui ilmneb, et esineb heteroskedastiivsus või autokorrelatsioon, siis sel juhul tuleb mudeli parandamiseks kasutada kohandatud standardvigu (robust standard errors).



### 3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Lõputöö viimases ehk kolmandas peatükis viiakse läbi tulemusteni jõudmiseks empiiriline analüüs. Esmalt teostatakse korrelatsioonanalüüs, et kinnitada muutujatevahelised seosed. Järgmisena koostatakse erinevaid regressioonmudeleid, mida testitakse, et veenduda mudelite ja andmete sobivuses. Rakendatakse ka fikseeritud ja juhulike efektidega mudelit. Pärast testimist esitab autor analüüsi tulemused ja teeb järeldused.

#### 3.1. Ettevalmistus mudelite koostamiseks

Et hinnata aegridade sobivust viis autor enne regressioonanalüüsi teostamist läbi andmete korrelatsioonanalüüsi, mille eesmärk on hinnata muutujate omavahelist seost. Lisaks seose hindamisele näitab korrelatsioonanalüüs seose tugevust ja suunda. Korrelatsioonanalüüsi põhjal ei saa hinnat aga seose põhjuslikkust. Kui korrelatsioonikordaja väärtus on suurem 0,8-st võib andmete hulgas esineda multikollineaarsuse probleem. Analüüs viid läbi kasutades Exceli tabelitöölusprogrammi. Korrelatsioonanalüüsi tulemused on esitatud maatriksi kujul tabelis 2.

Tabel 2. Korrelatsioonimaatriks

Muutjua	<i>M1</i>	<i>M3</i>	<i>USD_to_EUR</i>	<i>INT_short_USA</i>	<i>INT_short_EUR</i>	<i>INT_long_USA</i>	<i>INT_long_EUR</i>	<i>IP</i>	<i>INF</i>	<i>AC_WI</i>	<i>EP_I</i>
M1	1,000										
M3	0,585	1,000									
USD_to_EUR	0,054	0,003	1,000								
INT_short_USA	0,022	0,031	0,035	1,000							
INT_short_EUR	0,081	0,004	-0,069	0,218	1,000						
INT_long_USA	0,158	0,300	-0,126	-0,078	-0,060	1,000					
INT_long_EUR	0,004	0,016	-0,122	0,035	-0,051	0,435	1,000				
IP	0,101	0,101	0,166	-0,001	0,006	0,071	-0,056	1,0			

	23	91						00				
	-	-						-				
INF	0,0 15	0,0 38	-0,264	-0,326	-0,161	0,216	0,083	0,0 41	1,0 00			
	-	-						-				
ACWI	0,1 23	0,1 96	-0,218	-0,324	-0,061	0,261	0,021	0,2 49	0,1 58	1,0 00		
	-	-						-				
EPI	0,2 59	0,1 92	0,206	-0,345	-0,130	0,131	-0,080	0,1 57	0,0 14	0,7 36	1,0 00	

Allikas: OECD andmebaas (2022), Yahoo Finance (2022), Eesti pensionikeskus (2022), autori arvutused, autori koostatud korrelatsioonimaatriks kasutades tabelitöötlusprogrammi Excel

Korrelatsioonanalüüsi põhjal on näha kõige tugevat seos Eesti pensioniindeksi ja MSCI ACWI indeksi vahel, kus tasemel 0,736 on tegu mõõduka positiivse omavahelise seosega. Seos on lähedal olemaks tugevale omavahelisele seosele. Positiivne seos on oodatud, sest MSCI ACWI indeks väljendab ülemaailmset aktsiaturgudel toimuvat muutust ja Eesti pensioniindeks kirjeldab üldiselt Eesti teise samba pensionifondide muutust. On oodatud, et Eesti pensionifondide tulemuslikkus liigub sarnaselt maailmas toimuvaga. Tasemel 0,586 esineb tugev positiivne mõõdukas seos ka kitsa ja laia rahapakkumise vahel. On ootuspärane, et kitsas ja lai rahapakkumine on omavahel seotud, sest kitsas rahapakkumine on osa laiast rahapakkumisest. Korrelatsioonitabelist on näha, et esineb mõningatel juhtudel positiivsed ja negatiivsed nõrki seosid, aga tugevad seosed puuduvad. Kõige väiksem korrelatsiooninäitaja -0,001 esineb tööstustoodangu ja lühiajalise intressimäära vahel Ameerika Ühendriikides ehk nende näitajatevaheline seos puudub. Korrelatsioonimaatriksi põhjal võib eeldada, et mudelis multikollineaarsuse probleemi ei esine.

### 3.2. Mudelite testimine

Vastavalt varasemalt avaldatud akadeemilise kirjandusele valis autor regressioonanalüüsi jaoks viis makromajanduslikku tegurit, mis eelnevalt väljatoodud akadeemilises kirjanduses on olulised investeerimisfondide võrdluses. Autor kaasas mudelisse rahapakkumise nii kitsal kui ka laial kujul. Autor kaasas mudelisse intressimäära nii lühiajalisel kui ka pikaajalisel kujul. Lisaks on intressimäärad kaasatud eraldi ka Eurotsooni ja Ameerika Ühendriikide kohta. Autor kaasas

udelisse ka maailma aktsiaturgu kirjeldava muutuja MSCI ACWI indeksi ja Eesti teise samba pensionifondide üldise kirjeldava muutja EPI. Mudelis on ka valimis olevate pensionifondide iseloomustavad muutujad pensionifondi vanus ja pensionifondi maht. Autor kasutab hariliku vähimruutude meetod lähtudes varasematest uuringutes ja analüüsi valimi struktuurist. Valim koosneb paneelandmetest, kus on tegurite igakuised väärtuse muutused ajavahemikus 01.01.2011 kuni 31.12.2019.

Esimesse hariliku vähimruutude meetodil koostatud regressioonudelisse olid kaasatud tööstusliku toodangu kuine muutus, inflatsiooni kuine muutus, kitsa rahapakkumise kuine muutus, laia rahapakkumise kuine muutus, Ameerika dollari valuutakursi muut Euro suhtes, lühiajalise intressimäära kuine muutus Ameerika Ühendriikides, pikaajalise intressimäära kuine muutus Ameerika ühendriikides, lühiajalise intressimäära kuine muutus Eurotsooni riikides, pikaajalise intressimäära kuine muutus Eurotsooni riikides, pensionifondide vanus, pensionifondide kuine tootlus, pensionifondide mahu kuine muutus, MSCI ACWI indeks ja Eesti penisoniindeks. Saadud esialgse regressioonumudeli kohandatud determinatsioonikordaja on 0,673 ja p-väärtus on  $< 0,01$ , mis tähendab, et saadud mudel on oluline. Esialgses mudelis ei osutunud oluliseks järgnevad seletavad tegurid: laia rahapakkumise kuine muutus, Ameerika dollari valuutakursi muut Euro suhtes, pikaajalise intressimäära kuine muutus Ameerika Ühendriikides, pikaajalise intressimäära kuine muutus Eurotsooni riikides, tööstusliku toodangu kuine muutus, inflatsiooni kuine muutus (Lisa 1). Edasistel katsetel ja tegurite ühe kaupa elimineerimisel selgus, et oluline ja suurima seletusvõimega mudeli kuju saavutatakse siis, kui mudelist eemaldada järgnevad sõltumatud tegurid esitatud järjekorras: 1) pensionifondide vanus, 2) pikaajalise intressimäära kuine muutus Eurotsooni riikides, 3) inflatsiooni kuine muutus, 4) pikaajalise intressimäära kuine muutus Ameerika Ühendriikides, 5) tööstusliku toodangu kuine muutus, 6) laia rahapakkumise kuine muutus. Mudel osutus oluliseks nivool 0,001, seda näitab mudeli p-väärtus mis on väiksem kui 0,0001. Mudeli kohandatud determinatsioonikordaja on 0,675, mis on suurem kui esialgselt saadud mudelil, mis tähendab, et saadud lõplik mudel on parema seletusvõimega kui esialgne mudel. Saadud lõpliku mudeli olulised selgitavad muutujad olulisuse nivool 0,1 on järgnevad: 1) Ameerika dollari valuutakursi muut Euro suhtes, mille p-väärtus on 0,0752, 2) lühiajalise intressimäära kuine muutus Ameerika Ühendriikides, mille p-väärtus on 0,0718 3) kitsa rahapakkumise kuine muutus, mille p-väärtus on 0,0682. Saadud

lõpliku mudeli selgitavatest muutujatest olulisuse nivool 0,05 oluline üks selgitav muutja, milleks on lühiajalise intressimäära kuine muutus Eurotsooni riikides p-väärtusega 0,0211. Saadud lõpliku mudeli olulised selgitavad muutujad olulisuse nivool 0,01 on järgnevad: 1) pensionifondide mahu kuine muutus, 2) MSCI ACWI indeks, 3) Eesti penisoniindeks. Kõikide nende muutujate p-väärtus on väiksem kui 0,0001. (Lisa 2).

Testimaks, kas fikseeritud mõjudega mudel on tõhusam, viis autor läbi Hausmani testi, mille kohaselt osutus paremaks mudeliks vähimruutude meetodil koostatud regressioonaanalüüs. Hausmani testi tulemusena tuli vastu võtta nullhüpotees, sest p-väärtus oli 0,247. Seega juhuslike efektidega mudeli eeldus on täidetud ja seda mudelit võib kasutada. Käesolevas töös on esitatud ainult regressioonaanalüüsi tulemused, mis on koostatud hariliku vähimruutude meetodil (OLS; Ordinary Least Squares), seoses Hausmani testi tulemusega (Lisa 6).

Kollineaarsuse probleemi testimiseks viis autor läbi *VIF*-testi. *VIF*-testi tulemus näitas, et mudelis ei esine kollineaarsuse probleemi. Kõikide lõplikus mudelis olevate selgitavate muutujate väärtused jäid alla 10, mis tähendab, et kriitiline piir kollineaarsuse olemasolule jäi ületamata ja mudelis kollineaarsuse probleemi ei esine. Suurim väärtus oli EPI puhul, milleks oli 3,589 ja kõige väiksem väärtus oli VOL puhul, milleks oli 1,072 (Lisa 7). Mudeli jääkliimete normaaljaotuse testimiseks viis autor läbi Doornik-Hanseni testi, mis põhineb jaotuse asümeetriaal ja püstakusel. Testi nullhüpoteesi kohaselt alluvad jääkliikmed normaaljaotusele. Kui testi olulisuse tõenäosus (*p-value*) ostub suuremaks kui 0,05 tuleb vastu võtta nullhüpotees. Doornik-Hanseni testi tulemuseks oli p-väärtus 0,00, järelikult ei ole tegemist normaaljaotusega (Lisa 3). Autor katsetas mitmel kujul mudeleid, aga ei õnnestunud modelleerida nii, et jääkliimmed alluksid normaaljaotusele. Kui jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ei pruugi parameetrite hinnangud olla mõjusad. Lisaks testis autor ka mudeli heteroskedastiivsust, kasutades selleks White'i testi. White'i testi tulemusena selgus, et heteroskedastiivsus esineb, kuna p-väärtus on väiksem kui 0,05 (Lisa 5). Autor katsetas heteroskedastiivsuse eemaldamiseks ja mudeli parandamiseks kohandatud standardvigadega modelleerimist, aga see ei õnnestunud. Heteroskedastiivsus esines ka kohandatud standardvigadega katsetades ja mudeli kohandatud determinatsioonikordaja ehk seletusvõime vähenes. Heteroskedastiivsuse esinemist võib põhjustada mõne olulise seletava tunnuse puudumine mudelist. Mudelis ei esinenud autokorrelatsiooni, mida autor testis

Wooldridge'i testiga. Testi p-väärtus 0,053 on suurem kui 0,05 ehk vastu võeti nullhüpotees, mille korral autokorrelatsioon puudub.

Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust, mis ei ole konservatiivse strateegiaga, iseloomustab regressioontabel lisas 2 ja regressioonvõrrand (2):

$$Y = 0,0005 + 0,0253VOL + 0,0629ACWI + 0,8065EPI + 0,0021INT\_short\_EUR - 0,1001M1 - 0,0040INT\_short\_USA + 0,0283USD\_to\_EUR \quad (2)$$

Kus

Y – Pensionifondide tulemuslikkus

VOL – Pensionifondide maht

ACWI – MSCI ACWI Indeksi muutus

EPI – Eesti pensioniindeksi muutus

INT\_short\_EUR – lühiajaline intressimäär Eurotsooni riikides

M1 – kitsas rahapakkumine

INT\_short\_USA – lühiajaline intressimäär Ameerika Ühendriikides

USD\_to\_EUR – Ameerika dollari valuutakurss Euro suhtes

### 3.3. Järeldused ja ettepanekud

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärk oli modelleerida makromajanduslike tegurite mõju Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkusele ajavahemikus 01.01.2011 kuni 31.12.2019. Tööse kaasatud muutujate valik tugineb varasemalt koostatud akadeemilistele allikatele ja teadustöödele. Makromajanduslike tegurite mõju parimaks kirjeldamiseks jõudis autor hariliku vähimruutude meetodil koostatud regressioonmudelini.

Tehtud ökonomeetrisest tööst selgus, et olulisuse nivool 0,001 on kolm seletavat muutujat, milleks on pensionifondi maht, Eesti pensioniindeks ja MSCI ACWI indeks. Pensionifondi mahul on oluline positiivne mõju Eesti pensionifondide tulemuslikkusele. Lõplik mudel selgitab, et pensionifondi mahu 1 protsendipunktiline tõus suurendab Eesti teise samba pensionifondide

tulemuslikkust 0,0253 protsendipunkti võrra. Selline tulemus oli ootuspärane. Investeeringufondi mahu olulist seost investeeringufondi tulemuslikkuse hindamisel on varasemalt kinnitanud Fama ja French (1992) oma teadustöös. Oluline positiivne seos esineb ka maailmaturgu kirjeldava MSCI ACWI indeksi ja Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkuse vahel. Lisaks esineb ka oluline positiivne seos Eesti teise samba pensionifondide üldise iseloomustav teguri Eesti pensioniindeksi ja valimis olevate Eesti teise samba pensionifondide vahel. Lõplik mudel selgitab, et MSCI ACWI indeksi 1 protsendipunktiline tõus suurendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,0629 protsendipunkti võrra ja Eesti pensioniindeksi 1 protsendipunktiline tõus suurendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,8065 protsendipunkti võrra. Oluline positiivne seos turgudega oli oodatud nagu selgitasid Fama ja French oma 1992. aasta teadustöös. Eesti pensioniindeksi oluline seotus pensionifondide tulemuslikkusele oli ka oodatud autori arvutuste ja tabeli 2 põhjal.

Teoorias on spekuleeritud ka intressimäära negatiivse mõju investeeringufondide tulemuslikkuse üle ning see sai ka lühiajalise intressimäära puhul kinnitust olulisuse nivvool 0,05. Lühiajalisel intressimäära muutusel Ameerika Ühendriikides on oluline positiivne mõju Eesti pensionifondide tulemuslikkusele olulisuse nivvool 0,05. Lõplik mudel selgitab, et Ameerika Ühendriikide lühiajalise intressimäära muutuse 1 protsendipunktiline tõus vähendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,0040 protsendipunkti võrra. Selline tulemus oli ootuspärane. Vastupidiselt ootustele sai olulisuse nivvool 0,01 kinnitust positiivne seos lühiajalise intressimäära muutuse Eurotsooni riikides ja Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkuse vahel, kus lõpliku mudeli kohaselt suurendab Eurotsooni riikide lühiajalise intressimäära muutuse 1 protsendipunktiline tõus Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,0021 protsendipunkti võrra. Positiivne omavaheline seos lühiajalise intressimäära ja Eesti teise samba pensionifondide tootlikkuse vahel võib olla tingitud asjaolust, et investeeringute haldurid on edukalt suutnud maandada aktsiaturgudest tulenevat riski investeerides võlakirjadesse. Intressimäärade tõustes vahetavad investorid aktsiapositsioonid võlakirjade vastu, mille tagajärjel aktsiahinnad langevad ja võlakirjade väärtus tõuseb. Statistilist olulisust antud makromajandulik tegur ei näidanud pikaajalise intressimäära puhul, mis võib tuleneda fondihaldurite kiirest reageerimisvõimest maailmaturul toimuvale.

Kitsa rahapakkumise muut Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni riikides oli mudelite lõikes negatiivse suunaga sõltuvale muutujale. Kuigi varasemad uuringud on olnud vastuolulised rahapakkumise mõju suuna üle oli negatiivne suund oodatud. Lõplik mudel selgitab, et kitsa rahapakkumise muutuse 1 protsendipunktiline tõus vähendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,1001 protsendipunkti võrra. Muutused rahapakkumises võivad olla seotud ootamatu inflatsioonimäära tõusuga ja ebakindlusega tuleviku suhtes, mis omakorda väljendub negatiivse suunaga aktsiahindade suhtes. Rahapakkumise olulisus suureneb vaadeldava perioodi pikenedes, mistõttu võis võrdlemisi lühikese vaatlusperioodi vältel laia rahapakkumise muutus osutada statistiliselt ebaoluliseks. Rahapakkumine stimuleerib turgu, mistõttu investorid otsivad võimalusi enda raha paigutamiseks ja sellest tulenevalt pikas perspektiivis peaks seos olema positiivne.

Ameerika Ühendriikide turgudel on mitmed akadeemilised autorid kinnitanud positiivset seost rahapakkumise ja aktsia hindade vahel, mis sai ka kinnitust lõplikus mudelis olulisuse nivool 0,05. Mudel selgitab, et Ameerika dollari valuutakursi 1 protsendipunktiline tõus Euro suhtes suurendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,2832 protsendipunkti võrra. Ameerika dollarit on maailma lõikes tugev valuuta ja omakorda tugevas valuutas olevate potentsiaalsete investeeringute olemasolu loob soodsad tingimused investeerimiseks ja tulu teenimiseks. Teisalt oodatav valuuta nõrgenemine loob tingimused investeeringute vähendamiseks.

Vaatamata sellele, et lõpuks saavutati statistiliselt oluline ökonomeetriline mudel, leidub siiski mudelil ka arenguruumi. Arvestades valimit ja andmete hulka, võib tulemusega rahule jääda, kuigi ideaalis võiks olla mudeli seletusvõime suurem kui praegune 0,674. Mudelis esineb ka heteroskedastiivsus ja jääkliikmete mittealluvus normaaljaotusele. Tulevikus võiks sarnaste tööde puhul lisada mudelisse ka teisi potentsiaalselt olulisi muutujaid, mis antud lõputöös ei kajastu ja vaadelda neid pikema perioodi vältel.

## KOKKUVÕTE

Eesti pensionisüsteemi kohaselt oli kohustuslik inimestele, kes olid sündinud 1983 või hiljem, liituda teise samba pensionifondiga. 2021. aastal toimus Eestis pensionireform, pärast mida on raha kogumine teises sambas vabatahtlik. Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, millised makromajanduslikud tegurid mõjutavad Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust ja millises suunas, et anda sisendit Eesti inimestele pensioniotsuste tegemisel. Töö eesmärgi saavutamiseks andis autor esmalt ülevaate varasemast kirjandusest ning modelleeris Eesti pensionifondide tulemuslikkuse seost erinevate selgitavate muutujatega. Töö eesmärgi saavutamiseks tuli leida vastused järgmistele uurimisküsimustele:

- 1) Kas makromajanduslikud tegurid mõjutavad Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust?
- 2) Millised makromajanduslikud tegurid mõjutavad enim Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust?
- 3) Millises suunas mõjutavad makromajanduslikud tegurid Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust?

Varasemalt on teemakohased autorid investeerimisfondide tulemuslikkuse hindamise puhul jõudnud vastakate järelduseni, mis võib tuleneda uuritud rahvusvaheliste turgude eripäradest, erinevate mudelite kasutamisest ja mudelisse kaasatud seletavatest muutujatest. Käesolevas töös sai autor enamjaolt oodatud tulemuse kuid esines ka vastupidiselt ootustele tulemeid.

Käesolevas lõputöös analüüsitakse makromajanduslike tegurite mõju Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkusele. Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust hinnati Eesti teise samba pensionifondide põhjal, mis ei olnud konservatiivse investeerimisstrateegiaga ja mille registreerimiskuupäev oli 01.01.2011 või varem. Nende pensionifondide hulka kuulusid LHV Pensionifond L, LHV Pensionifond M, LHV Pensionifond S, LHV Pensionifond XL, Luminor A Pensionifond, Luminor A Pluss Pensionifond, Luminor B Pensionifond, SEB Energiline Pensionifond, SEB Optimaalne Pensionifond, SEB Progressiivne Pensionifond, Swedbanki pensionifond 1960-69 sündinutele, Swedbanki pensionifond 1970-79 sündinutele ja



Swedbanki pensionifond 1980-89 sündinutele. Andmete vaadeldavaks ajaperioodiks valiti vahemik 01.01.2011 kuni 31.12.2019. Vaadeldava perioodi alguspunkti valik põhineb asjaolul, et alates sellest hetkest on Eestis käibel Euro ja lõpp-punkti valikul sai otsustavaks 2019. aasta lõpus alanud ülemaailmne pandeemia.

Läbi viidud regressioonanalüüsist selgus, et olulisuse nivool 0,001 on kolm seletavat muutajat. Pensionifondi mahul on oluline positiivne mõju Eesti pensionifondide tulemuslikkusele. Lõplik mudel selgitab, et pensionifondi mahu 1 protsendipunktiline tõus suurendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,0253 protsendipunkti võrra. Oluline positiivne seos esineb ka maailmaturgu kirjeldava MSCI ACWI indeksi ja Eesti pensioniindeksi puhul. Lõplik mudel selgitab, et MSCI ACWI indeksi 1 protsendipunktiline tõus suurendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,0629 protsendipunkti võrra ja Eesti pensioniindeksi 1 protsendipunktiline tõus suurendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,8065 protsendipunkti võrra.

Lühiajalisel intressimäära muutusel Ameerika Ühendriikides on oluline positiivne mõju Eesti pensionifondide tulemuslikkusele olulisuse nivool 0,05, kus mudel selgitab, et Ameerika Ühendriikide lühiajalise intressimäära muutuse 1 protsendipunktiline tõus vähendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,0040 protsendipunkti võrra. Selline tulemus oli ootuspärane. Vatupidiselt ootustele suurendab Eurotsooni riikide lühiajalise intressimäära muutuse 1 protsendipunktiline tõus Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,0021 protsendipunkti võrra. Kitsa rahapakkumise muut Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni riikides oli mudelite lõikes negatiivse suunaga sõltuvale muutujale. Kitsa rahapakkumise muutuse 1 protsendipunktiline tõus vähendab Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkust 0,1001 protsendipunkti võrra. Kuigi varasemad uuringud on olnud vastuolulised rahapakkumise mõju suuna üle oli negatiivne suund oodatud. Olulisuse nivool 0,05 selgitab Ameerika dollari valuutakursi 1 protsendipunktiline tõus Euro suhtes Eesti teise samba pensionifondide tulemuslikkuse kasvu 0,2832 protsendipunkti võrra. Tulemus oli ootuspärane, sest Ameerika Ühendriikide turgudel on mitmed akadeemilised autorid varasemalt kinnitanud positiivset seost rahapakkumise ja aktsia hindade vahel.

Pensionifondide varaklasside jaotuses on tähtis osa aktsiatel. Varasemad uuringud kinnitavad, et aktsiaturgude tootlus suureneb majanduse tugevnedes ja vastupidi. Lisaks on leidnud kinnitust ka turgude kasvav seos makromajanduslike teguritega. Pensionifondidega seonduval teemal töö kirjutamine on hetkel 2021. aastal toimunud pensionireformi ja varasemate uuringute põhjal, kus on kinnitust leidnud makromajanduslike tegurite seos aktsiaturgudega, asjakohane. Lõputöö toetab Eesti pensionisüsteemis olevate inimeste otsuste tegemist. Tulevates uurimustes võib mudelisse kaasata makromajanduslikud tegurid riikide lõikes ja hinnata pensionifondide tootlust nende investeerimisstrateegiate alusel.

# **SUMMARY**

## **EFFECT OF MACROECONOMIC VARIABLES TO ESTONIAN SECOND PILLAR PENSION FUNDS**

Paul Latserus

According to the Estonian pension system it was mandatory for people born in 1983 or later to opt in to save money in an Estonian second pillar pension fund. In 2021 the Estonian pension system was reformed and the mandatory requirement became optional. The main goal of this thesis is to find out which macroeconomic variables influence the growth of Estonian second pillar pension funds, what is the direction of the influence. The thesis will give insight for Estonian people for making further decisions regarding available options for saving money in the Estonian pension system. To achieve the goal of the thesis the author gives an overview of previously published research regarding the topic and has modeled the effects of macroeconomic factors on the growth of Estonian second pillar pension funds. The author finds answers to following questions to achieve the goal of the thesis:

- 1) Do macroeconomic variables effect the growth of Estonian second pillar pension funds?
- 2) Which macroeconomic variables effect the growth of Estonian second pillar pension funds?
- 3) In what direction do the macroeconomic variables effect Estonian second pillar pension funds?

The author of this thesis used a quantitative research method to model the effects of macroeconomic variables to Estonian second pillar pension funds. For Estonian second pillar pension funds panel data of thirteen different Estonian second pillar pension funds were used which were registered on 01.01.2011 or earlier. These funds were Pension Fund LHV L, Pension Fund LHV M, Pension Fund LHV S, Pension Fund LHV XL, Luminor A Pension Fund, Luminor A Plus Pension Fund, Luminor B Pension Fund, SEB Energetic Pension Fund, SEB Optimal Pension Fund, SEB Progressive Pension Fund, Swedbank Pension Fund Generation 1960-69,

Swedbank Pension Fund Generation 1970-79 ja Swedbank Pension Fund Generation 1980-89. Observations were made for the period 01.01.2011 to 31.12.2019. The start of the observation period is chosen due to the fact that it is the date when the Euro became the official currency of Estonia. The end of the observation period is chosen due to the fact that the world-wide pandemic started in the end of 2019. Macroeconomic factors included in the research were inflation rate, interest rate, monetary supply, industrial production, USD to EUR exchange rate. Author included MSCI ACWI index which is a global equity index in the research. Additionally the author included Estonian pension index, pension fund volume and pension fund age in the research. The author used ordinary least squares regression analysis for modelling.

From the research the author finds that there are 3 factors with below 0,001 p-value which were pension fund volume, ACWI index and Estonian pension index. Final model explains that when pension fund volume increases by one percentage point, then Estonian second pillar pension funds growth rises by 0,0253 percentage points. When ACWI index increases by one percentage point, then Estonian second pillar pension funds growth rises by 0,0629 percentage points. When Estonian pension index increases by one percentage point, then Estonian second pillar pension funds growth rises by 0,8065 percentage points.

There were four other factors with lower p-value but still relevant in the model. Final model explains that when US short-term interest rate increases by one percentage point, then Estonian second pillar pension funds growth falls by 0,0040 percentage points. This result was expected. The unexpected result was that when short-term interest rate in the Eurozone increases by one percentage point, then Estonian second pillar pension funds growth rises by 0,0021 percentage points. When narrow monetary supply increases in the OECD countries by one percentage point, then Estonian second pillar pension funds growth falls by 0,1001 percentage points. Although previous research on the topic has been controversial the negative relation was expected. When USD to EUR exchange rate increases by one percentage point, then Estonian second pillar pension funds growth rises by 0,2832 percentage points. This result was expected as well as earlier research has confirmed positive relationship between the factors.

Stocks are an important asset class in the Estonian second pillar pension fund portfolios. Earlier research confirms that stock market returns grow when the economy strengthens and vice versa. In addition the market growth has been found to be dependent on macroeconomic variables. The topic of this thesis is relevant due to the Estonian pension reform in 2021. The thesis gives insight to people in the Estonian pension system to make better investment decisions. In future researches I recommend to add more and country specific macroeconomic variables to the model and also consider the investment strategies of the pension funds.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

Sauga, A. (2017). Statistika. Tallinn: Tallinna Tehnikaülikooli kirjastus

Pensionikeskus (2022). Rahandusministeeriumi statistika.

Kättesaadav: <https://www.pensionikeskus.ee/statistika/ii-sammas/rahandusministeeriumi-statistika>

Pensionikeskus (2022). Reform 2021. Kättesaadav:

<https://www.pensionikeskus.ee/pensionireform-2021/>

Pensionikeskus (2022). Kogumispension ehk II sammas. Kättesaadav:

<https://www.pensionikeskus.ee/ii-sammas/kogumispension-ehk-ii-sammas/>

Pensionikeskus (2022). Statistika seletused. Kättesaadav:

<https://www.pensionikeskus.ee/statistika/ii-sammas/statistika-seletused/>

Pensionikeskus (2022). Kogumispensioni fondide NAV. Kättesaadav:

<https://www.pensionikeskus.ee/statistika/ii-sammas/kogumispensioni-fondide-nav/>

Pensionikeskus (2022). Eesti pensioniindeksi EPI arvutamise meetodika. Kättesaadav:

[https://www.pensionikeskus.ee/files/dokumendid/pensioni\\_indeksi\\_kirjeldus.pdf](https://www.pensionikeskus.ee/files/dokumendid/pensioni_indeksi_kirjeldus.pdf)

Pensionikeskus (2022). EPI päevastatistika. Kättesaadav:

<https://www.pensionikeskus.ee/statistika/ii-sammas/epi-paevastatistika/>

K. E. Homa, D. M. Jaffe (1971). The supply of money and common stock prices. The Journal of Finance Vol. 26, No. 5.

Hashemzadeh, N., Taylor, P. (2006). Stock prices, money supply, and interest rates: the question of causality. Applied Economics, Vol. 20, No. 12, 1603-1611.

Statistikaamet (2022). Oodatav eluiga. Kättesaadav:

<https://www.stat.ee/et/avasta-statistikat/valdkonnad/heaolu/tervis/oodatav-eluiga>

OECD Statistics (2022). Organisation for Economic Co-operation and Development.

Kättesaadav: <https://stats.oecd.org/>

Võrk, A. (2003). Staatilised paneelandmete mudelid. Tartu: Tartu Ülikool.

Angela Black, Patricia Fräsera, Nicolaas Groenewold (2003). U.S. stock prices and macroeconomic Fundamentals. University of Aberdeen Business School

Breeden, D. T. (1979). An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, 265-296

Chen *et al.*, (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business* Vol. 59, 383-403

Antonio Falatoa, Itay Goldstein, Ali Hortaçsu (2021). Financial fragility in the COVID-19 crisis: The case of investment funds in corporate bond markets. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 123, 35-52

Christopher Gan, Minsoo Lee, Hua Hwa Au Yong, Jun Zhang (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations*. Vol. 3, 89-101

Eugene F. Fama (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*. Vol. 25, 383 – 417

Eugene F. Fama, G. William Schwert (1977). Asset returns and inflation. *The Journal of Financial Economics*. Vol. 5, Issue 2, 115 – 146

- Nelson, C. R. (1976). Inflation and rates of return on Common Stocks, *Journal of Finance*. Vol. 31, 471-483.
- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, 341-360
- O. Ratanapakorn, S. C. Sharma (2007). Dynamics analysis between the US Stock Return and the Macroeconomics Variables, *Applied Financial Economics*, Vol. 17, 369-377
- M. J. Gordon (1962). The investment, financing and valuation of the corporation.
- T. J. Sargent (1999). A primer on monetary and fiscal policy, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 23, 1463-1482
- D. Bredin, D. Hyde (2005). Regime change in the relationship between stock returns and the macroeconomy. Kättesaadav:  
[https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=686878](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=686878)
- J. R. Kim (2003). The stock return-inflation puzzle and the asymmetric causality in stock returns, inflation and real activity, *Economic Letters*, Vol. 80, 155-160
- A. Humpe, P. Macmillian (2009). Can macroeconomic variables explain long term stock market movements? A comparison of the US and Japan, *Applied Financial Economics*, Vol. 19, 111-119
- B. Kolluri, M. Wahab (2008). Stock returns and expected inflation: Evidence from an asymmetric test specification, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 30, 371-395
- H. M. Mok (1993). Causality of interest rate, exchange rate and stock prices at stock market open and close in Hong Kong, *Asia Pacific Journal of Management*, Vol. 10, 123-143



- N. Alam (2017). Analysis of the impact of select macroeconomic variables on the Indian stock market: A heteroscedastic cointegration approach, *Business and Economic Horizons*, Vol. 13, 119-127
- D. A. Abdullah, S. C. Hayworth (1993). Macroeconometrics of stock price fluctuations, *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 32, 50-67
- A. Piero (2016). Stock prices and macroeconomic factors: Some European evidence  
*International Review of Economics and Finance*, Vol. 41, 287-294
- Investeerimisfondide seadus<sup>1</sup>. RT I, 29.03.2022, 10.
- Kogumispensionide seadus<sup>1</sup>. RT I, 31.03.2022, 2.
- Eugene F. Fama (1990). Stock returns, expected returns, and real activity, *Journal of Finance*, Vol. 45, 1089-1108
- G. William Schwert (1990). Stock returns and real activity: A century of evidence, *Journal of Finance*, Vol. 45, 1237-1257
- Richard J. Rogalski, Joseph D. Vinso (1977). Stock Returns, Money Supply and the Direction of Causality, *Journal of Finance*, Vol. 32, 1017-1030
- Michael Palmer (1970). Money Supply, Portfolio Adjustments and Stock Prices, *Financial Analysts Journal*, Vol. 26, 19-22
- J. Thornton (1998). Real stock prices and the long-run demand for money in Germany, *Applied Financial Economics*, Vol. 8, 513-517

B. A. Abugri (2008). Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 17, 396-410

Võrk, A. (2003). *Staatilised paneelandmete mudelid*. Tartu: Tartu Ülikool.

Doornik, J. A., Hansen, H. (2008). An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 70, 927-939.

MSCI ACWI Index (2022). MSCI, Kättesaadav:  
<https://www.msci.com/our-solutions/indexes/acwi>

iShares MSCI ACWI ETF (ACWI) (2022). Yahoo finance, Kättesaadav:  
<https://finance.yahoo.com/quote/ACWI/history?period1=1293753600&period2=1577750400&interval=1d&filter=history&frequency=1d&includeAdjustedClose=true>

Ka, C. K., Kao, G. W. (1990). On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 17, 441-449.

Bodart, V., Reding, P. (1999). Exchange rate regime, volatility and international correlations on bond and stock markets, *Journal of International Money and Finance*, Vol 18, 133

Karoui, A. 2006. The correlation between fx rate volatility and stock exchange returns volatility: an emerging markets overview, Univeristy of Quebec at Montreal

Eugene F. Fama, Kenneth R. French (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns  
*Journal of Finance*, Vol 47, 427-465

# LISAD

## Lisa 1. Esimene hariliku vähimruutude meetodil koostatud regressioonimudel

Model 1: Pooled OLS, using 1404 observations

Included 13 cross-sectional units

Time-series length = 108

Dependent variable: GRW

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	7,07955e-05	0,00113098	0,06260	0,9501	
AGE	-1,56365e-06	4,69061e-06	-0,3334	0,7389	
VOL	0,0244520	0,00530835	4,606	<0,0001	***
M1	-0,146249	0,0667367	-2,191	0,0286	**
M3	0,211920	0,187731	1,129	0,2592	
USD_to_EUR	0,0259432	0,0163174	1,590	0,1121	
INT_short_USA	-0,00416574	0,00236264	-1,763	0,0781	*
INT_short_EUR	0,00196899	0,000931925	2,113	0,0348	**
INT_long_USA	0,00307419	0,00384749	0,7990	0,4244	
INT_long_EUR	-0,000501213	0,00115075	-0,4356	0,6632	
IP	0,0353689	0,0525862	0,6726	0,5013	
INF	-0,0832639	0,125999	-0,6608	0,5088	
ACWI	0,0651229	0,0118741	5,484	<0,0001	***
EPI	0,802597	0,0353949	22,68	<0,0001	***
Mean dependent var	0,002671	S.D. dependent var		0,015015	
Sum squared resid	0,102195	S.E. of regression		0,008574	
R-squared	0,676896	Adjusted R-squared		0,673874	
F(13, 1390)	224,0018	P-value(F)		0,000000	
Log-likelihood	4696,430	Akaike criterion		-9364,861	
Schwarz criterion	-9291,401	Hannan-Quinn		-9337,404	
rho	-0,039498	Durbin-Watson		2,061110	

## Lisa 2. Lõplik hariliku vähimruutude meetodil koostatud regressioonmudel

Model 7: Pooled OLS, using 1404 observations  
 Included 13 cross-sectional units  
 Time-series length = 108  
 Dependent variable: GRW

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,000508137	0,000475866	1,068	0,2858	
VOL	0,0252933	0,00519977	4,864	<0,0001	***
M1	-0,100105	0,0548490	-1,825	0,0682	*
USD_to_EUR	0,0283150	0,0159010	1,781	0,0752	*
INT_short_USA	-0,00402010	0,00223086	-1,802	0,0718	*
INT_short_EUR	0,00211429	0,000915850	2,309	0,0211	**
ACWI	0,0629368	0,0113666	5,537	<0,0001	***
EPI	0,806526	0,0348491	23,14	<0,0001	***
Mean dependent var	0,002671	S.D. dependent var		0,015015	
Sum squared resid	0,102427	S.E. of regression		0,008566	
R-squared	0,676165	Adjusted R-squared		0,674541	
F(7, 1396)	416,4059	P-value(F)		0,000000	
Log-likelihood	4694,844	Akaike criterion		-9373,688	
Schwarz criterion	-9331,711	Hannan-Quinn		-9357,999	
rho	-0,041554	Durbin-Watson		2,065682	

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -  
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ( $\rho = 0$ )  
 Test statistic:  $t(12) = -2,14347$   
 with p-value =  $P(|t| > 2,14347) = 0,0532605$

White's test for heteroskedasticity -  
 Null hypothesis: heteroskedasticity not present  
 Test statistic: LM = 536,446  
 with p-value =  $P(\text{Chi-square}(35) > 536,446) = 4,75692e-091$

Test for normality of residual -  
 Null hypothesis: error is normally distributed  
 Test statistic: Chi-square(2) = 302,933  
 with p-value =  $1,65575e-066$

### Lisa 3. Doornik-Hansen test

Frequency distribution for uhat7, obs 1-1404

number of bins = 29, mean = 1,4456e-018, sd = 0,00856572

interval	midpt	frequency	rel.	cum.	
< -0,048080	-0,049549	1	0,07%	0,07%	
-0,048080 -	-0,045143	-0,046612	0	0,00%	0,07%
-0,045143 -	-0,042206	-0,043675	1	0,07%	0,14%
-0,042206 -	-0,039269	-0,040737	0	0,00%	0,14%
-0,039269 -	-0,036331	-0,037800	1	0,07%	0,21%
-0,036331 -	-0,033394	-0,034863	4	0,28%	0,50%
-0,033394 -	-0,030457	-0,031926	1	0,07%	0,57%
-0,030457 -	-0,027520	-0,028988	3	0,21%	0,78%
-0,027520 -	-0,024582	-0,026051	3	0,21%	1,00%
-0,024582 -	-0,021645	-0,023114	9	0,64%	1,64%
-0,021645 -	-0,018708	-0,020177	8	0,57%	2,21%
-0,018708 -	-0,015771	-0,017239	7	0,50%	2,71%
-0,015771 -	-0,012833	-0,014302	22	1,57%	4,27%
-0,012833 -	-0,0098962	-0,011365	50	3,56%	7,83% *
-0,0098962 -	-0,0069589	-0,0084276	111	7,91%	15,74% **
-0,0069589 -	-0,0040217	-0,0054903	170	12,11%	27,85% ****
-0,0040217 -	-0,0010844	-0,0025531	231	16,45%	44,30% *****
-0,0010844 -	0,0018528	0,00038419	269	19,16%	63,46% *****
0,0018528 -	0,0047901	0,0033214	194	13,82%	77,28% ****
0,0047901 -	0,0077273	0,0062587	120	8,55%	85,83% ***
0,0077273 -	0,010665	0,0091960	73	5,20%	91,03% *
0,010665 -	0,013602	0,012133	47	3,35%	94,37% *
0,013602 -	0,016539	0,015070	27	1,92%	96,30%
0,016539 -	0,019476	0,018008	22	1,57%	97,86%
0,019476 -	0,022414	0,020945	10	0,71%	98,58%
0,022414 -	0,025351	0,023882	6	0,43%	99,00%
0,025351 -	0,028288	0,026819	9	0,64%	99,64%
0,028288 -	0,031225	0,029757	4	0,28%	99,93%
>= 0,031225	0,032694	1	0,07%	100,00%	

Test for null hypothesis of normal distribution:

Chi-square(2) = 302,933 with p-value 0,00000

## Lisa 4. White'i test

White's test for heteroskedasticity

OLS, using 1404 observations

Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	6,69085e-06	1,33199e-05	0,5023	0,6155	
VOL	0,00128055	0,000345025	3,711	0,0002	***
M1	0,00204367	0,00265140	0,7708	0,4410	
USD_to_EUR	-0,00126134	0,000719324	-1,754	0,0797	*
INT_short_USA	5,64978e-05	0,000116005	0,4870	0,6263	
INT_short_EUR	0,000151296	8,55077e-05	1,769	0,0771	*
ACWI	-0,00101383	0,000508921	-1,992	0,0466	**
EPI	0,00181555	0,00157020	1,156	0,2478	
sq_VOL	0,00126157	0,000413316	3,052	0,0023	***
X2_X3	-0,0714352	0,0309307	-2,310	0,0211	**
X2_X4	0,0392908	0,0106200	3,700	0,0002	***
X2_X5	0,00243172	0,00159407	1,525	0,1274	
X2_X6	0,000715746	0,000550778	1,300	0,1940	
X2_X7	0,0382081	0,00979843	3,899	0,0001	***
X2_X8	-0,116026	0,0284249	-4,082	4,73e-05	***
sq_M1	-0,142022	0,153053	-0,9279	0,3536	
X3_X4	0,00613016	0,0810956	0,07559	0,9398	
X3_X5	-0,0153840	0,0137579	-1,118	0,2637	
X3_X6	-0,0146646	0,00888561	-1,650	0,0991	*
X3_X7	-0,0300918	0,0516980	-0,5821	0,5606	
X3_X8	-0,0549330	0,162047	-0,3390	0,7347	
sq_USD_to_EUR	0,00708031	0,0146150	0,4845	0,6281	
X4_X5	-0,00352239	0,00390376	-0,9023	0,3671	
X4_X6	0,000806825	0,00139838	0,5770	0,5641	
X4_X7	0,0110475	0,0176060	0,6275	0,5304	
X4_X8	0,0342624	0,0529345	0,6473	0,5176	
sq_INT_short_USA	-0,000274936	0,000214439	-1,282	0,2000	
X5_X6	-0,000132349	0,000244544	-0,5412	0,5885	
X5_X7	-0,00378930	0,00254598	-1,488	0,1369	
X5_X8	0,00621040	0,00883741	0,7027	0,4823	
sq_INT_short_EUR	-6,76083e-06	2,63977e-05	-0,2561	0,7979	
X6_X7	-0,00233153	0,00171082	-1,363	0,1732	
X6_X8	-0,00117496	0,00507238	-0,2316	0,8169	
sq_ACWI	0,00549855	0,00752882	0,7303	0,4653	
X7_X8	0,0465469	0,0386813	1,203	0,2291	
sq_EPI	0,169059	0,0579457	2,918	0,0036	***

Unadjusted R-squared = 0,382084

Test statistic:  $TR^2 = 536,445507$ , with p-value =  $P(\text{Chi-square}(35) > 536,445507) = 0,000000$

## Lisa 5. Wooldridge'i test

Auxiliary regression including lagged residual:

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,000568434	0,000376328	1,510	0,1568	
VOL	0,0246762	0,0117111	2,107	0,0568	*
M1	-0,100593	0,0514992	-1,953	0,0745	*
USD_to_EUR	0,0280778	0,0167602	1,675	0,1197	
INT_short_USA	-0,00417832	0,00185747	-2,249	0,0440	**
INT_short_EUR	0,00214103	0,000554587	3,861	0,0023	***
ACWI	0,0634732	0,0244213	2,599	0,0233	**
EPI	0,804645	0,103750	7,756	5,16e-06	***
uhat(-1)	-0,0403451	0,0188224	-2,143	0,0533	*

n = 1391, R-squared = 0,6784

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic:  $t(12) = -2,14347$

with p-value =  $P(|t| > 2,14347) = 0,0532605$

## Lisa 6. Hausman'i test

Model 9: Random-effects (GLS), using 1404 observations

Included 13 cross-sectional units

Time-series length = 108

Dependent variable: GRW

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0,000508137	0,000475866	1,068	0,2856	
VOL	0,0252933	0,00519977	4,864	<0,0001	***
M1	-0,100105	0,0548490	-1,825	0,0680	*
USD_to_EUR	0,0283150	0,0159010	1,781	0,0750	*
INT_short_USA	-0,00402010	0,00223086	-1,802	0,0715	*
INT_short_EUR	0,00211429	0,000915850	2,309	0,0210	**
ACWI	0,0629368	0,0113666	5,537	<0,0001	***
EPI	0,806526	0,0348491	23,14	<0,0001	***

Mean dependent var	0,002671	S.D. dependent var	0,015015
Sum squared resid	0,102427	S.E. of regression	0,008563
Log-likelihood	4694,844	Akaike criterion	-9373,688

Schwarz criterion	-9331,711	Hannan-Quinn	-9357,999
rho	-0,048052	Durbin-Watson	2,079026

'Between' variance = 0  
 'Within' variance = 7,35538e-005  
 theta used for quasi-demeaning = 0

Joint test on named regressors -  
 Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 2914,84  
 with p-value = 0

Breusch-Pagan test -  
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0  
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0,768465  
 with p-value = 0,380692

Hausman test -  
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent  
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1,33978  
 with p-value = 0,247072

## Lisa 7. Variance Inflation Factors test

Variance Inflation Factors  
 Minimum possible value = 1.0  
 Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

VOL	1,072
M1	1,146
USD_to_EUR	1,533
INT_short_USA	1,204
INT_short_EUR	1,077
ACWI	3,243
EPI	3,589

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$ , 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	VOL	M1	USD_to_E~	INT_shor~	INT_shor~	ACWI
--------	------	-------	-----	----	-----------	-----------	-----------	------



2,421	1,000	0,026	0,058	0,023	0,003	0,001	0,014	0,013
1,871	1,137	0,012	0,006	0,018	0,002	0,103	0,007	0,042
1,126	1,467	0,002	0,000	0,003	0,386	0,008	0,146	0,028
0,989	1,564	0,000	0,001	0,005	0,116	0,106	0,496	0,008
0,659	1,917	0,016	0,075	0,026	0,021	0,670	0,277	0,017
0,652	1,927	0,024	0,844	0,013	0,004	0,090	0,050	0,015
0,173	3,742	0,241	0,002	0,220	0,319	0,001	0,000	0,561
0,110	4,701	0,678	0,013	0,693	0,150	0,021	0,010	0,316

lambda	cond	EPI
2,421	1,000	0,016
1,871	1,137	0,033
1,126	1,467	0,003
0,989	1,564	0,030
0,659	1,917	0,006
0,652	1,927	0,009
0,173	3,742	0,389
0,110	4,701	0,514

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0,109551)

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  $\geq 30$ : 0

Count of condition indices  $\geq 10$ : 0

No evidence of excessive collinearity

## Lisa 8. Lihtlitsents

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

Mina Paul Latserus

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose “Makromajanduslike tegurite mõju Eestis pakutavatele II samba pensionifondide tulemuslikkusele”,

mille juhendaja on Ilzija Ahmet

1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;

1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tallinna Tehnikaülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.

2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.

3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.

---

12.05.2021

---

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