

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL  
Majandusteaduskond  
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Triinu Tapver

**KESK- JA IDA-EUROOPA AKTIIVSELT JUHITUD  
AKTSIAFONDIDE EDUKUS: ÕNN VÕI OSKUSED?**

Magistritöö

Juhendaja: lektor Kalle Ahi

Tallinn 2017

Olen koostanud töö iseseisvalt.

Töö koostamisel kasutatud kõikidele teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele on viidatud.

Triinu Tapver .....

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 153741

Üliõpilase e-posti aadress: triinutapver@gmail.com

Juhendaja lektor Kalle Ahi:

Töö vastab magistritööle esitatud nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(ametikoht, nimi, allkiri, kuupäev)

# SISUKORD

ABSTRAKT .....	4
SISSEJUHATUS .....	5
1. INVESTEERIMISFONDIDE TULEMUSLIKKUS .....	8
1.1. Teoreetilised lähtepunktid .....	8
1.1.1. Investeerimisfondide olemus .....	8
1.1.2. Investeerimisfondide aktiivne ja passiivne juhtimine.....	9
1.1.3. Investeerimisfondide tulemuslikkuse mõjutegurid.....	10
1.1.4. Efektiivsete turgude teooria.....	14
1.2. Tulemuslikkuse hindamise mõõdikud .....	16
1.2.1. Suhtarvudel põhinevad mõõdikud .....	17
1.2.2. Alfal põhinevad mõõdikud .....	19
1.2.3. Osakaaludel põhinevad mõõdikud.....	22
1.2.4. Tingimuslikud mõõdikud .....	23
1.3. Eelnevate empiiriliste uurimuste ülevaade .....	25
1.3.1. Aktiivse juhtimise kriitika .....	25
1.3.2. Tootluste püsivus .....	27
1.3.3. Õnne ja oskuste eristamine .....	29
2. ANDMED JA METOODIKA .....	31
2.1. Kasutatav metoodika .....	31
2.1.1. Regressioonmudelite hindamine.....	31
2.1.2. <i>Bootstrap</i> simulatsioon .....	32
2.2. Kasutatavad andmed .....	35
2.3. Kirjeldav statistika .....	39
3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED .....	42
3.1. Tulemuslikkuse hindamine .....	42
3.2. Õnne eraldamine oskustest .....	47
3.3. Järeldused ja ettepanekud .....	56

KOKKUVÕTE .....	60
VIIDATUD ALLIKAD .....	63
SUMMARY .....	69
LISAD .....	72
Lisa 1. Valimisse kuulunud investeerimisfondid.....	72
Lisa 2. Turumudelite sisendandmete konstrueerimisel hõlmatud riikide nimekiri.....	76
Lisa 3. QLR testi ja Chow testi väljavõtted .....	77
Lisa 4. Nelja seletava muutuja aegread (vasakul) ning 11 kuu libisev keskmine (paremal)	78
Lisa 5. Ühikjuure testid seletavate tunnuste jaoks .....	79
Lisa 6. Seletavate muutujate korrelatsioonimaatriks alaperioodil .....	81
Lisa 7. Regressioonmudelite jääkliikmete testide statistika, % fondidest .....	82
Lisa 8. Kolme- ja nelja muutujaga mudeli hindamise keskmised tulemused individuaalsete fondide põhjal .....	83
Lisa 9. Keskmise portfelli hindamiste tulemused .....	84
Lisa 10. Tegelike ja simuleeritud alfa t-statistikute jaotus protsentiilides, kolme muutujaga mudeli põhjal .....	86
Lisa 11. Tegelike ja simuleeritud alfa t-statistikute jaotus protsentiilides, nelja muutujaga mudeli põhjal .....	87
Lisa 12. Tegelike ja simuleeritud alfade jaotus protsentiilides, kolme muutujaga mudeli põhjal .....	88
Lisa 13. Tegelike ja simuleeritud alfade jaotus protsentiilides, nelja muutujaga mudeli põhjal .....	89
Lisa 14. <i>Bootstrap</i> 'iga simuleeritud alfade t-statistikute jaotus erinevatel protsentiilidel (nelja muutujaga mudel, alaperiood 03.2009-2016).....	90

## ABSTRAKT

Aktiivselt juhitud investeerimisfondi portfelli koosseisu pidev seiramine ning muutmine toovad kaasa suuremad kulud ning vajaduse oskusliku fondijuhi järele. Kuna kulud kajastuvad enamasti investorite poolt saadava netootluse vähenemises, on aina enam hakatud kritiseerima aktiivselt juhitud fondide kõrgeid haldustasusid. Eriti veel arvestades populaarsust koguvaid passiivselt juhitud fonde, mille haldustasud on madalamad. Seega muutub eelkõige investori jaoks oluliseks kõrgemate teenus- ja tehingutasude õigustatavus ehk fondijuhtide poolt loodav lisaväärtus. Kirjeldatud probleemi ei ole varem käsitletud Kesk- ja Ida-Euroopast (KIE) pärit fondide uurimiseks. Seega oli käesoleva töö eesmärgiks leida, kas ja mil määral on Kesk- ja Ida-Euroopa aktiivselt juhitud aktsiafondide tulemuslikkus aastatel 2007-2016 seotud oskusliku väärtpaberite valiku või õnnega. Fondide tulemuslikkust hinnati nii Fama-Frenchi (1993) kolme- kui ka Carharti (1997) nelja muutujaga finantsvara hindamise mudeliga. Oskuste ja õnne eraldamiseks kasutati *bootstrap* simulatsioonanalüüsi. Tulemustest selgus, et KIE aktiivselt juhitud aktsiafondid keskmiselt ei suuda, peale kulusid, pakkuda investorile võrdusindeksit ületavat lisakasumit. Simulatsioonidest järeldus, et vaid ühel fondil on piisavalt oskuslik portfelli juht fondi halduskulude katmiseks. Seega ei saa KIE edukate fondide tulemuslikkust põhjendada oskusliku väärtpaberite valikuga vaid õnnega. Seevastu ebaedukate investeerimisfondide tulemused on enamasti seotud negatiivsete fondijuhtimise oskustega.

Võtmesõnad: investeerimisfondide tulemuslikkus, aktiivne juhtimine, passiivne juhtimine, oskused, õnn, Fama-Frenchi mudel, Carharti mudel, *bootstrap*, Kesk- ja Ida-Euroopa investeerimisfondid

## SISSEJUHATUS

Investeeringufondid on investorite seas küllaltki populaarne võimalus oma raha paigutamiseks. Seda osaliselt mugavuse tõttu, kuna investorid ei pea ise oma vara pidevalt haldama. Antud ülesannet täidavad professionaalsed fondijuhid, kelle eesmärgiks on valida portfelli turutootlust ületavaid finantsinstrumente. Kogu maailmas on individuaalsete investeeringufondide arvukus ja ka nende poolt hallatavade varade maht pidevalt kasvanud. Samas on aina enam hakatud aktiivselt juhitud investeeringufondide kõrgeid haldustasusid kritiseerima. Kuna nende eesmärgiks on teenida turust suuremat tootlust, peavad fondijuhid portfelli koosseisu pidevalt seirama ning vastavalt muutma. See toob kaasa suurenenud tehingu- ja halduskulud, mis kajastuvad enamasti investorite poolt saadava netotootluse (peale kulusid) vähenemises. Teema on veelgi enam aktuaalne võrreldes neid populaarsust koguvate passiivselt juhitud fondidega, mille haldustasud on vähese haldamise vajaduse tõttu madalamad. Lisaks on paljud autorid leidnud, et aktiivselt juhitud fondid pakuvad turuportfellile sarnast või sellest isegi madalamat tootlust. Antud teematikat on käsitlenud Sharpe (1991) ning väitnud, et enne kulude mahaarvamist, on keskmise aktiivselt juhitud portfelli tootlus võrdne passiivselt juhitud portfelli omaga. Kuna aktiivsel juhtimisel on üldiselt kõrgemad kulud, on sealt saadav netotootlus madalam kui passiivselt juhitud investeeringutel või võrdlusindeksil (ing.k. *benchmark*).

Tulenevalt passiivselt juhitud fondide suurenenud konkurentsivõimest kui ka madalatest kuludest, muutub eelkõige investorite jaoks keskseks aktiivselt juhitud fondide tulemuslikkuse hindamine ning kõrgemate teenus- ja tehingutasude õigustatavus. Seega on sellistesse fondidesse investeerimise mõttekuse kindlakstegemiseks vajalik keskenduda nende poolt loodavale lisaväärtusele. Lisaks on aktiivselt juhitud investeeringufondide edukuse hindamine keskne ka efektiivsete turgude teooria ning eriti selle pooltugeva vormi üle arutlemisel. Teooria paikapidamisel ei saaks aktiivselt juhitud fondide tulemuslikkust põhjendada fondijuhtide oskustega, kuna väärtipaberite fundamentaal- ja tehniline analüüs ei võimaldaks teenida lisatootlust (ing.k. *excess return*). Sellisel juhul saadaks lisatootlus pigem õnne kui oskusliku väärtipaberite valiku tagajärjel (Degutis, Novickyte 2014, 8).

Vaatamata keskmiselt võrdlusindeksist madalamale tootlusele, on mõned investeerimisfondid suutnud pakkuda pidevalt paremat tootlust kui teised. Siinkohal muutuvad tähtsaks fondijuhtide oskused valida portfelli turutootlust ületavaid väärtpabereid. Kuna väidetakse, et positiivse tulemuslikkuse võib saavutada ka ilma eriliste oskusteta (Ang et al. 2011), oleks oluline uurida, kas teatud fondide edukust saab põhjendada fondijuhtide oskusliku väärtpaberite valikuga või on tegu lihtsalt õnnega. Lähtuvalt suuremast huvist Eesti lähiregiooni vastu ning asjaolust, et kirjeldatud probleemi ei ole käsitletud Kesk- ja Ida-Euroopast (KIE) pärit fondide uurimiseks, keskendutaksegi magistritöös antud piirkonnale.

Eelnevast tulenevalt on magistritöö eesmärgiks leida, kas ja mil määral on Kesk- ja Ida-Euroopa aktiivselt juhitud aktsiafondide tulemuslikkus aastatel 2007-2016 seotud oskusliku väärtpaberite valiku või õnnega. Töö käigus otsitakse vastust järgnevatele uurimisküsimustele:

- Kuivõrd tulemuslikud on Kesk- ja Ida-Euroopa aktiivselt juhitud aktsiafondid?
- Kas ja mil määral saab edukate investeerimisfondide (positiivne alfa) tulemuslikkust põhjendada õnne või oskusliku väärtpaberite valikuga?
- Kas ja mil määral saab ebaedukate investeerimisfondide (negatiivne alfa) tulemuslikkust põhjendada ebaõnne või oskamatu väärtpaberite valikuga?

Töö empiiriline osa tugineb Kosowski et al. (2006) poolt väljatöötatud *bootstrap* simulatsioonil põhineval meetodikal, mis võimaldab tulemuslikkuse hindamisel eraldada õnne oskustest. Empiiriliste andmete põhjal tehtav analüüs koosneb kahest etapist. Hindamaks fondide tulemuslikkust, tuginetakse esiteks Fama ja Frenchi (1993) kolme- ning teiseks Carharti (1997) nelja muutujaga mudelile. Nende ökonomeetriliste mudelite põhjal hinnatakse reaalandmetele tuginedes valimisse kuuluvate investeerimisfondide edukus, võttes mõõdikuks alfa. Seejärel kasutatakse oskuste ja õnne eraldamiseks *bootstrap* simulatsioonianalüüsi. Iga fondi puhul võrreldakse tegelikel andmetel hinnatud edukuse mõõdiku (alfa) t-statistikute jaotust *bootstrap* simulatsiooni alusel leitud alfa t-statistikute jaotusega. Tegelike ning simulatsiooni alusel leitud t-statistikute statistilise jaotuse võrdlemine võimaldab teha järeldusi fondijuhtide oskuste olemasolu üle. Andmete analüüs ja modelleerimine viiakse läbi ökonomeetriaprogrammiga Stata 13.

Magistritöö keskendub Kesk- ja Ida-Euroopa riikidesse registreeritud aktiivselt juhitud avatud avalikele aktsiafondidele, mille investeerimispiirkond on globaalne. Valim hõlmab perioodi 2007-2016 ehk kümnet aastat. Töös kasutatakse fondide kuiseid tootluseid, mis

saadakse Thomson Reuters Eikoni andmebaasist. Lisaks kasutatakse turumudelite põhjal alfade hindamiseks Kenneth Frenchi poolt välja töötatud mitmefaktoriliste mudelite sisendandmeid, mis pärinevad tema kodulehelt.

Käesolev magistritöö koosneb kolmest peatükist. Töö esimene peatükk annab ülevaate investeerimisfondide olulisematest teoreetilistest lähtepunktidest ning tulemuslikkuse hindamise mõõdikutest (suhtarvudel, alfa, osakaaludel põhinevad ja tingimuslikud). Selgitatakse investeerimisfondide ning nende aktiivse ja passiivse juhtimise olemust. Seejärel tuuakse välja olulised fondide tulemuslikkust mõjutavad tegurid ning fondide tulemuslikkuse kontekstis antakse ülevaade finantsvara hindamise mudelist (CAPM) ja efektiivsete turgude teooriast. Lisaks antakse ülevaade aktiivset juhtimist käsitlevatest uurimustest. Seejärel tutvustatakse aktiivselt juhitud investeerimisfondide edukuse analüüsimise mõjukamad meetodeid ning tuuakse välja nendel lähenemistel põhinevate valitud empiiriliste uurimuste tulemused ja järeldused.

Teises peatükis on välja toodud kasutatava meetodika täpsem selgitus. Ühtlasi antakse ülevaade valimi koostamise põhimõtetest ning valimit iseloomustavatest näitajatest. Peatüki lõpus kirjeldatakse empiirilises analüüsis kasutatavate andmete statistilisi omadusi.

Kolmandas peatükis esitatakse empiirilise analüüsi tulemused esmalt investeerimisfondide tulemuslikkuse kohta. Seejärel keskendutakse oskuste ja õnne eraldamise alusel leitud tulemustele. Peatükk lõpeb olulisemate järelduste väljatoomisega ning ettepanekutega tulevaseks uurimustööks.

Töö autor soovib tänada enda juhendajat Kalle Ahi't magistritöös käsitletud teema väljapakumise ning professionaalse abi eest. Suured tänusõnad igakülge toetuse eest esitatakse ka töö autori lähedastele ning kolleegidele.



# 1. INVESTEERIMISFONDIDE TULEMUSLIKKUS

## 1.1. Teoreetilised lähtepunktid

### 1.1.1. Investeerimisfondide olemus

Investeerimisfondid on investorite seas küllaltki populaarne võimalus oma raha paigutada. Definitsioonilt on investeerimisfond (ing.k. *mutual fund*) kollektiivne investeerimisüksus, mis kasutab investorite raha erinevatesse väärtpaberitesse investeerimiseks. Samas ei ole tegu tavapärasele ettevõttele sarnaneva üksusega, kuna selle organisatoorne struktuur ja varade haldamise süsteem on üles ehitatud teistsugusel viisil. Kirjanduses on seda nimetatud varade ja juhtide eraldatuseks (ing.k. *separation of funds and managers*) (Morley 2013, 1232). See tähendab, et fond ehk portfelli koos kõigi hallatavate varadega (ing.k. *assets under management, AUM*) ja kohustustega moodustab ühe üksuse, mille omanikud on investorid. Kuid investeringute tegelikud haldajad teise eraldiseisva üksuse ehk fondivalitseja, mis võtab oma teenuse ehk fondi varade haldamise eest tasu (Wahal, Wang 2010, 41). Sinna hulka kuuluvad näiteks valitsemistasud ning osakute väljalaske- ja tagasivõtmistasud. Kirjeldatud organisatoorne ülesehitus piirab tegelike investorite kontrolli fondi tegevuse ja oma varade käekäigu üle. Selle tulemusel on investoritel igal hetkel võimalik fondist väljuda, nende investeringud on fondivalitseja tuludest ja kohustustest eraldatud ning investeerimisega tegeleb professionaalne fondijuht. (Morley 2013, 1232-1233)

Investeerimisfondi on võimalik investeerida ostes fondiosakuid, mis tõendavad investori õigust osale fondi varast. Ühe fondiosaku eest tuleb tasuda selle puhasväärtus ehk NAV (ing.k. *net asset value*), mis arvutatakse tavaliselt igapäevaselt fondi varade ja kohustuse vahe jagamisel kõigi väljalastud osakute arvuga. Kusjuures üks fond võib välja lasta mitmeid osakuliike, mille erisused seisnevad peamiselt tasude suuruses ja nende omanike õigustes (Bergstresser et al. 2009, 4134). Investeerimisfonde on võimalik väga

mitmel viisil liigitada, näiteks õigusliku staatuse, juhtimisstiili, portfelli koosseisu, riskitaseme, investeerimisstiili, -piirkonna, osakute tagasivõtmise vms alusel. Avatud fond (ing.k. *open-end fund*) tähendab, et fondi tingimuste või põhikirja kohaselt pakutakse osakuid või aktsiaid avalikult ning pakkumine pole ajaliselt piiratud. Samuti ei määrata kindlaks nende emissioonimahtu ega väljalastavate osakute arvu. Lisaks, osakuid on võimalus igal hetkel puhasväärtuses tagasi müüa. Selle vastandiks on kinnine investeerimisfond, millest väljumiseks tuleb enamasti osak börsil müüa, sarnanedes siinkohal pigem tavapärase investeringuga. (Morley 2013, 1235) Portfelli koosseisu alusel võib fonde jagada näiteks aktsia-, võlakirja-, sega- või alternatiivseteks fondideks (Chalmers et al. 2013, 3320).

Investeerimisfondide tegevusharu on suur, kontrollides ulatusliku osa kapitaliturgude koguvaradest. Näiteks USA-s on fondide poolt hallatavade varade maht peaaegu samaväärne kogu New York-i ja NASDAQ-i börsil noteeritud aktsiate väärtusega (Morley 2013, 1231). Kogu maailmas on individuaalsete investeerimisfondide arvukus ja nende poolt hallatavade varade maht pidevalt kasvanud (Barko, Renneboog 2015, 270-271), mis on osaliselt seotud madalate turule sisenemise tõketega (Coates, Hubbard 2007, 163). Samas on aina enam hakatud rääkima aktiivselt juhitud investeerimisfondide kõrgetest haldustasudest ning enamasti võrdlusindeksist madalamast tootlusest. Teema on veelgi enam aktuaalne võrreldes neid populaarsust koguvate passiivselt juhitud fondidega, mille haldustasud on madalamad.

### **1.1.2. Investeerimisfondide aktiivne ja passiivne juhtimine**

Nagu eelnevalt mainitud, võib investeerimisfonde hallata passiivselt või aktiivselt. Passiivne juhtimine on lihtsam, kuna fondi portfell jäljendab teatud turuindeksit (Barko, Renneboog 2015, 271). Indeksfond ostab ja hoiab indeksi-nimekirjas olevaid väärtpabereid võrdeliselt kogu turu jaotusega. Seega pakutakse investorile keskmist turutootlust ning tulu kindlustamiseks ei ole vaja pidevalt investeringute koosseisu muuta, mis tagab madalad tehingu-, tegevus- ja halduskulud. Aktiivse juhtimise eesmärgiks on teenida võrreldava riski puhul turust või võrdlusindeksist suuremat tootlust ning selle tõttu peavad fondijuhid portfelli kuuluvate väärtpaberite koosseisu üle pidevalt otsustama. (D'Arcangelis, Rotundo 2015, 1574) Siinkohal muutuvad oluliseks fondijuhtide väärtpaberite valimise oskused, kuna eesmärgiks on valida turutootlust ületavaid instrumente (Barko, Renneboog 2015, 271).

Arusaamad valesti hinnastatud väärtpaberitest muutuvad suhteliselt sageli, seega kauplevad aktiivsed fondid üsna tihti, mille tulemuseks on kõrged haldus- ja tehingutasud.

Nendele lisanduvad veel väärtpaperite analüüsiks tehtavad kulud. (Malkiel 2013, 99) Madalad turule sisenemise tõkked toovad kaasa konkurentsi hulgalise kasvu, sealhulgas ka passiivselt juhitud fondide arvukuse suurenemise. Nüüdseks on indeksfondide osakaal kogu investeerimisfondide tegevusharust kasvanud kolmandikuni, mille peamiseks põhjuseks võib pidada võimalust saada turutootlust ilma eriliste lisakuludeta (*Ibid.*, 100-105). Indeksfondide laienemine on kaasa toonud muutused ka aktiivselt juhitud fondide vahelises konkurentsis. Tavapäraselt toimub see rivaalidest parema tootluse (Coats, Hubbard 2007, 180) või tooteeristuse ehk erineva investeerimisstiili, portfelli koosseisu, investeerimispiirkonna vms pakkumise näol (Malkiel 2013, 100). Samas, mida enam pakuvad passiivsed aktiivsetele konkurentsipurvet, seda enam tähtsustub hinnakonkurents. Madalamad kulud viivad suurema tootluseni, mis toob omakorda kaasa investorite ja vara suurenenud sissevoolu ning seega ka turuosa kasvamise (Coats, Hubbard 2007, 180).

Aktiivselt juhitud fondid vähendavad laienenud konkurentsi tõttu pidevalt haldustasusid (Malkiel 2013, 98-100). Vaatamata sellele on erinevad autorid leidnud, et üldiselt ei suuda aktiivsed fondid passiivsetest suuremat tootlust pakkuda. Isegi kui lisatootlus luuakse, kaob efekt investori jaoks tihti peale kulude mahaarvamist (D'Arcangelis, Rotundo 2015, 1575). Samas on paradoksaalne, et aktiivselt juhitud fondid on senini üks populaarsemaid raha paigutamise võimalusi. Osaliselt võib see olla tingitud fondijuhtide kui ekspertide reklaamimisest, kelle oskused peaksid õigustama ka kõrgeid haldustasusid (Malkiel 2013, 106). Kuna sellega peaks kaasnema ka kõrgem oodatav tootlus, muutub investorite jaoks keskseks aktiivselt juhitud fondide tulemuslikkuse hindamine.

### **1.1.3. Investeerimisfondide tulemuslikkuse mõjutegurid**

Lisaks tururiskile on fondid avatud ka teistele riskidele, mis omakorda mõjutavad fondiportfelli tulemuslikkust ning tulenevad peamiselt kahest tegurist: väärtpaperite valikust ja varade jaotusest (ing.k. *asset allocation*). Viimast võib seostada ka turu ajastamisega (ing.k. *market timing*) (Da et al. 2011, 676). Varade jaotus näitab, kui suure osa portfelist moodustavad erinevaid investeerimiskategooriaid esindavad varad, nagu näiteks erinevat tüüpi aktsiad, kuid ka võlakirjad, rahaturuinstrumentid, välisinvesteeringud või muu sarnane.

Üheks võimaluseks aktsiaid liigitada on jagada need väärtus-, kasvu-, suurteks- või väikesteks aktsiateks. Väärtusaktsiate (ing.k. *value stocks*) turuväärtus on võrreldes nende raamatupidamisliku väärtuse ning finantsnäitajatega madal. Üldiselt on neil ka teistest

madalamad tulu kasvumäärad, kuid suuremad dividendid. Kasvuaktsiad (ing.k. *growth stocks*) on väärtusaktsiate vastandid. Neil on oluline kasvupotentsiaal ning üldiselt turust suurem kapitalikasvu määr. Kuna enamuse tulust investeeritakse tulevaste projektide teostamiseks ei paku nad investorile kõrget dividenditootlust. Suure turukapitalisatsiooniga aktsiad (ing.k. *large cap stocks*) on suurte ja tuntud börsiettevõtete omad, mis pakuvad stabiilsust ning maksavad dividende. Nende tootlus ei varieeru oluliselt, kuid on siiski mõjutatud majandustsüklitest. Väikese turukapitalisatsiooniga aktsiad (ing.k. *small cap stocks*) on suurtest riskantsemad, kuid selle eest suhteliselt madalama turuhinna ja kasvupotentsiaaliga. Nende tootlus kõigub tihti suure amplituudiga ning on eriti tundlik majanduse faaside suhtes. Vaid vähesel hulgal väikese turukapitalisatsiooniga aktsiate omamine ei mõjuta portfelli väärtust oluliselt. (Malkiel 2003, 68-70) Kuna investeerimispiirangud sätestavad fondidele limiidid ühe isiku poolt emiteeritud aktsiate osakaalule portfelist, ei olda sellistest aktsiatest oluliselt mõjutatud. Näiteks Eestis on selleks piiranguks kuni kümme protsenti fondi vara väärtusest (Investeerimisfondide seadus, §115 lg 1).

Nii väärpaberite valik kui ka varade jaotus on otseselt seotud fondijuhi oskuste, riskitaluvuse ning ajahorisondiga. Riskitaluvus on seda kõrgem, mida rohkem suudab investor portfelli tootluse kõikumisi aktsepteerida (Da et al. 2011, 676). Riskitaluvust mõjutab otseselt investeringu ajahorisont, eeldades lühiajalisema perioodi puhul väiksemat riskikartlikkust. Eristada võib pikka, keskmist ja lühikest ajahorisonti. Esimesel juhul on fondijuhi eesmärgiks pikaajaline kapitalikasv proovides valida väärtusaktsiad ehk lootes väärtuse suurenemisele mõne aasta jooksul. Keskmise ajahorisondiga fondi strateegiaks on valesti hinnatud aktsiate tuvastamine, lisaväärtus tahetakse luua mõne kuuga. Lühikese ajahorisondi puhul loodetakse tulu kiiresti kasvatada (*Ibid.*, 676-678). See tähendab, et sama aktsia ostmise ja müümise vahele jäävad mõned päevad kuni paar nädalat ehk tuginetakse turu ajastamisele (Benos, Jochev 2011, 222-223). Kasum teenitakse väikeste hinnaerinevuste kuid suurte kogustega kauplemise abil, mis muudab strateegia väga riskantseks. Iga väikesemgi hinnakõikumine võib tootlusele positiivselt või negatiivselt mõjuda. Samas suurenevad ka tehingutasud ning kokkuvõttes ei pruugigi netootlus positiivne olla. (De Groot et al. 2012, 371-372)

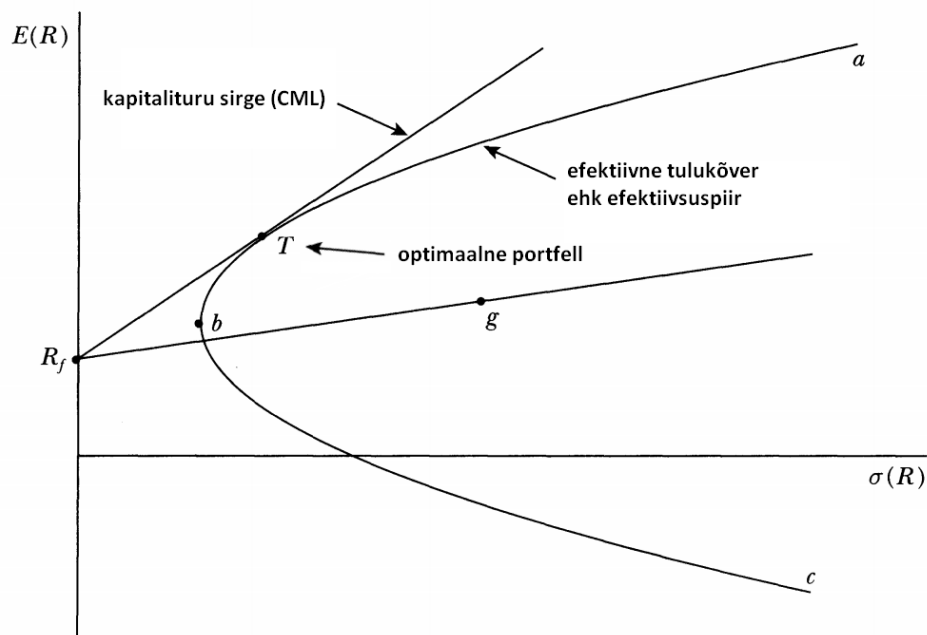
Kuigi investeerimisfondide tootlust reklaamitakse sageli silmapaistvana, on see tõene vaid väheste valitud fondide puhul ning ka siis enamasti lühiajaline (Malkiel 2013, 106). Seega tuleks aktiivsest fondist lisakasumi teenimiseks leida oskuslik fondijuht. Oskuslikkuse kindlakstegemiseks tuleb alustada fondi tulemuslikkuse hindamisest, milleks on välja töötatud

mitmeid mõõdikuid. Teiseks sammuks olekski fondijuhi oskuste hindamine, mille teostamiseks kasutatavad võimalikud meetodid on lähemalt selgitatud alapeatükkides 1.3.2. ja 1.3.3. Põhjalikuma ülevaate valitud tulemuslikkuse hindamise mõõdikutest annab alapeatükk 1.2, kuid nende liigitamise ühte võimalikku varianti esindab alljärgnev loetelu (Ferson 2010):

- suhtarvudel põhinevad,
- alfa põhinevad,
- osakaaludel põhinevad (ing.k. *weight-based*),
- tingimuslikud.

Üks olulisemaid kontseptsioone tulemuslikkuse hindamise lähtekohtadest on finantsvara hindamise mudel (CAPM), millel enamik tulemuslikkuse hindamise mõõdikutest põhinevad. Finantsmaailm on CAPM-ile tuginenud juba alates selle väljatöötamisest 60ndatel William F. Sharpe'i (1964) ning John Lintner'i (1965) poolt. Mudeli põhjal saab määrata näiteks investeringute ja ettevõtete hindamisel kasutatavat diskonteerimismäära ning loodud majanduslikku lisaväärtust, kuid samuti võrreldakse CAPM alusel investeerimisfondide tulemuslikkust (Dempsey 2013, 7). Mudel ise tugineb Markowitz'i (1959) poolt loodud portfelliteoorial, mis väidab, et riskantseid varasid on võimalik kombineerida nii, et iga riski taseme juures saadakse kõrgeimat võimalikku tootlust. Teisisõnu, Markowitz'i mudelile põhinedes valivad investorid sellise optimaalse portfelli, mille risk on oodatava tootluse juures minimaalne. Portfelliteooria kehtimiseks tehakse kolm eeldust: 1) investorid on riskikartlikud, 2) nad valivad portfelli tuginedes vaid selle oodatavale tootlusele ja standardhälbele (riskile) ning 3) nende ajahorisondiks on üks periood. (Markowitz 1959)

CAPM väidab, et riskantsete varade oodatavate tootluste (joonisel 1 vertikaalne telg) ja riski (joonisel 1 horisontaalne telg) vahel on positiivne lineaarne seos. Joonisel 1 olev efektiivne tulukõver (ing.k. *efficient frontier*) punktist *a* punktini *b* esindab riskantsete varade kombinatsioone (ilma riskivaba varata), mille risk on erinevate oodatavate tootluste juures minimaalne. Erinevalt portfelliteooriast eeldab Sharpe'i ja Lintner'i CAPM mudel riskivaba vara  $R_f$  laenamise ja investeerimise võimalikkust. Selle tulemusel muutub varade efektiivne kombinatsioon lineaarseks, mida joonisel 1 esindab punkte  $R_f$  ja  $T$  läbiv sirge. Järelikult valivad investorid enda riskitaluvusele vastava riskantsete (joonisel 1 punkt *g*) ja riskivaba vara kombinatsiooni. Kuna CAPM eeldab ühist arusaama erinevate investeringute osas, valivad kõik investorid sama riskantsete varade koosluse, mis on seega turuportfell ehk kõikide riskantsete varade kaalutud keskmine. (Fama, French 2004, 26-28)



Joonis 1. Portfelli valik CAPM alusel (riskivaba laenamise ja investeerimise olemasolul)  
 Allikas: (Autori tõlge Fama, French 2004, 27 alusel)

CAPM teooriast lähtudes pole seega võimalik, et keskmine investor saaks oma turuportfelli efektiivsemat portfelli. Antud teematikat on käsitlenud Sharpe (1991) ning väitnud, et enne kulude mahaarvamist, on aktiivselt juhitud portfelli tootlus sama passiivselt juhitud portfelli omaga. Viimane on igal ajaperioodil võrdne turutootlusega ehk nii aktiivsete kui ka passiivsete turusegmentide tootluste kaalutud keskmisega. Sellest järeldeb ta, et ka kolmas, aktiivse portfelli tootlus, peab olema sama. Teiseks toob Sharpe välja, et kuna aktiivsel juhtimisel on üldiselt kõrgemad kulud, on sealt saadav netotootlus keskmiselt madalam kui passiivselt juhitud investeringutel või võrdlusindeksil. (Sharpe 1991) Sarnase järeldebuse võib teha ka E. Fama (1970) efektiivsete turgude teooria põhjal.

$$E(R_i) = R_f + \beta_{iM} [E(R_M) - R_f] \quad (1.1)$$

kus

- $E(R_i)$  – vara oodatav tootlus,
- $R_f$  – riskivaba tulumäär,
- $\beta_{iM}$  – beeta,
- $E(R_M)$  – oodatav turutootlus.

Sharpe'i ja Lintner'i poolt välja töötatud CAPM on toodud valemis 1.1. See väidab, et vara oodatav tootlus sõltub selle riskantsusest võrreldes üldise turuga ning riskivabast

intressimäärast  $R_f$ . Esimene leitakse turu riskipreemia  $[E(R_M) - R_f]$  korrutamisel süstemaatilise riski mõõdiku beetaga  $\beta_{iM}$ , mis turuportfelli puhul võrdub ühega. Suurema süstemaatilise riskiga varadel see kõrgem ning madalamaga väiksem. Seega on CAPM mudeli järgi riskantsemate varade oodatav tootlus kõrgem vähem riskantsematest.

Kokkuvõtvalt on CAPM eeldused järgmised (Jensen et al. 1972):

- 1) investorid on ratsionaalsed ja riskikartlikud, valivad portfelli tuginedes vaid keskmisele oodatavale tootlusele ja riskile ning nende ajahorisondiks on üks periood;
- 2) ei ole makse ega tehingukulusid;
- 3) kõikidel investoritel on investeringute osas ühine arusaam;
- 4) kõik investorid saavad laenata ühesuguse riskivaba intressimääraga ning samadel tingimustel.

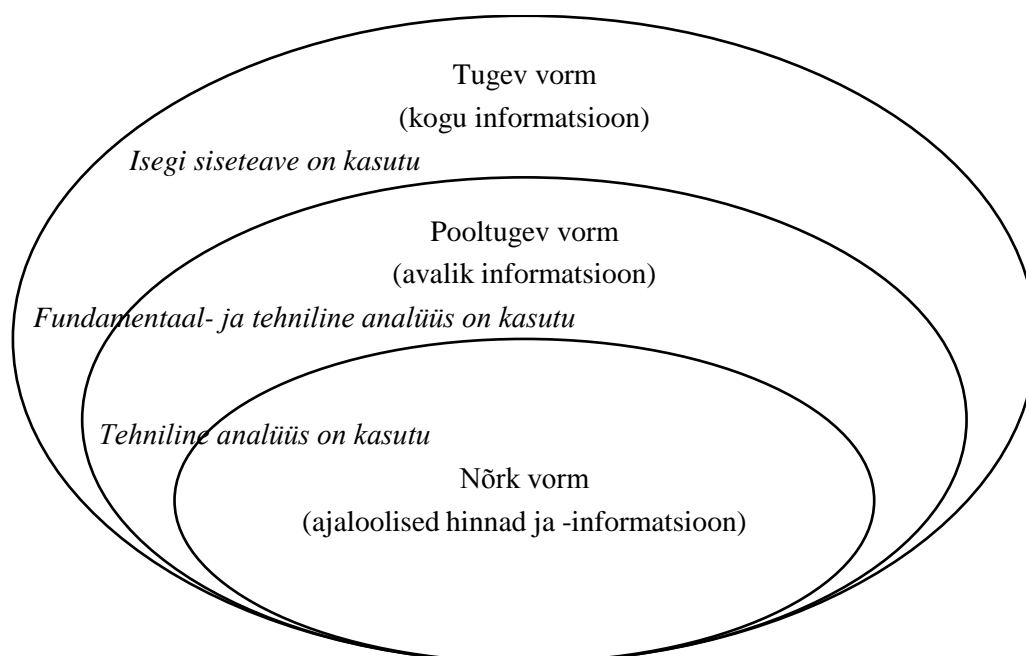
CAPM mudelit ja selle eelduseid on kritiseeritud liigse ebarealistlikkuse ja lihtsustatuse tõttu (nt Jensen et al. 1972; Black 1972; Ross 1976; Roll 1977). Näiteks peetakse võimatuks turuportfelli koosluse täpset hoomamist, millest tulenevalt poleks ka riski ja tulu suhe lineaarne ning CAPM finantsvara hindamiseks sobiv. (Dempsey 2013, 10) Lisaks ei saa selle alusel mitteavalikku ettevõtet täpselt hinnata, kuna viimase ajaloolised tootlused pole vabalt kättesaadavad (Perold 2004, 20-21).

CAPM on üks mitmetest, kuid populaarseim turumudel, millele tuginetakse vaatamata selle ulatuslikule kriitikale. Seda põhjusel, et rahavoogude diskonteerimiseks on vaja ratsionaalset faktorit. Ilma CAPM-ta (või alternatiivse turumudelita) põhineks ettevõtete hindamine, turuhindade määramine ning aktiivse fondijuhtimise poolt loodava lisaväärtuse hindamine senisest veelgi enam oletustel. (Dempsey 2013)

#### **1.1.4. Efektiivsete turgude teooria**

Aktiivselt juhitud investeerimisfondide edukus on aineks ka efektiivsete turgude teooria üle arutlemisel. Selle kohaselt pole võimalik kõrgemat riski võtmata saavutada turutootlusest kõrgemat tulu, kuna aktsiaturgudel toimuvad hinnamuutused peaksid kajastama kogu asjakohast informatsiooni. Järelikult kauplevad aktsiad börsil alati oma õiglase väärtusega ning pole võimalik osta ala- ning müüa ülehinnatud väärtpapereid. (Fama 1970) Sellest tulenevalt ei tohiks aktiivselt juhitud investeerimisfondide juhtidel olla võimalik valida valesti hinnatud aktsiaid ning teenida turu keskmisest kõrgemat tulu.

Efektiivsete turgude hüpoteesil on kolm vormi: nõrk, pooltugev ja tugev. Nõrga vormi puhul kajastavad turuhinnad kogu informatsiooni aktsiate ajalooliste hinnamuutuste kohta. Järelikult ei ole tehnilisele analüüsile tuginedes võimalik lisatootlust teenida. Pooltugev vorm eeldab, et aktsiahinnad peegeldavad lisaks ajaloolisele ka kogu avalikku informatsiooni, näiteks teateid omandamise, dividendide väljamaksete, arvestusmeetodite muutuste ja muu sarnase kohta. Lisatootlust ei saa teenida tehnilist- ega ka fundamentaalanalüüsi kasutades, vaid ainult mitteavaliku informatsiooni abil. Tugevalt efektiivsetel turgudel on võimatu isegi sisetevet omades lisatootlust saada, kuna ka see kajastub aktsiahindades. (Degutis, Novickytè 2014, 8) Kolm turgude efektiivsuse vormi on piltlikustatud ka joonisel 2.



Joonis 2. Efektiivsete turgude teooria vormid

Allikas: (Autori koostatud Latif et al. 2011, 2 põhjal)

Aktiivselt juhitud fondide puhul on relevantne eelkõige efektiivsuse pooltugev vorm, mis keskendub lisaks ajaloole ka avalikkusele teadaolevale informatsioonile. Teooria kohaselt ei saaks nende tulemuslikkust põhjendada fondijuhtide oskustega, kuna fundamentaal- ja tehniline analüüs ei võimaldaks teenida lisatootlust. Sellisel juhul saadaks lisatootlus pigem õnne kui õige väärtpaberite valiku tagajärjel (Degutis, Novickytè 2014, 8). Passiivne juhtimine tuginebki turgude efektiivsuse pooltugeval vormil, eeldades, et ilma informatiivse eeliseta ei saa investorid turust ja indeksfondist kõrgemat tootlust (D’Arcangelis, Rotundo



2015, 1574). Ent kui eeldada, et fondijuhid kasutavad ka mitteavalikku informatsiooni, muutub relevantseks ka efektiivse turu tugev vorm.

Tegelikult kalduvad aktsiaturud efektiivsete turgude tunnustest teatud hetkedel kõrvale. Kõrvalekaldeid on hakatud nimetama anomaaliateks, mille hulka kuuluvad näiteks jaanuari efekt, nädalalõpu efekt, väikese turukapitalisatsiooniga aktsiate efekt, väärtusaktsiate efekt kuid ka majanduskriis. (Latif et al. 2011, 10) Nendel juhtudel saaks tehnilist- ja fundamentaalanalüüsi või siseteavet kasutades lisatootlust teenida, kuid vaid lühiajaliselt (D’Arcangelis, Rotundo 2015, 1575), kuna pikemate ajavahemike lõikes on turud siiski efektiivsed (Malkiel 2003, 76-80). Oskusliku fondijuhi võime luua lisaväärtust sõltub sellest, kui kiiresti ülejäänud turg aktsia alahinnatust mõistab (Da et al. 2011, 676). Samas on 2007-2008 aasta finantskriisi tagajärjel aktsiahindade arusaamatud kõikumised muutunud aina pidevamaks. See loob aktiivsele juhtimisele soodsa keskkonna, eriti just turu madalfaasidel. Näiteks toob Barry (2010) välja, et aktiivse fondijuhi loodud 2%-line lisakasum suurendaks portfelli kogutulu 50% võrra, kui turutootlus oleks vaid 4%. Kuid 25%-lise turutootluse korral suurendaks sama suur lisakasum portfelli väärtust vaid 8% võrra.

Berki ja Greeni teooria tegeleb efektiivsete turgude üle arutlemisega portfellihaldusega kaasnevate kulude aspektist. Nende kohaselt ei teeni investorid positiivset riskiga korrigeeritud tulu isegi siis, kui valivad portfellile ajalooliselt edukate tulemustega halduri. Aktsiaturgude ebaefektiivsusest tulenevad tulud ei jõua individuaalse investorini, kuna selle saavad läbi tasude endale fondijuhid. (Berk, Green 2004)

## **1.2. Tulemuslikkuse hindamise mõõdikud**

Tulemuslikkuse hindamisel saab tugineda paljudele lähenemistele ning mõõdikutele, mida saaks mitmetel viisidel klassifitseerida. Nende ühiseks ideeks on mõõta suurima võimaliku statistilise täpsusega varahaldaja privaatse informatsiooni täpsust väärtpaberi-, sektori- või turutootluse kohta (Wermers 2011, 538). Käesolevas alapeatükis tuuakse välja investeerimisfondide tulemuslikkuse hindamise kontekstis olulisemad mõõdikud, mis on liigitatud suhtarvudel-, alfa- ja osakaaludel põhinevaks ning tingimuslikeks.

### 1.2.1. Suhtarvudel põhinevad mõõdikud

Ühed levinuimad suhtarvud investeerimisfondide tulemuslikkuse hindamiseks on Sharpe'i ja Treynor'i suhtarvud. Treynor'i indeks mõõdab riskivaba tulumäära ületavat tootlust ühe ühiku riski kohta. Kusjuures käsitletakse vaid turu- ehk süstemaatilist riski, mida mõõdab beeta. Indeksi töötas välja Jack Treynor (1965) ning see arvutatakse valemi 1.2 põhjal:

$$TR = \frac{R_i - R_f}{\beta_i} \quad (1.2)$$

kus

$TR$  – Treynor'i indeks,  
 $R_i$  – portfelli/vara  $i$  keskmine tootlus,  
 $R_f$  – riskivaba tulumäär,  
 $\beta_i$  – portfelli/vara  $i$  beeta.

Suhtarvu lugeja väljendab riskipreemiat ning nimetaja süstemaatilise riski suurust ehk investeringu tundlikkust turumuutustele. Kusjuures Treynor'i indeks võib olla nii positiivne kui ka negatiivne. Indeksi kõrge väärtus viitab sellele, et investor on võetud tururiski kohta saanud suurt tootlust. Negatiivne väärtus võib tekkida kahel juhul (Scholz, Wilkens 2005):

- 1) investeringu keskmine tootlus on väiksem kui riskivaba tulumäär, kuid beeta on positiivne,
- 2) investeringu keskmine tootlus on suurem kui riskivaba tulumäär, kuid beeta on negatiivne.

Esimesel juhul ei ole investeringu juht olnud vara haldamisel edukas, seega annaks riskivabasse varasse investeerimine rohkem tulu. Teise variandi järgi on investeringu juht suutnud riskivabast tulumäärast rohkem tootlust teenida. Negatiivsuse põhjustab see, et analüüsitav vara liigub vastupidiselt turule. Järelikult tõuseb investeringu väärtus turu langusfaasidel ning langeb tõusu korral. See on võimalik näiteks juhul, kui portfelli riski maandatakse (ing.k. *hedge*) teatud majandusliku olukorra, näiteks inflatsiooni vastu.

Treynor'i indeks tugineb järeldusel, et hajutatud portfelli koguriski moodustavad esiteks süstemaatiline risk ning teiseks portfellis olevate konkreetsete väärtpaberitega seotud spetsiifiline risk. Viimast on võimalik hajutada, kasutades sobivaid riskijuhtimise meetodeid. Kuna süstemaatiline risk on ühine kõikidele aktsiatele ning seda ei saa diversifitseerida, oleks portfelli volatiilsuse mõõtmiseks sobilik kasutada tururiski. (Treynor 1965)

Treynor'i indeksi eeliseks on võimalus hinnata portfelli kuuluvate investeeringute edukust individuaalselt ja neid omavahel võrrelda. Samas ei edasta see informatsiooni aktiivse juhtimise poolt loodud lisaväärtuse ulatuse kohta, kuna võimaldab investeeringuid vaid paremusjärjestuse alusel võrrelda. Veelgi enam, tegu on tagasivaatava mõõdikuga, mis ei suuda investeeringu tulemuslikkust prognoosida. Treynor'i indeksile peaks tuginema analüüsides koguportfelliga väikese osakaaluga konkreetset investeeringut või juhul, kui portfelli oodatav tootlus on ettearvatav. (Scholz, Wilkens 2005, 3686-3687)

Treynor'i tööd laiendas edasi Sharpe (1966), kes hindas Treynor'i indeksit empiirilistes testides. Kui Treynor käsitles vaid süstemaatilist riski ehk beetat, siis Sharpe asendas selle koguriski käsitleva mõõdiku ehk standardhälbega. Ta väitis, et alati ei ole kõik portfellid piisavalt hästi hajutatud ning seega ei liigu need ka kooskõlas turuga. Sellest tulenevalt on fondi tootluste volatiilsuse täielikuks mõistmiseks otstarbekam kasutada koguriski hõlmavat mõõdikut. (Sharpe 1966)

$$SR = \frac{R_i - R_f}{\sigma_i} \quad (1.3)$$

kus

$SR$  – Sharpe'i suhtarv,  
 $R_i$  – portfelli/vara  $i$  keskmine tootlus,  
 $R_f$  – riskivaba tulumäär,  
 $\sigma_i$  – portfelli/vara  $i$  standardhälve.

Sharpe'i suhtarv (valem 1.3) on muutunud finantsmaailmas riskiga korrigeeritud tulu arvutamise standardmõõdikuks ning investeerimisfondide puhul kasutatakse seda nende võrdlemisel võrdlusindeksiga. Mida suurem on suhtarv, seda paremat tootlust on suudetud võetud riski kohta pakkuda. Riskivaba portfelli puhul võrdub suhtarvu väärtus nulliga. Vastupidiselt Treynor'i indeksile ei saa Sharpe'i suhtarv olla negatiivne riskimõõdiku tõttu. Negatiivse väärtuse põhjustab alati analüüsitava vara madalam tootlus riskivabast varast.

Mõõdiku alusel on võimalik investeeringuid võrrelda ka siis, kui varaklassid on erinevad. Kui peale uue varaklassi lisamist suhtarvu väärtus tõuseb, on tegu kasumliku muudatusega. (Ferson 2010, 215-216) Sharpe'i mõõdikut peaks kasutama siis, kui analüüsitava fond moodustab koguportfelliga suure osa ning portfelli oodatav tootlus on kõrge (Scholz, Wilkens 2005, 3686-3687). Suhtarvu negatiivseks küljeks on ebatäpsus investeeringute puhul, mille oodatavad tootlused ei allu normaaljaotusele. (Ferson 2010, 215-216)

Kolmandaks oluliseks mõõdikuks investeerimisfondide hindamisel on Blacki ja Treynor'i (1973) poolt väljatöötatud suhtarv (ing.k. *appraisal/information ratio*) (valem 1.4). See hindab fondi tulemuslikkust võrreldes fondiportfellis olevate väärtpaberite tootlust neile omase spetsiifilise riskiga.

$$AR = \frac{\alpha_i}{\sigma(u_i)} \quad (1.4)$$

kus

$AR$  – Blacki ja Treynor'i suhtarv,  
 $\alpha_i$  – portfelli/vara  $i$  alfa,  
 $\sigma(u_i)$  – portfelli/vara jääkliikmete  $i$  standardhälve.

Tootluse osas lähtutakse alfast ehk tulemuslikkuse sellest osast, mis peaks olema genereeritud fondijuhi oskuste abil. Lisaks jääb suhtarv muutumatuks olenemata võrdlusindeksi riski ja portfelli võimenduse ulatusest. Arvesse võetakse vaid individuaalsete väärtpaberitega seotud informatsiooni. (Ferson 2010, 216) Suhtarvu leidmiseks tuleb regressioonanalüüsi teel leitud fondi alfa jagada portfelli jääkliikmete standardhálvega. Mida suurem on mõõdiku väärtus, seda parem on analüüsitava fondijuhi tulemuslikkus.

### 1.2.2. Alfal põhinevad mõõdikud

Kõige levinum tulemuslikkuse hindamise mõõdik on alfa. Selle kontseptsiooni tutvustas laiemale avalikkusele Jensen (1968) kontsentreerudes vaid portfelli halduri prognoosivõime hindamisele ehk võimekusele valida selliseid väärtpabereid, mille tootlus on portfelli riskantsust arvestades oodatust kõrgem. Kui eelnevate autorite (Sharpe, Litner, Treynor) mudelid leiavad investeeringu suhtelise tulemuslikkuse, siis tema eesmärgiks oli välja töötada absoluutne mõõdik. Jensen kasutas otsese lähtepunktina CAPM mudelit (valem 1.1) ning paigutas tegurite järjekorra ümber, lisas veel ühe seletava muutuja ja teostas selle leidmiseks regressioonanalüüsi. Uut liiget nimetatakse (Jenseni) alfaks ehk investeeringu lisakasumi mõõdikuks ning see esindab portfelli või investeeringu keskmist tootlust, mis on kõrgem või madalam finantsvara hindamise mudeli poolt prognoositust. (Aragon, Ferson 2007, 90-91) Valem 1.5 esindab mudelit, mille alusel on regressioonanalüüsi teel võimalik leida alfa ehk vabaliige. Mudeli sisendina on oluline kasutada portfelli ning võrdlusaluseks oleva turuindeksi tegelikke tootlusi teatud ajaperioodi jooksul.

$$R_p - R_f = \alpha_p + \beta_p(R_M - R_f) + \varepsilon \quad (1.5)$$

kus

- $R_p$  – portfelli/investeeringu tegelik tootlus,
- $R_f$  – riskivaba tulumäär,
- $\alpha_p$  – (Jenseni) alfa,
- $\beta_p$  – portfelli/investeeringu beeta,
- $R_M$  – turuindeksi tegelik tootlus,
- $\varepsilon$  – mudeli jääkliige.

Positiivse alfa korral on investorile pakutud kompensatsioon võetud riski juures oodatust suurem. Negatiivne väärtus tähendab, et investeeringu juht ei ole suutnud võrreldes võetud riskiga pakkuda piisavalt suurt tulu. Alfata kasutatakse muu hulgas ka aktiivset juhtitud investeerimisfondide edukuse hindamiseks (Guercio, Reuter 2014, 1673). Ühelt poolt võiks väita, et positiivse alfaga fondi haldur on oskuslik ning negatiivsega oskamatu (Angelidis et al. 2013, 1759). Kuid oluline on eristada fondide neto- ning brutootluseid ning võimalust, et alfa on saavutatud õnne mitte oskuste abil. Näiteks Berk ja Van Binsbergen (2015) väidavad, et netootluste alusel hinnatud alfa esindab fondi investorite poolt teenitud lisakasumit, kuid mitte fondijuhi oskuseid. Väide tugineb efektiivsete turgude teoorial, mille alusel tähendaks positiivne neto-alfa, et kapitaliturgud pole konkurentsivõimelised. Negatiivne alfa viitaks sellele, et investorid investeerivad aktiivsesse juhtimisse liiga palju kapitali ning nulliga võrduv alfa tähendaks kapitaliturgude konkurentsivõimelisust ning investorite ratsionaalsust. (Berk, Van Binsbergen 2015, 1-10) Lisaks võiks netootluste alusel leitud alfa põhjal teha järeldusi ka aktiivse juhtimise kulude kohta. Kui fondi poolt genereeritud tootlus on täpselt piisav tehingu- ja halduskulude katmiseks, oleks alfa võrdne nulliga. Investorile lisaväärtuse loomiseks, peaks see olema positiivne. (Barras et al. 2010) Passiivselt juhtitud ehk turuportfelli puhul on alfa enne kulude mahaarvamist võrdne nulliga (Fama, French 2010, 1918).

Samas ei ole ainult alfade põhjal fondijuhi oskuste hindamine alati mõistlik. Näiteks Ang et al. (2011) väidavad, et positiivse alfa võib saavutada ka ilma eriliste oskusteta. Lisaks, paljusid investeerimisfonde huvitab vaid sellise alfa saavutamine, mis tagaks investorite sissevoolu suurenemise (Ferson, Lin 2014, 1576). Seega, mida madalamad on investorite ootused aktiivse juhtimise poolt genereeritud tootlustele, seda vähem on fondijuhid ajendatud suurema alfa saavutamiseks (Guercio, Reuter 2014, 1674).

Kõige lihtsam viis alfa leidmiseks oleks kasutada CAPM mudelit. Kuid tulenevalt selle läbikukkumisest empiirilistes testides, hakati aina enam mõtlema mudeli

modifitseerimise üle. Põhjapanevaks sai Fama ja Frenchi (1993) kolme muutujaga mudel, milles lisaks turu riskipreemiale lisati seletavate tunnustena suure ja väikese turukapitalisatsiooniga aktsiate portfelli tootluste vahe (*SMB*) ning kõrge ja madala raamatupidamis- ja turuväärtuse suhtega (*B/P*) aktsiate portfelli tootluste vahe (*HML*). (Ferreira et al. 2013, 8) Fama ja Frenchi tööd arendas edasi Mark M. Carhart (1997), keda ajendas kolmefaktorilise tulemuslikkuse hindamise mudeli suutmatus kirjeldada tootluste sõltuvust eelnevatest perioodidest. Carhart lisas Jegadeesh'i ja Titmanile (1993) tuginedes veel neljanda, aktsiate tootluste inerts (ing.k. *momentum*) väljendava muutuja (*MOM*). Mitme muutujaga mudelite kasutamise eeliseks ühe muutujaga mudelite ees on võimalus hinnata fondi keskmise tootluse tundlikkust mitte-diversifitseeritavatele riskifaktoritele (Angelidis et al. 2013, 1759).

Valem 1.6 esindab Carharti (1997) mudeli matemaatilist üldkuju ning ilma *MOM* liikmeta Fama-Frenchi (1993) kolmefaktorilist mudelit. Esimeseks seletavaks muutujaks on CAPM mudelist pärit turu riskipreemia ehk turutootluse ja riskivaba intressimäära vahe  $R_M - R_f$ . Turutootluse kordaja beeta  $\beta_i$  mõõdab portfelli volatiilsust võrreldes turu kui tervikuga. Jääkliige  $\varepsilon_{it}$  näitab kui suur osa tootlusest jäi regressioonmudeli poolt seletamata.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{Mt} - R_{ft}) + \gamma_i SMB_t + \delta_i HML_t + \varphi_i MOM_t + \varepsilon_{it} \quad (1.6)$$

kus

- $R_{it}$  – fondi  $i$  tootlus ajaperioodil  $t$ ,
- $R_{ft}$  – riskivaba intressimäär ajaperioodil  $t$ ,
- $R_{Mt}$  – turutootlus ajaperioodil  $t$ ,
- $SMB_t$  – suure ja väikese turukapitalisatsiooniga aktsiate tootluste vahe ajaperioodil  $t$ ,
- $HML_t$  – kõrge ja madala B/P suhtega aktsiate tootluste vahe ajaperioodil  $t$ ,
- $MOM_t$  – aktsiate tootluste inerts ajaperioodil  $t$ ,
- $\alpha_i$  – alfa ehk mudeli poolt seletamata jäänud keskmine tootlus,
- $\varepsilon_{it}$  – regressioonmudeli jääkliige ajaperioodil  $t$ .

Aktiivse fondijuhtimise kontekstis on võimalik mudeli 1.6 seletavate muutujate analüüsimisel teha järeldusi enamlevinud investeerimisstiilide esinemise kohta. Kordajate positiivne väärtus tähendab, et fondi portfelli on lisaks avatud ka väikeste-, väärtusaktsiatele ning inertsiefektile. Kui parameetrite  $\gamma_i$ ,  $\delta_i$  ja  $\varphi_i$  väärtused võrduvad nulliga, on investeerimisportfelli selliste riskifaktorite suhtes neutraalne. Turuportfelli puhul ei ole ükski nendest kolmest faktorist nullist erinev (Fama, French 2010, 1918).

Üldiselt loovad väikese turukapitalisatsiooniga aktsiad suurtest pikas perspektiivis kõrgemat tootlust, kuid sellega kaasneb lisarisk. Kui suuremate aktsiate tootlus ületab väiksemate tootlust, siis on *SMB* ehk suuruse riskipremia positiivne. *SMB* kordaja gamma  $\gamma_i$  kirjeldab analüüsitava portfelli avatust väikese turukapitalisatsiooniga aktsiatega seotud riskile. Positiivne kordaja näitab, et investeerimisportfelli tootlus on suuruse preemiast positiivselt mõjutatud ehk väikesed aktsiad on investeringusse kaasatud. (Barber et al. 2016, 2601-2602) Selle tõttu suureneb riskiga korrigeeritud tulumäär  $R_i - R_f$ , kuid samas ka avatus väikeste ettevõtete seotud spetsiifilisele riskile.

Samalaadselt saab tõlgendada ka *HML* muutuja olemust. Positiivne *HML* näitab, et kõrge raamatupidamis- ja turuväärtuse (*B/P*) suhtega ehk väärtusaktsiate tootlus on kasvuaktsiatest suurem. Seega esineb positiivne väärtuspreemia. *HML* negatiivne väärtus tähendab, et kasvuaktsiate poolt saavutatud tootlus on ületanud väärtusaktsiate oma. (Fama, French 2012) *HML* kordaja  $\delta_i$  kirjeldab portfelli avatust väärtusaktsiatega seotud riskile. Positiivne  $\delta_i$  väärtus näitab, et teatud osa investeerimisportfelli tootlusest tuleneb väärtusaktsiatest ehk sellist tüüpi aktsiad on investeringusse kaasatud.

Muutuja *MOM* lisamine Fama-Frenchi (1993) mudelile võimaldab hinnata aktsiate tootluste inertsit tagajärjel tekkivat tootlust. Inertsit all mõistetakse keskmisest kõrgemat (madalamat) tulu pakkunud aktsiate tendentsi tuua sellist tootlust ka järgnevatel perioodidel. *MOM* arvutamiseks tuleb parimat tootlust pakkunud ettevõtete kaalutud keskmisest lahutada eelneva perioodi halvimate keskmine. (Jegadeesh, Titman 2011, 495-496) Nullist suurem (väiksem)  $MOM_t$  kordaja  $\varphi_i$  tähendab, et investeerimisportfellis olevad aktsiad mõjutavad tootlust positiivse (negatiivse) inertsiga.

Mida suuremad on faktorite kordajad, seda väiksem on portfelli lisakasum ehk alfa. Järelikult väheneb aktiivsele portfelli haldurile omistatav oskuslikkus, kuna faktorite poolt seletatavat tootlust võiks saavutada ka passiivse investeringuga. Näiteks väikese turukapitalisatsiooniga aktsiatele keskenduva indeksfondiga. (Barber et al. 2016, 2601-2602)

### **1.2.3. Osakaaludel põhinevad mõõdikud**

Nii suhtarvudel kui ka alfadel põhinevad tulemuslikkuse hindamise mõõdikud kasutavad sisendina investeringu tootluseid, mida seejärel turu või sobiva võrdlusindeksiga võrreldakse. Nende tugevuseks on minimaalsed nõuded vajalikule informatsioonile, kuna vaja

on vaid hallatava portfelli ning võrdlusindeksi tootlused. Samas ignoreeritakse potentsiaalselt kasulikku teavet – portfelli struktuuri. (Aragon, Ferson 2006, 99-100)

Osakaaludel põhinevaid tulemuslikkuse hindamise mõõdikuid on võimalik rakendada juhul, kui portfelli koosseisu teatakse. Peamine idee seisnebki portfellis olevate investeeringute ning nende järgnevate perioodide tootluste analüüsimises. Mõõdiku järgi peetakse võimekaks neid fondijuhte, kes suurendavad portfellis teatud vara või varaklassi osakaalu, enne kui selle hind turul tõuseb. Sama kehtib ka langevate tootlustega väärtpaberite prognoosimise ja vältimise kohta. (Ferson 2010, 216)

$$Cov\{x(S)'r\} = E\{x(S)'[r - E(r)]\} \quad (1.7)$$

kus

- $x$  – portfellis olevate riskantsete varade osakaalud,
- $S$  – portfellihaldajal olev privaatne informatsioon,
- $r$  – portfelli lisakasum,
- $r-E(r)$  – portfelli lisakasum ilma privaatse informatsioonita.

Valem 1.7 annab edasi osakaaludel tugineva tulemuslikkuse hindamise mõõdiku põhimõtet. Portfellis olevate varade osakaalu esindab muutuja  $x$  ning fondijuhile teadaolevat informatsiooni  $S$ . Kusjuures arvesse võetakse vaid konkreetsel portfellihaldajal olevat privaatset informatsiooni. Antud lähenemises tehakse järeldusi fondijuhi oskuslikkuse kohta temale teada oleva privaatse informatsiooni ja lisakasumi  $r$  suhestumise analüüsimisel, mis on kontseptsiooni poolest omavahel korrelatsioonis. Seega, juhul kui fondijuht omab privaatset informatsiooni, on portfellijuhil oleva informatsiooni ning lisakasumi kovariatsioonide summa positiivne. Kui kovariatsioon võrdub nulliga, pole portfellihalduril isiklikku informatsiooni ning seega ka võimekust väärtpabereid oskuslikult valida. (*Ibid.*, 216-217)

#### 1.2.4. Tingimuslikud mõõdikud

Alapeatükis 1.2.2. kirjeldatud traditsioonilised ehk teisisõnu mitte-tingimuslikud alfad ning alapeatükis 1.2.3. kirjeldatud osakaaludel põhinevad mõõdikud hindavad tootluse ja riski suhet vaadeldava perioodi keskmiste alusel. Sellisel juhul ei võeta arvesse finantsturgudel või majanduses toimunud muutusi. (*Ibid.*, 212) Seevastu tingimuslik lähenemine uurib, kuid võrd fondijuhtide oskused ning riskisus erinevatel majanduse faasidel muutuvad. Investeerimisfondide alfa varieeruvuse võivad põhjustada (Wermers 2011, 546):



- varjatud makromajanduslikud ebatäpsused (nt valdkonna pidev vale hinnastatus),
- ajas muutuvad oskused,
- ajas muutuvad võimalused oma oskustest kasu saada.

Kõige tähtsamaks peetakse kolmandat punkti, mis tähendab, et teatud majanduse faasides ning -keskkonnas on valesti hinnastatud väärtpaperite esinemise tõenäosus suurem. Seega tekib ka fondijuhtidel rohkem võimalusi oskuste rakendamiseks. Näiteks kriisiperioode iseloomustab suurem ebakindlus ning seega on täpsema analüüsi oskuse ja informatsiooni omamine eriti väärtuslik. (Cuthbertson et al. 2010, 108-110) Selle tulemusel suudavad aktiivselt juhitud fondid majanduse langusperioodidel saavutada turust või võrdlusindeksist suuremat tootlust. Mitte-tingimuslikud tulemuslikkuse hindamise mõõdikud alahindavad aktiivse fondijuhtimise poolt loodavat lisaväärtust majanduse madalfaasidel, mil investorile loodud piirkasu on tegelikult suurem. (Kosowski 2011)

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot z_{t-1} + \beta_0 \cdot (R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_1 \cdot z_{t-1} \cdot (R_{Mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1.8)$$

kus

- $R_t$  – portfelli tootlus perioodil  $t$ ,
- $\alpha_0$  – portfelli vabaliige ehk alfa perioodil  $t = 0$ ,
- $\alpha_1$  – portfelli alfa perioodil  $t = 1$ ,
- $z_{t-1}$  – lühiajaline intressimäär perioodil  $t - 1$ ,
- $\beta_0$  – portfelli beeta perioodil  $t = 0$ ,
- $\beta_1$  – portfelli beeta perioodil  $t = 1$ ,
- $R_{Mt}$  – turutootlus perioodil  $t$ ,
- $R_{ft}$  – riskivaba tulumäär perioodil  $t$ ,
- $\varepsilon_{i,t}$  – regressioonimudeli jääkliige perioodil  $t$ .

Tingimuslikud mõõdikud on mitte-tingimuslike edasiarendused, mis analüüsivad portfelli tundlikkust teatud makromajanduslike faktorite muutustele. Valem 1.8 esindab CAPM-il põhinevat tingimuslikku mudelit, kus makromajanduslikuks faktoriks on võetud lühiajaline intressimäär  $z$ . Tingimusliku mudeli kasutamisel suureneb seletavate muutujate arv (alfad ja beetad), seega tuleks makromajanduslikke ja traditsioonilisi muutujaid arukalt valida. (Wermers 2011, 546)

### **1.3. Eelnevate empiiriliste uurimuste ülevaade**

Aktiivselt juhitud investeerimisfondide edukuse analüüsimiseks on oluline hinnata nende haldajate oskusi. Selleks on erinevatel perioodidel välja töötatud mitmesuguseid konkureerivaid meetodeid, mis tuginevad alapeatükis 1.2. kirjeldatud mõõdikutel. Kõige mõjukamad ning empiiriliselt ja teoreetiliselt enim kajastust leidnud lähenemised on tootluste püsivuse uurimine ning õnne eraldamine oskustest. Lisaks on nende kõrval ka mõnevõrra vähem arutletud meetodeid, näiteks turu ajastamine ja Bayes'i statistikal põhinev lähenemine. Alljärgnevalt antakse esmalt ülevaade aktiivset juhtimist üldiselt käsitlevatest uurimustest. Seejärel selgitatakse nii tootluste püsivuse kui ka õnne ja oskuste eraldamise metoodikat ning tuuakse välja nendel põhinevate valitud empiiriliste uurimuste tulemused ja järeldused.

#### **1.3.1. Aktiivse juhtimise kriitika**

Aktiivset juhtimist on kritiseerinud paljud autorid. Frenchi empiirilise analüüsi tulemused näitasid, et tüüpilisel investoril oleks võimalik oma keskmist aastast tulu suurendada 0,67% võrra kui vahetada aktiivselt juhitud investering passiivse vastu. Üheks põhjuseks, miks seda ei tehta võib olla investorite liigne enesekindlus. Neid ei heiduta teadmine, et keskmine aktiivne kaupleja kaotab kasumis. (French 2008)

Wermers toob välja, et keskmiselt hoiavad fondid aktsiaid, mis pakuvad turust ligikaudu 1,3% rohkem tootlust, kuid portfelli tegelik netotulu on võrdlusindeksist ühe protsendi võrra madalam. Seega on enamus kaotatud tulust põhjustatud haldus- ja tehingukuludest, mitte ebaedukate instrumentide hoidmisest. Analüüsi tulemused näitasid, et fondidesse valitud aktsiatest saadav tulu suudab peaaegu kulusid katta. (Wermers 2000) Samas leidub artikleid, mis ei kinnita aktiivsete fondide juhtide poolt loodava lisaväärtuse olemasolu. Wermers'i järgneva töö tulemusel selgus, et lisaväärtust suudavad pakkuda vähesed fondijuhid, kes võtavad väärtipabereid valides suuremat riski. Samas jääb keskmise investeerimisfondi tulu siiski võrdlusindeksi omast madalamaks. (Wermers 2003a) Samalaadse uurimuse viisid läbi ka Chen, Jegadeesh ja Wermers ning ei leidnud samuti täielikku tõestust aktiivse juhtimise poolt loodavast lisaväärtusest. Nende analüüsi tulemuste põhjal ei paku fondide portfellides hoitavad aktsiad seal mitteolevatest rohkem tootlust. Lisaks ei suudetud kinnitada, et eelnevalt pidevalt head tootlust pakkunud fondidel on rohkem oskusi kui halvematel. (Chen et al. 2000) Fortin ja Michelson leidsid, et keskmiselt pakuvad

indeksfondid aktiivselt juhitudest nii enne kui ka peale tasude maha arvamist suuremat tulu. Vaatamata sellele, suutsid aktiivsed fondid ületada passiivseid ajal, mil majandus sisenes või väljus majanduslangusest. Seega on aktiivsed fondid edukamad juhtimaks portfelle läbi raskete aegade. (Fortin, Michelson 2002)

Aktiivsete investeerimisfondide kulusid käsitlevates artiklites on leitud seosed hallatavate varade mahu ning halduskulude suuruse vahel. Ühelt poolt saavad suuremad fondid omandada väärtpaberianalüüsiks vajalikud teadmised proportsionaalselt madalamate kuludega kui väiksemad. Teisest küljest võib mahukama portfelli haldamine vajada rohkem analüüsimist ning seega ka ressursse. (Sharpe 1966, 131) Negatiivse mastaabiefekti esinemist on kinnitanud paljud autorid (näiteks Perold, Salomon 1991; Chen et al. 2002; Pástor et al. 2015). Enamasti seostatakse seda fondi tehingute arvu ja nende mahtude kasvamisega, kuna portfelli investeeritud vara suurenedes muutuvad ka võetud positsioonid mahukamaks (Perold, Salomon 1991). Peale selle toovad Chen et al. (2002) välja, et väiksemad fondid suudavad kohalikesse ettevõtetesse paremini investeerida kui suured ning väidavad, et see tuleneb organisatsiooni suuruse negatiivsest mastaabiefektist. Lisaks, negatiivne seos varade mahu ja tootluse vahel on tugevam kõrgema käibe ja volatiilsusega fondide puhul (Pástor et al. 2015) kui ka nendel, mis investeerivad enamasti väikese turukapitalisatsiooniga ettevõtete aktsiatesse (Chen et al. 2002). Üheks põhjenduseks võib olla see, et agressiivne ning mittelikviidsete varadega kauplemine toob kaasa suurenenud tehingukulud, mis omakorda muudab fondi lõpliku kasumi väiksemaks (Pástor et al. 2015).

Eelnevalt mainitud uurimuste põhjal võiks väita, et aktiivse fondijuhtimise ning sellega kaasnevate kõrgete kulude kritiseerimine on teatud mõttes õigustatav. Samas toob de Silva et al. uurimus välja, et keskmise fondijuhi suutmatust luua lisandväärtust ei saa üldistada kõikidele. See ignoreerib Sharpe'i teooriat, mille alusel on mõnel fondil võimalik turust kõrgemat tootlust pakkuda, kuid ainult teiste aktiivselt juhitud fondide arvel. Seega ei saagi aktiivne juhtimine tuua lisaväärtust kõikidele investoritele samal ajal. (de Silva et al. 2001, 34) Lisaks on leitud, et aja jooksul on fondijuhtide oskused aina paremaks muutunud. Uued valdkonda sisenejad suudavad enamasti võrdlusindeksist, turust ning ka teistest fondidest paremat tootlust pakkuda, seega varieeruvad oskused ulatuslikult. Arvatakse, et selle põhjuseks on uute fondijuhtide kvaliteetsem haridus ning tehnoloogia parem valdamine. Samas kannatab fondide tulemuslikkus aja möödudes, kuna valdkonna suurenedes kasvab oskuslike fondijuhtide olemasolu kiiresti. (Pástor et al. 2015) Konkurentsi rohkus vähendab

individuaalsete fondide võimalusi leida valesti hinnatud väärtpabereid. Seega iseloomustab kogu aktiivse juhtimise valdkonda negatiivne mastaabisääst ning vaatamata täiustunud oskustele on aina raskem pakkuda turust paremat tootlust. (Pástor et al. 2015)

### 1.3.2. Tootluste püsivus

Portfellide tootluste püsivuse kindlakstegemine on üks võimalus investeringu haldaja oskuste analüüsimiseks. Selle lähenemise peamiseks ideeks on uurida, kas eelnevalt tulemuslikud fondid suudavad olla edukad ka järgnevatel perioodidel. Kui portfell pakub investorile pidevalt head tootlust, eeldatakse see olevat investeringu haldaja oskuste tagajärg. (Vidal-García 2013, 49)

Vigadeta tulemuste saamiseks on iga meetodi puhul oluline, et kasutatav valim oleks ellujääjate efekti (ing.k. *survivorship bias*) vaba. Ellujääjate efekt tähendab, et keskendutakse vaid sellistele fondidele, mis on teatud perioodi üle elanud. Üldiselt on nad ka edukamad ja pakuvad suuremat tootlust. Likvideeritud ja ühendatud fondide väljajätmisel võivad analüüsi tulemused olla vigadega ja tehtavad järeldused valed, kuna sellised fondid võivad olla seotud ebaedukusega. See tooks kaasa investeerimisfondide tegelike tootluste ülehindamise ning näiliselt parema tulemuslikkuse. (Kosowski et al. 2006, 2559-2560) Sellest tulenevalt hinnatakse ka fondijuhte näiliselt edukamateks.

Tootluste püsivuse hindamiseks kasutatakse protseduuri, mis põhineb tulemuslikkuse alusel järjestatud portfellide analüüsimisel. Selleks reastatakse valimisse kuuluvad fondid eelmise perioodi tootluste alusel detšiilidesse ning seejärel moodustatakse neist vastavad portfellid (Carhart 1997; Hendricks et al. 1993; Bollen, Busse 2005). See tähendab, et parim portfell koosneb kõige kõrgema ning halvim portfell kõige madalama keskmise lisakasumiga individuaalsetest fondidest. (Vidal-García 2013, 49-50) Sama protseduur korratakse iga teatud ajaperioodi möödudes. Leitud portfellide lisakasumid arvutatakse sinna kuuluvate fondide kaalutud keskmisega. Individuaalsete fondide tulemuslikkuse hindamiseks leitakse regressioonanalüüsi teel nende alfad. (Gruber 1996) Selleks võib kasutada erinevaid turumudeleid, millest mõningad on välja toodud alapeatükis 1.2. Püsivuse hindamiseks vaadeldakse iga saadud portfelli tootluste aegrida ning võrreldakse neid sama protseduuri läbinud passiivsete portfellidega (Bollen, Busse 2005).

Tootluste püsivuse meetodil läbiviidud uurimused on jõudnud mitmesugustele järeldustele. Grinblatt ja Titmani (1992) analüüsi tulemused näitasid, et eelneva perioodi

tootlus võib olla abiks fondi järgnevate perioodide tootluse prognoosimisel. Investeeringufondid peaksid järgneval viiel aastal suutma saavutada 0,28% kõrgema tootluse iga 1% lisakasumi kohta, mis saadi esimesel viiel aastal. Kuna võrdlusindeksiga nii häid tulemusi ei saavutatud, väideti, et aktiivsete portfelliude edukuse taga on fondijuhtide oskused. (Grinblatt, Titman 1992) Vidal-García (2013) leidis kinnitust nii lühi- kui ka pikaajaliste seoste esinemisele. Gruber'i tulemuste kohaselt pakkusid valimis olnud pidevalt edukad fondid aastas keskmiselt 0,65% vähem tootlust kui võrdlusindeks, kuid see oli põhjustatud kõrgetest kuludest. Seega kinnitati juhtimisoskuste poolt lisatavat väärtust. (Gruber 1996)

Vastupidiselt positiivsetele järeldustele fondijuhtide oskuste kohta on paljud autorid leidnud pigem negatiivseid tulemusi. Carharti (1997) analüüs näitas, et edukamad ettevõtted suudavad pakkuda paremat tootlust vaid järgmisel aastal, kuid mitte peale seda. Vaatamata sellele ei tõestanud uurimuse tulemused investeerimisfondide juhtide oskuste olemasolu, kuna tootluste püsivus oli peaaegu täielikult seletatav tootluste inertsia väljendava muutujaga (*MOM*). (1997) Lisaks, Bollen ja Busse (2005) leidsid Fama-Frenchi kolme muutujaga mudeli põhjal, et parimad fondid pakuvad järgmisel kvartalil 0,25-0,39% lisakasumit. Kuid lähtudes Carharti 1997. aasta analüüsi tulemustest, kontrollisid ka nemad tootluste inertsia väljendava muutuja mõju oma tulemustele. Selgus, et edukate fondide tulemuste püsivus küll eksisteerib, kuid on enamasti inertsiefekti tagajärg ning kaob pikemate perioodide vaatlemisel. (Bollen, Busse 2005) Hendricks, Patel ja Zeckhauser (1993) jõudsid sarnastele järeldustele väites, et edukate fondide tulemuste püsivus on enamasti väheoluline ja kestab keskmiselt kuni neli kvartalit. Püsivusel põhineva investeerimisstrateegia kasutamisel oleks võimalik lühiajaliselt teenida kuni 6% kõrgemat riskiga korrigeeritud tulu aastas. (Hendricks et al. 1993).

Lisaks on analüüsitud ka ebaedukaid, negatiivse lisakasumiga portfelle. Tulemused näitavad, et halvimate hulka kuulunud fondid pakuvad ka tulevikus võrdlusindeksist tunduvalt kehvemat tootlust. Seega võis nende pidevat ebaedukust seletada portfelliuhalduri oskamatusena. (Hendricks et al. 1993; Vidal-García 2013)

Wermers (2003b) kasutas erinevalt eelnevatest analüüsides tootluste kõrval ka aktsionäride struktuuri. Selle abil oli võimalik lisaks portfelliuhaldurite oskustele mõõta ka investorite sissevoolu seoseid fondide tootlustega. Autor leidis, et parimate fondide tootlus oli järgmisel aastal halvimatest ligikaudu 5% ning S&P 500 indeksist 2% kõrgem. Ühe põhjusena tõi Wermers sarnaselt Carhartile välja portfelliis hoitavate aktsiate inertsiefekti

mõju. Kuid lisaks sellele seletasid järjekindlust ka klientide reaktsioonid fondi eelnevale edukusele. Investorid ostavad sellised fonde, mille tootlus on eelmisel perioodil olnud kõrge. Seega järeldeb Wermers, et fondide edukuse püsivuse üheks põhjuseks on inimeste suundumus investeerida eelnevalt head tootlust pakkunud fondidesse. (Wermers 2003b) Tulenevalt sellest moonutavad investorite rahavood järeldusi investeerimisfondide tulemuslikkuse ja portfelli haldurite oskuste kohta (Bollen, Busse 2005).

### 1.3.3. Õnne ja oskuste eristamine

Asjaolu, et paljud uurimused kinnitasid teatud grupi portfelli haldurite poolt loodava lisaväärtuse olemasolu ning teised seda ei teinud, viis Kosowski, Timmermanni, Wermersi ja White'i (2006) uue lähenemise väljatöötamiseni. Taheti uurida, kas väga heade tootlustega fondide tulemused on tõepoolest saavutatud fondijuhtide oskuste abil või on tegu neile osaks saanud õnnega. Eelnevad uurimused ei võimaldanud õnne osakaalu tulemuslikkusest detailselt mõõta ega modelleerida. Näiteks tootluste püsivuse meetodi puhul alahinnatakse võimalust, et ka õnn võib olla püsiv (Kosowski et al. 2006, 2252).

Kosowski et al. (2006) töötasid välja uue lähenemise, mis võimaldas õnne oskustest eraldada. Selleks kasutati *bootstrap* simulatsiooni, mille abil suurendati fondijuhtide oskuste kohta korrektsete järelduste tegemise tõenäosust. Selle meetodi peamine idee seisneb fondide tegelike alfade jaotuste võrdlemisel simuleeritud alfade jaotusega, kus alfa on fikseeritud nulltasemel. Simuleeritud alfad leitakse regressioonmudeli jääkliikmete ümberreastamisel (ing.k. *resample*) ning on seega saavutatavad vaid õnne abil. Tegelike ning simulatsiooni alusel leitud alfade statistilise jaotuse võrdlemine võimaldab teha järeldusi fondijuhtide oskuste olemasolu üle. (Fama, French 2010) Eriti annab *bootstrap*'i kasutamine eelise fondide alfade läbilõikelise jaotuse parameetrisel modelleerimisel, kuna valimisse kuuluvad fondid pole enamasti sarnased nende riskitaseme erisuste tõttu. Sellega kaasneb keeruline statistiline jaotus, mille tõttu ei suudeta tavapäraseid meetodeid kasutades fondide alfade omadusi täielikult ja vigadevabalt analüüsida. Eriti oluline on *bootstrap*'i kasutamine ekstreemselt heade ning halbade tulemustega fondide puhul, kuna siis suudetakse teha paikapidavaid järeldusi ka normaaljaotusele mitte-alluvate jaotuste puhul. (Kosowski et al. 2006, 2252)

Fama ja French (2010) täiendasid Kosowski et al. (2006) poolt välja töötatud *bootstrap* meetodikat, reastades lisaks jääkliikmetele ümber ka turumudeli alusel hinnatud riskifaktorid. Peale selle teostati protseduur kogu valimiga korraga, kuid Kosowski et al. tegid

seada iga fondi jaoks eraldiseisvalt. Viimase variandi puhul jääb fondi tegelike tootluste arv simulatsioonis samaks. Samas on Fama, Frenchi muudatuse eeliseks võimalus arvestada hinnatud alfade vahelist võimalikku korrelatsiooni. (Fama, French 2010)

*Bootstrap* meetodikal põhinevad uurimused on fondijuhtide oskuste osas jõudnud erinevatele järeldustele. Samas tuleb arvestada, et need on läbi viidud erinevate piirkondade ning ajaperioodide kohta. Kosowski et al. (2006) analüüsisid USA aktsiafondide tootlusi perioodil 1975-2002. Nende tulemused näitasid, et kümnel protsendil parimatest fondidest pole netootlustel põhinevad alfad saavutatud ainult õnne abil. Seega, teatud hulga fondijuhtide oskused on piisavad fondi kulude katmiseks. Kusjuures kasvule suunatud fondid oli teistest üldiselt edukamad. (Kosowski et al. 2006) Fama ja French (2010) jõudsid USA fonde analüüsides teistsugustele järeldustele näidates, et vähesed fondid suudavad investorile pakkuda piisavalt tootlust aktiivse juhtimisega kaasnevate kulude katmiseks. Samas negatiivse tulemuslikkusega fondide osas olid uurimuste järeldused sarnased. Leiti, et halvimate fondide ebaedukuse põhjustab peamiselt oskamatus mitte ebaõnn (Kosowski et al. 2006; Fama, French 2010). Kosowski et al. tulemuste põhjal loovad oskuslikud fondid investoritele aastas ligikaudu 1,2 miljardit dollarit lisaväärtust. Kuid samal ajal hävitatakse negatiivse tulemuslikkusega veelgi enam – 1,5 miljardit dollarit aastas. (Kosowski et al. 2006)

Vähelevinud oskuslikkust on leitud lisaks USA-s tehtud analüüsidele ka teiste piirkondade puhul, näiteks Brasiilias (Laes, da Silva 2014) ning Norras (Sørensen 2009). Lisaks, Suurbritannia fondide puhul on leitud tugevad, kuid vähelevinud fondijuhtimise oskused. Parima 20 fondi hulgas kinnitati oskuste esinemist vaid 12-ne puhul. Lähtudes investeerimisstiilidest olid sissetulekule orienteeritud oskuslikumad väikeaktsiatesse investeerivatest fondidest. (Cuthbertson et al. 2008)

Vastupidiselt oskuslike fondijuhtide vähesusele on paljud empiirilised uurimused kinnitanud negatiivsete oskuste laiemat levikut (Cuthbertson et al. 2008; Sørensen 2009). Näiteks Brasiilias läbiviidud analüüsis leiti, et ligikaudu poolte valimisse kuulunud fondide ebaedukuse põhjustas fondijuhi oskamatus sobivaid väärtpabereid valida (Laes, da Silva 2014). Busse et al. (2010) toovad välja, et negatiivsete oskuste poole kaldumise võib põhjustada portfelli haldajate suundumus kauakestvalem ajahorisondile, mil kõrgem tulu saavutataksegi pikema aja möödudes.

## 2. ANDMED JA METOODIKA

### 2.1. Kasutatav meetoodika

Magistritöö eesmärk on teha kindlaks, kas ja mil määral on Kesk- ja Ida-Euroopa globaalselt investeerivate aktsiafondide tulemuslikkus aastatel 2007-2016 seotud oskusliku väärtpaberite valiku või õnnega. Selleks kasutatakse samalaadset meetoodikat nagu Kosowski et al. oma 2006. aasta uurimuses. Empiiriliste andmete põhjal tehtav analüüs koosneb kahest etapist. Esiteks tuleb valitud turumudeli alusel hinnata fondide tulemuslikkuse mõõdik alfa. Teiseks sammuks on õnne eraldamine oskustest, mis viiakse läbi *bootstrap* simulatsiooni abil. Andmete analüüs ja modelleerimine viiakse läbi ökonomeetriaprogrammiga Stata 13.

#### 2.1.1. Regressioonmudelite hindamine

Fondide tulemuslikkuse hindamiseks kasutatakse kahte erinevat turumudeli spetsifikatsiooni. Esiteks on selleks Fama-Frenchi (1993) kolme- ning teiseks Carharti (1997) nelja muutujaga mudel. Alapeatükis 1.2.2. toodud valem 1.6 esindab Carharti (1997) mudeli matemaatilist üldkuju ning regressioon ilma  $MOM_t$  liikmeta on Fama-Frenchi (1993) kolmefaktoriline mudel. Ökonomeetriliste mudelite põhjal hinnatakse reaalandmetele tuginedes valimisse kuuluvate investeerimisfondide edukust ning avatust erinevatele riskifaktoritele, võtteks mõõdikuteks alfa ning riskifaktorite kordajad (beeta, gamma, delta ja fii). Erinevate regressioonmudelite põhjal saadud tulemusi kõrvutatakse ning võrreldakse omavahel. Jättes kõrvale muutujatega  $R_{Mt} - R_{ft}$ ,  $SMB_t$ ,  $HML_t$  ja  $MOM_t$  seostatavad variatsioonid fondi tootluses, on võimalik keskenduda aktiivse juhtimise mõjule (Fama, French 2010, 1918). See on käesoleva magistritöö kontekstis oluline, kuna keskendutakse just fondi poolt loodavale lisaväärtusele. Mudelisse kuuluvate muutujate puhul on tegu aegridadega, kuna kasutatakse andmeid kuude lõikes.

Töö esimeses etapis hinnatakse esiteks eraldiseisvalt kõikide valimis olevate fondide



tulemuslikkust kahe erineva ökonomeetriliste mudeliga tuginedes regressioonmudelite hindamisele vähimruutude meetodil (OLS). Leitud vabaliikmed ehk alfad ( $\alpha$ ) esindavad individuaalsete fondide edukust ning nende statistiline olulisus tehakse kindlaks t-statistikute uurimisel. Sama protseduur teostatakse portfelliga, mille tootluste aegrida saadakse kõigi valimisse kuulunud individuaalsete fondide kuiste tootluste aritmeetiliste keskmiste alusel. Selle alusel on võimalik teha järeldusi valimisse kuulunud keskmise fondi kohta.

Lähtudes Kosowski et al. (2006) poolt arendatud metoodikast, tuleks hinnata iga fondi bruto- ja netootlust. Viimane kajastab seda, kui võrd suudetakse fondi kulusid katta. Samas brutootluste analüüsimisel ei tekiks halduskuludest tulenevaid erisusi ning regressioon keskenduks portfelli halduri oskustele saavutada võrdlusindeksist suurem tootlus. (Fama, French 2010) Brutootluste arvutamiseks oleks vaja kuiste andmetele lisada 1/12 fondi aastasest kogukulude suhtarvust (ing.k. *total expense ratio*). Alternatiivina saaks kasutada ka maksimaalse haldustasu kordajaid.

### **2.1.2. *Bootstrap* simulatsioon**

Andmete analüüsimise teiseks etapiks on teha kindlaks, kas turumudelite põhjal hinnatud alfad on saavutatud portfelli halduri oskuste tulemusel või lihtsalt õnne tagajärjel. Negatiivsete alfadega fondide puhul on küsimus vastupidine ehk kas need on põhjustatud portfelli haldurite oskamatus väärtpaberite valikust või ebaõnnest. Uurimisküsimustele vastamiseks tuleb teha kindlaks, kas aktiivselt juhitud fondide tegelikud alfad erinevad nullist. Eelkõige pakuvad selle raames huvi individuaalsete fondide alfade läbilõikelise jaotuse sabad (ing.k. *tails*), mis tähistavad valimis olevaid äärmuseid ehk kõige suuremaid ning väiksemaid väärtuseid.

Oskustest õnne eraldamiseks kasutatakse läbilõikelist (ing.k. *cross-sectional*) *bootstrap* simulatsioonanalüüsi, mis võimaldab teha paikapidavaid järeldusi ka normaaljaotusele mitte-alluvate jaotuste puhul (Kosowski et al. 2006, 2252). See on käeolevas töös oluline lähtudes suurtest erinevusest fondide riskitasemete ja seega ka nende alfade vahel (joonised 4 ja 5 alapeatükis 3.1). Lisaks ei allu ka individuaalsete fondide tootlused normaaljaotusele (lisa 7), mille võib põhjustada näiteks erinev riskitase erinevatel perioodidel (*Ibid.*, 2556). Peale selle on enamasti ka mudelisse kaasatud faktorite riskipremiad normaaljaotusele allumatud.

*Bootstrap* algoritmi peamiseks ideeks on see, et regressioonmudeli alusel hinnatud

jääkliikmed reastatakse ümber ning genereeritakse näilised alfad. See protsess koosneb omakorda mitmest etapist. Esimeseks sammuks salvestatakse iga individuaalse fondi  $i$  ( $i = 1, \dots, N$ ) puhul tavalise regressioonimudeli alusel hinnatud alfad, parameetrite hinnangud, mudeli jääkliikmed, nende ajaline järjestus ning alfade t-statistikud. Iga fondi  $i$  jaoks tähistatakse regressioonimudeli alusel hinnatud liikmed  $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i, \hat{\gamma}_i, \hat{\delta}_i, \hat{\varphi}_i$ ; regressioonimudeli jääkliikmed  $\hat{\varepsilon}_{it} : t = i_1, \dots, i_t$ , kus  $i_t$  on fondi  $i$  tootlus kuul  $t$ ; jääkliikmete aegread  $\hat{\varepsilon}_{it}, t = \{T_{i0}, \dots, T_{i1}\}$  ning alfade t-statistikud  $\hat{t}_{\alpha i}$ , kus  $\alpha_i$  on fondi  $i$  hinnatud alfa.

Seejärel genereeritakse *bootstrap* algoritmi abil iga fondi  $i$  jaoks 999 juhuslikku valimit (aegrida) fondide salvestatud jääkliikmetest  $\hat{\varepsilon}_{it}$ , moodustades nii öelda pseudo-aegread. Need tähistatakse  $\hat{\varepsilon}_{i,t\varepsilon}^b, t\varepsilon = s_{T_{i0}}^b, \dots, s_{T_{i1}}^b$ , kus  $b$  tähistab *bootstrap* algoritmi alusel genereeritud valimi (aegrea) järjekorranumbrit ( $b = 1, \dots, 999$ ) ning iga ajaindeks  $s_{T_{i0}}^b, \dots, s_{T_{i1}}^b$  valitakse juhuslikult aegreast  $[T_{i0}, \dots, T_{i1}]$  nii, et  $i$ -nda fondi  $T_{i1} - T_{i0} + 1$  jääkliikme esialgne valim reastatakse ümber. Samal ajal jääb mudeli faktorite koefitsientide kronoloogiline järjestus samaks.

Peale jääkliikmete juhuslikku genereerimist konstrueeritakse iga fondi  $i$  jaoks *bootstrap* algoritmi abil 999 pseudo-lisakasumi  $R_{it}^b$  aegrida, eeldades nullhüpoteesi. Selle alusel võrdub tegelik alfa nulliga ( $\hat{\alpha}_i = 0$  ning  $\hat{t}_{\alpha i} = 0$ ), nagu on kujutatud valemities 2.1 ja 2.2. See tähendab, et fondi  $i$  kõigi 999 juhusliku jääkliikmete aegrea  $\hat{\varepsilon}_{i,t\varepsilon}^b$  kohta genereeritakse 999 lisakasumi aegrida  $R_{it}^b$ . Simulatsioonis kasutatavad seletavate muutujate ( $R_{Mt} - R_{ft}, SMB_t, HML_t, MOM_t$ ) koefitsiendid jäetakse samaks vähimruutude meetodil hinnatutega, kuid vabaliige ehk alfa ja  $t(\alpha)$  pannakse võrduma nulliga. Kirjeldatud protsessi korratakse iga fondi jaoks nii kolme- kui ka neljafaktorilise mudeli alusel hinnatud faktoritele tuginedes.

$$R_{it}^b = 0 + \hat{\beta}_i(R_{Mt} - R_{ft}) + \hat{\gamma}_iSMB_t + \hat{\delta}_iHML_t + \hat{\varphi}_iMOM_t + \hat{\varepsilon}_{i,t\varepsilon}^b \quad (2.1)$$

$$R_{it}^b = 0 + \hat{\beta}_i(R_{Mt} - R_{ft}) + \hat{\gamma}_iSMB_t + \hat{\delta}_iHML_t + \hat{\varepsilon}_{i,t\varepsilon}^b \quad (2.2)$$

kus

- $R_{it}^b$  – fondi  $i$   $b$ -ndas simuleeritud lisakasum kuul  $t$ ,
- $R_{Mt}$  – turutootlus kuul  $t$ ,
- $R_{ft}$  – riskivaba intressimäär kuul  $t$ ,
- $\hat{\varepsilon}_{i,t\varepsilon}^b$  – fondi  $i$   $b$ -ndas salvestatud jääkliikmete pseudo-aegrida kuul  $t$ .

Valemities 2.1 ja 2.2 võiks sõltuva muutuja  $R_{it}^b$  teist moodi kirjutada ka  $(R_{it} - R_{ft})^b$ .

Eelnevalt kirjeldatud protsessi tulemusel saadakse kõikide valimis olevate fondide jaoks 999 näilist lisakasumi aegrida, mille pikkus  $(i_t - i_l + 1)$  sõltub individuaalse fondi tegelikust vaatluste arvust  $i_t$ .

Järgmise sammuna hinnatakse eelneva protseduuri tulemusel leitud simuleeritud lisatootlused  $R_{it}^b$  kõigi individuaalsete fondide jaoks nii Fama-Frenchi kolme- (1993) kui ka Carharti (1997) nelja muutujaga turumudelil põhineva regressiooniga. Protsessi väljundina leitakse mõlema mudeliga iga fondi  $i$  jaoks 999 erinevat alfa ning alfa t-statistikut, mis moodustavad esiteks alfade  $(\hat{\alpha}_i^b, i = 1, \dots, N)$  ja teiseks alfa t-statistikute  $(\hat{t}_{\alpha i}^b, i = 1, \dots, N)$  läbilõiked. Tulemuseks on positiivne alfa kui fondi hindamisel on ülekaalus positiivsed jääkliikmed ning negatiivne alfa kui enamuse jääkliikmeid on samuti negatiivsed. Selle protseduuri tulemusel leitud alfad esindavad vaid õnne ehk juhuslikkuse (ing.k. *sampling variation*) alusel saavutatavat tulemuslikkust.

Iga fondi puhul võrreldakse tegelikel andmetel hinnatud edukuse mõõdikute (alfade) ja alfa t-statistikute  $t(\alpha)$  jaotust *bootstrap* simulatsiooni alusel leitud alfade ja nende t-statistikute jaotusega. Peamiselt tuginetakse siiski  $t(\alpha)$ -de jaotusele, kuna neil on paremad omadused valimiga uurimuse analüüsimiseks ning alfad ei ole antud kontekstis nii täpsed. Individuaalsete fondide riskisus on väga erinev, mis põhjustab alfade läbilõike allumatust normaaljaotusele. Kuid t-statistikute kasutamisel normaliseerib alfad standardhälve, mille tulemusel tasandatakse erinevused fondide riskitasemes. (Kosowski et al. 2006, 2558)

Selleks, et leida igale fondile vastavad simuleeritud  $t(\alpha)$  väärtused, reastatakse esmalt kõik 999 simuleeritud  $t(\alpha)$  läbilõiget iseseisvalt maksimumist miinumini. Selle protseduuriga tagatakse, et kõige suurema tegeliku  $t(\alpha)$ -ga fondi võrreldakse iga 999 simuleeritud  $t(\alpha)$  läbilõike puhul suurima alfa t-statistikuga. Seega on tulemuseks valimisse kuuluvate fondide arvule vastav rida  $t(\alpha)$  läbilõigetest, millest esimene koosneb iga 999 simulatsiooni maksimaalsetest ning viimane minimaalsetest simuleeritud  $t(\alpha)$  väärtustest. Viimasena arvutatakse välja iga sellise läbilõike keskmine väärtus, mida fondide tegelike  $t(\alpha)$ -ga võrreldakse.

Statistilise jaotuse võrdlemine võimaldab teha järeldusi fondijuhtide oskuste olemasolu üle. Kui tavalise OLS regressiooni alusel hinnatud alfa t-statistikud on pidevalt suuremad kui *bootstrap* simulatsiooni poolt genereeritud alfad alfa t-statistikud, siis võib järeldada, et fondijuhi oskustel oli oluline osa. Seega võiks väita, et konkreetse investeerimisfondi edukus on saavutatud selle portfelli halduri oskusliku väärtpaberite valiku

tagajärjel. Samalaadselt, kui tavalise OLS regressiooni alusel hinnatud alfa t-statistikud on pidevalt väiksemad kui *bootstrap* simulatsiooni poolt genereeritud alfa t-statistikud, siis võib järeldada, et fondi ebaedukate tulemuste taga on fondijuhi oskamatus mitte ebaõnn.

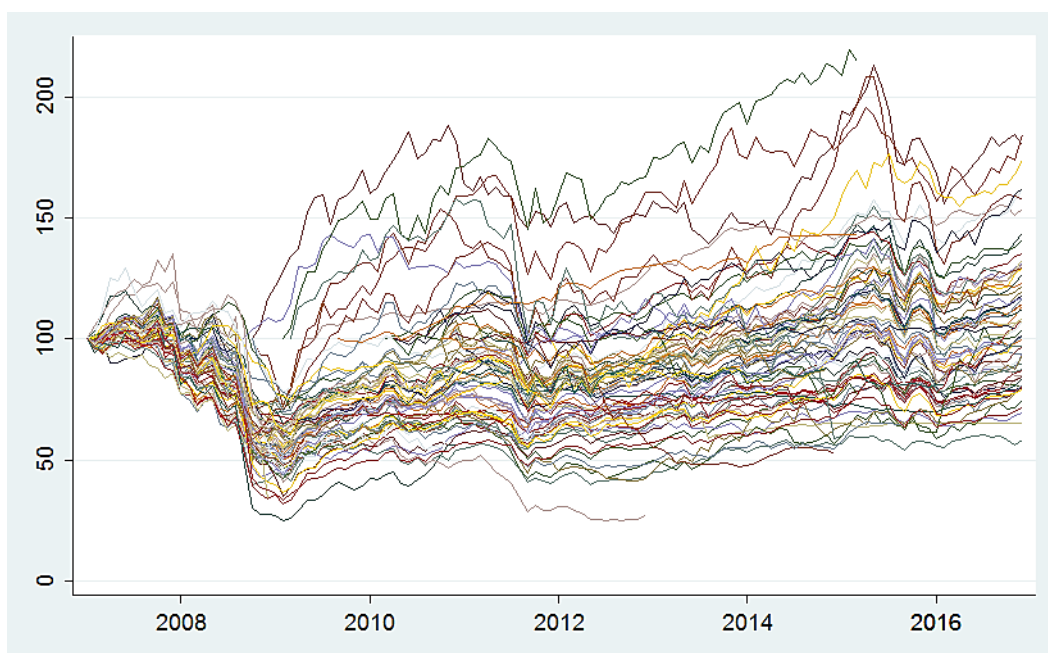
## 2.2. Kasutatavad andmed

Magistritöö keskendub Kesk- ja Ida-Euroopa piirkonda kuuluvatesse riikidesse registreeritud aktiivselt juhitud avatud avalikele aktsiafondidele, mille investeerimispiirkond on globaalne. Lisaks arvestati valimi koostamise kriteeriumite paikapanemisel inkubatsiooniperioodi efekti (ing.k. *incubation bias*), mis tähendab, et fondivalitseja teeb fondi avalikkusele kättesaadavaks alles siis, kui selle tootlus on piisavalt atraktiivne (Gibson, Finke 2014). Evans (2010) väidab, et inkubatsiooniperioodi efekti saab vähendada kasutades valimis investeerimisfondide tootluseid alates perioodist, mil fond on avalikkusele kättesaadav. Seetõttu püstitati üheks kriteeriumiks, et tegu peab olema avatud avaliku fondiga. Magistritöö kontekstis lähtuti KIE riikide defineerimisel OECD klassifikatsioonist. Selle kohaselt on nendeks Albaania, Bulgaaria, Horvaatia, Tšehhi, Ungari, Poola, Rumeenia, Slovakkia, Sloveenia ning kolm Balti riiki: Eesti, Läti ja Leedu (OECD 2001).

Valimiks valiti just KIE riikidesse registreeritud globaalselt investeerivad aktsiafondid, kuna lähtuti Kenneth R. Frenchi poolt konstrueeritud Fama–Frenchi (1993) kolme- ning Carharti (1997) nelja muutujaga turumudelite sisendandmetest. Need olid konstrueeritud globaalsete turgude põhjal (sinna hõlmatud riikide täpne nimekiri on välja toodud lisas 2), seega oli ainuõige hõlmata valimisse just globaalse investeerimispiirkonnaga aktsiafondid. Kaaluti ka Kesk- ja Ida-Euroopa turgudele investeerivate fondide analüüsimist, kuid see eeldaks turumudelite faktorite eraldiseisvat konstrueerimist. Kuna magistritöö maht ei ole antud protsessi teostamiseks piisavalt suur, kasutati juba valmiskujul sisendandmeid.

Kenneth R. Frenchi poolt konstrueeritud faktorid pärinevad tema kodulehelt (French 2017) ning sealsed kuised sisendandmed algavad 1990. aasta juulist ja värskemaid lisatakse pidevalt juurde. Kõik faktorite konstrueerimiseks kasutatud tootlused sisaldavad nii dividende kui ka kapitalitulu ning on arvutatud lihtintressi põhimõttel. Turu riskipremia  $R_M - R_f$  võrdub globaalse kaalutud keskmise turuportfelli ja ühekuuse USA riigivõlakirja (ing.k. *T-bill*) intressimäära vahega. Turuportfell koosneb kõikidest kättesaadavate turuandmetega aktsiatest konstrueerimisse hõlmatud riikide börsidel.

Valim hõlmab perioodi jaanuar 2007 kuni detsember 2016. Alustati buumi lõpufaasiga, et analüüsida, kuidas mõjutab majanduskriis fondijuhtide oskuste kohta tehtavaid järeldusi. 2007. aasta detsembris alanud majanduskriis muutus järsuks languseks 2008. aasta septembris, mis viis maailma börsid kokkuvarisemiseni. Kaasnes fondide tootluste järsk langus (joonis 3), mille tõttu kaotasid neisse investeerinud suure hulga oma varast.



Joonis 3. Valmisse kuulunud fondide indekseeritud tootlused perioodil 2007-2016

Allikas: (Autori koostatud)

Paikapandud kriteeriumitele vastavate fondide leidmiseks ning valimi koostamiseks kasutati Thomson Reuters Eikoni andmebaasi. Sealt pärineb ka kogu investeerimisfondide andmestik. Andmestikku kaasati ellujääjate efekti vältimiseks ka need fondid, mis on likvideeritud või mõne muud fondiga ühendatud, kuid eksisteerisid vahemikul 2007-2016 vähemalt 24 kuud. Kuna Thomson Reuters Eikoni andmebaas ei leidnud püstitatud kriteeriumitele vastavaid investeerimisfonde, mis oleks registreeritud Albaaniasse, Bulgaariasse, Horvaatiasse ja Rumeeniasse, jäeti need riigid valimist välja. Esialgsest oli kriteeriumitele vastavaid tulemusi kokku 139, kuid nende arv vähenes järgnevatel põhjustel. Esiteks olid andmebaasis ühe fondi erinevad osakuliigid võetud arvesse eraldiseisvatena. Sellist olukorda tuleb nihketa hinnangute ja analüüsi korrektsuse tagamiseks vältida, kuna tegelikult moodustab fondi tootluse selle erinevate osakuliikide kaalutud keskmine. Nende

eraldi käsitlemisel võetaks aga ühe fondi poolt genereeritud tootlust arvesse mitu korda.

Thomson Reuters Eikoni andmebaas ei võimaldanud iga osakuliigi osakaalu kogu fondist kindlaks määrata. Samas sai lisada filtri, mis sorteeriks välja fondide peamised osakuliigid (Eikonis „*primary fund*“). Seetõttu lähtuti probleemi lahendamisel teadmisest, et üldjoontes on fondi erinevatel osakuliikidel väga sarnane tootlus (Bergstresser et al. 2009, 4134). Seega selekteeriti välja kõik 18 fondi, millel oli mitu osakuliiki või erinevates valuutades registreeritud allfondi (ing.k. *sub-fund*). Iga sellise fondi jaoks moodustati osakuliikide tootluste korrelatsioonimaatriks. Tulemuste põhjal selgus, et sama fondi erinevate osakuliikide või allfondide tootluste vaheline korrelatsioonikoefitsient oli väga suur (keskmine väärtus oli 0,85). Seega jäeti valimisse alles iga fondi peamine osakuliik. Protseduuri tagajärjel vähenes tulemuste arv 29 võrra.

Teiseks eemaldati kaksteist fondi, mille andmed ei olnud kättesaadavad. Kolmandaks kehtestati lisatingimuseks, et vaatlusalusel perioodil peab valimisse kuuluvatel fondidel olema vähemalt järjestikuse 24 kuu tootlused. Lisatingimuse kehtestamise tulemusel tuli välja jätta veel üheksa fondi. Siinkohal on tuginetud eelnevalt tehtud sarnastele uurimustele ning kohandatud seda magistritöös kasutatava perioodi pikkusega. Näiteks Kosowski et al. (2006) ning Fama, French (2010) seadsid tingimuseks viis aastat järjestikuseid tootluseid, kuid hõlmasid tunduvalt pikemaajavaid ajavahemikke.

Kuna valimi periood katab muu hulgas majanduskriisi aastaid, võis sinna sisse jääda struktuurne muutus. Selle tõttu väheneks mudeli seletusvõime ning kogu perioodi põhjal tehtavad üldistused ei oleks sobilikud terve perioodi iseloomustamiseks. Oletust murdepunkti esinemise kohta kontrolliti mudeli parameetrite stabiilsust hindava QLR testiga:  $H_0$  lükati ümber ning test kinnitas struktuurset muutust 2009. aasta veebruaris. Täiendavalt kontrolliti seda ka Chow testiga, mis kinnitas samuti struktuursete muutuste esinemist. (Lisa 3) Sellest tulenevalt raporteeritakse nii kogu- (2007-2016) kui ka alaperioodi (03.2009-2016) tulemusi.

Peale korrektsioone jäi kogu valimisse alles 89 ning alavalimisse 78 investeerimisfondi. Praeguseks likvideeritud fonde oli koguvalimis kokku kaheksateist ja ühendatud kaksteist. Sellised fondid kaasati valimisse seni kuni need eraldiseisvatena eksisteerisid. Keskmine aastane vaatluste arv oli 769 vaatlust aastas. Kõige enam vaatlusi oli aastal 2014 (859 vaatlust) ning kõige vähem aastal 2007 (504 vaatlust). Fondide jaotus, vaatluste arv ja osakaal valimis riikide kaupa on esitatud tabelis 1. Valimis oli enim Poolasse registreeritud investeerimisfonde (kokku 27) ning kõige vähem Läti omasid (kokku 2).

Lisaks, kõik Leedu investeerimisfondid enam eraldiseisvatena ei eksisteeri, kuid Tšehhi ja Slovakkiasse registreeritustest on kõik senini toimivad. Valimisse kuulunud investeerimisfondide nimekiri on toodud lisas 1. Fondide arv valimis suurenes aastani 2009, peale mida see stabiliseerus ning kohati isegi vähenes. Nüüdseks likvideeritud ja ühendatud fondide arv on peale 2009. a pidevalt vähenenud. Siinkohal võib tuua paralleele 2007-2008. aasta majanduskriisiga, mille tagajärjel olid väga paljud investeerimisfondid hiljem valdkonnast lahkuma sunnitud.

Tabel 1. Valimis olevad investeerimisfondid riikide kaupa

Riik	Fondide arv		Sh likvideeritud ja ühendatud		Vaatluste arv		Vaatluste osakaal valimis	
	kogu	ala	kogu	ala	kogu	ala	kogu	ala
Periood								
Eesti	3	3	1	1	350	282	4,6%	4,5%
Leedu	6	2	6	2	334	132	4,3%	2,1%
Läti	2	1	1	0	141	94	1,8%	1,5%
Poola	27	23	7	3	2094	1746	27,2%	28,1%
Slovakkia	3	3	0	0	360	282	4,7%	4,5%
Sloveenia	12	12	4	4	1274	1049	16,6%	16,9%
Tšehhi	12	12	0	0	1190	991	15,5%	15,9%
Ungari	24	22	11	9	1943	1641	25,3%	26,4%
Kokku	89	78	30	19	7686	6217	100%	100%

Allikas: (Autori koostatud)

Thomson Reuters Eikon'i andmebaasist saadi kuised andmed osakute puhaskväärtuse (NAV) kohta. Selle arvutamiseks on fondi koguvarade (väärtpaberid, raha ning tekkepõhine tulu) turuväärtusest lahutatud kohustused ning saadud tulemus jagatud väljalastud osakute arvuga. Iga fondi kuised tootlused arvutati valemi 2.3 põhjal, kasutades iga kuu viimase päeva NAV-i andmeid.

$$R_{it} = \ln \left( \frac{NAV_{it}}{NAV_{it-1}} \right) \quad (2.3)$$

kus

$R_{it}$  – fondi  $i$  tootlus perioodil  $t$ ,  
 $NAV_{it}$  – fondi  $i$  osaku puhaskväärtus ajahetkel  $t$ ,  
 $NAV_{it-1}$  – fondi  $i$  osaku puhaskväärtus ajahetkel  $t-1$ .

Thomson Reuters Eikoni andmebaas ei sisaldanud informatsiooni fondide brutootluste ning hallatavade varade mahtude kohta. Seega, ei ole võimalik analüüsida portfelli halduri oskuseid saavutada võrdlusindeksist suurem tootlus – piirduakse netootluste uurimisega.

### 2.3. Kirjeldav statistika

Tabelis 2 on välja toodud seletevate muutujate kirjeldav statistika kogu- ning alaperioodi lõikes. Perioodil 2007-2016 olid keskmised riskipreemias madalamad kui alaperioodil. Kõige suurem oli turu riskipreemia, keskmiselt 0,42% kuus. Väikeste- ja väärtusaktiivate poolt loodud riskipreemias olid nullilähedased, kusjuures *HML* keskmine tulemus isegi negatiivne (-0,01% kuus). See võib tähendada, et väärtuspreemia on oma tähtsust kaotamas. Aktiivate inertsiiga kaasnev riskipreemia oli koguperioodi lõikes keskmiselt 0,29% kuus. Madalad standardhälbed viitavad, et nende väärtused on keskmistele küllalt lähedale koondunud. Lisaks, *SMB*, *HML* ja *MOM* keskmised ei erine statistiliselt oluliselt nullist ning  $R_m - R_f$  ühest.

Tabel 2. Nelja seletava faktori kirjeldav statistika

Perioodil 2007 – 2016	$R_m - R_f$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>MOM</i>
Keskmine riskipreemia (% kuus)	0,42	0,02	-0,01	0,29
Standardhälve (%)	4,85	1,49	1,76	3,80
Dispersiooni inflatsioonitegur (VIF)	1,18	1,02	1,24	1,36
Perioodil 03.2009 – 2016	$R_m - R_f$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>MOM</i>
Keskmine tootlus (% kuus)	1,20	0,09	0,07	<0,00
Standardhälve (%)	4,23	1,42	1,77	3,89
Dispersiooni inflatsioonitegur (VIF)	1,22	1,01	1,22	1,38

Allikas: (Autori arvutused French 2017 põhjal)

Nagu võiks arvata, on peale struktuurse muutuse murdepunkti (st alaperioodil 03.2009-2016) muutujate keskmine riskipreemia suurem. Erandiks on siinkohal inertsi efekt (*MOM*), mille keskmine väärtus vähenes peaaegu nullini. See tendents avaldub ka lisa 4 oleval joonisel, kus on näha kriisiaastate mõju eksogeensetele muutujatele. Trendi paremaks



vaatlemiseks on muutujate aegriidade kõrval välja toodud ka 11 kuu libisevad keskmised. Turu üldist muutust esindab turu riskipremia ( $R_m - R_f$ ) graafik, kus eristub selgelt langus ja taastumine. Kriisijärgselt on väikeste aktsiate kasv kiirem kui suuritel. See väljendub nende hoidmisest tuleneva premia suurenemisel, millele lisas 4 oleval joonisel viitab *SMB* järsk tõus. Väärtusaktsiate riskipremia on kogu perioodi jooksul küllaltki volatiilne. Lisaks, *MOM* faktori olemust võib graafikult selgelt tõlgendada. Kui teised seletavad muutujad ( $R_m - R_f$ , *SMB*, *HML*) reageerivad majanduskriisile kohe, siis *MOM* puhul toimub see viivitusega ehk kriisist tulenev negatiivne inertis ilmneb järgnevatel perioodidel. Kontrolliti ka seletavate muutujate statsionaarsust, kuid aegread ühikjuurt ei sisaldanud (lisa 5).

Selleks, et sõltuva tunnuse tõlgendus oleks õige, ei tohi sõltumatud muutujad olla omavahel tugevalt seotud. Esmalt uuriti dispersiooni inflatsioonitegureid (VIF), mis kinnitasid muutujate vahelise multikollineaarsuse puudumist (VIF < 10). Seda kinnitavad ka seletavate muutujate vahelised küllaltki madalad korrelatsioonikordajad tabelis 3. Korrelatsiooni statistilist olulisust kontrolliti t-testi ja vastavate kriitiliste väärtuste abil. Statistiliselt oluliselt on turu riskipremia positiivselt seotud väikeste aktsiatega (*SMB*) ning negatiivselt inertsiefektiga (*MOM*). Kõige tugevamat korrelatsiooni teiste faktoritega omab *MOM* ning see on alati negatiivne – mida suurem aktsiate tootluste inertsi mõju, seda vähem mõjutavad portfelli tootlust turu riskipremia ning väiksesed- ja väärtusaktsiad. Alaperioodi iseloomustasid väga sarnased korrelatsioonid ning need on välja toodud lisas 6.

Tabel 3. Nelja seletava faktori korrelatsioonimaatriks

Periood 2007 – 2016				
	$R_m - R_f$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>MOM</i>
$R_m - R_f$	1,000			
<i>SMB</i>	0,071	1,000		
<i>HML</i>	0,225**	-0,094	1,000	
<i>MOM</i>	-0,382***	-0,047	-0,420***	1,000

Märkused: \*\*\* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,01; \*\* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,05; \* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,1.

Allikas: (Autori arvutused French 2017 põhjal)

Tabelis 4 on esitatud fondide keskmise portfelli ülevaatlikud andmed kogu- ja alaperioodi lõikes. Keskmise portfelli tootlus on igal kuul võrdne sellel kuul valimisse kuulunud fondide tootluste aritmeetilise keskmisega. Tabelis olevad andmed kinnitavad

alaperioodi kasutamise vajadust. Keskmise portfelli keskmine tootlus koguperioodi lõikes oli kõigest 0,02% kuus, kuid kriisiaastate väljajätmisel tõusis sama näitaja 0,62%-ni kuus. Lisaks näitab vähenenud standardhälve, et alaperioodi kasutades saab portfelli tõetruumalt iseloomustada, kuna vaatluspunktid asuvad lineaarsele regressioonjoonele lähemal. Riskivaba intressimäära arvestades leitud Sharpe'i ja Treynor'i suhtarvud viitavad samuti kriisiaastate eemaldamise vajadusele. Koguperioodil oli riskiga korrigeeritud tootlus negatiivne, kuid vaid alaperioodi hõlmates tulevad järelused teistsugused.

Tabel 4. Keskmise portfelli tootluste kirjeldav statistika

Periood	Keskmine tootlus, % kuus	Standardhälve	Maksimum, % kuus	Miinumum, % kuus	Sharpe'i suhtarv	Treynor'i indeks
2007 – 2016	0,02	3,61	8,74	-17,64	-0,01	-0,05
03.2009 – 2016	0,62	2,80	8,90	-8,51	0,22	1,07

Allikas: (Autori arvutused)

Tabel 5. Fondide keskmised tootlused riikide lõikes, % kuus

Riik	2007 – 2016	03.2009 – 2016
Eesti	-0,04	0,77
Leedu	-0,01	0,81
Läti	-0,22	0,50
Poola	-0,02	0,53
Slovakkia	0,00	0,47
Sloveenia	0,09	0,72
Tšehhi	0,05	0,76
Ungari	0,06	0,56

Allikas: (Autori arvutused)

Tabelis 5 on esitatud valimisse kuulunud fondide keskmised tootlused riikide kaupa. Kõige suurema keskmise tootlusega olid koguperioodil Sloveenia ning alaperioodil Leedu fondid. Balti fondide keskmised olid kriisiaastate kaasamisel halvimal, kuid alaperioodil pigem suurimate seas. See tähendab, et keskmiselt kaotasid Balti riikide fondide investorid kriisiaastatel enim vara, kuid majanduse tavaolukorras ka võidavad rohkem.

### 3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED

#### 3.1. Tulemuslikkuse hindamine

Fama, Frenchi (1993) ja Carharti (1997) mudelite põhjal hinnati valimisse kuulunud investeerimisfondide tootluseid ning seda mõjutavaid tegureid vähimruutude meetodil. Esialgse hindamise käigus selgus, et paljude saadud regressioonmudelite jääkliikmete seas esines heteroskedastiivus ja autokorrelatsioon (lisa 7). Autokorrelatsiooni testimiseks kasutati Breusch-Godfrey testi ning heteroskedastiivsuse kontrollimiseks White'i testi. Lähtuvalt leitud kohandati mudeleid Newey-West standardvigadega, mis arvestavad jääkliikmete heteroskedastiivsuse ja autokorrelatsiooniga. Lisaks ei allunud paljud juhuslikud liikmed normaaljaotusele (lisa 7), mida kontrolliti D'Agostino, Belanger'i, ja D'Agostino asümmeetria-ekstsessi testiga. Antud juhul ei ole see nii suureks probleemiks, kuna töö peamiste tulemuste (fondijuhtide oskuste) leidmiseks kasutatav *bootstrap* simulatsioon võimaldab teha järeldusi ka normaaljaotusele mitte-alluvate jaotuste puhul. Individuaalsete fondide hindamisel saadud maksimum ja miinimum ning keskmised tulemused on esitatud lisa 8 olevates tabelites. Lisaks on seal välja toodud nende investeerimisfondide osakaal, mille puhul olid hinnatud muutujad statistiliselt olulised 5% ja 10% olulisuse nivoodel.

Nagu võis arvata, oli mõlema perioodi ning mudeli puhul peaaegu kõikide fondide avatus tururiskile ( $\beta_i$ ) oluline, kuid sama ei saa väita väikeste- ( $\gamma_i$ ), väärtus- ( $\delta_i$ ) ja inertsiefekti tekitavate aktsiate ( $\varphi_i$ ) kohta. Koguperioodi (2007-2016) puhul on nii kolme- kui ka nelja muutujaga mudeliga hinnates 5% nivool vaid 12,36% investeerimisfondidest avatud suuruse efektile. Tururiski järel mõjutavad kõige rohkemaid valimis olevaid fonde väärtusaktsiad, kuid ka selle muutuja statistiline olulisus on individuaalsete investeerimisfondide hulgas madal. Kuigi 10% olulisuse nivoo kasutamine suurendab muutujate olulisuse osakaalu märgatavalt, on ka sellel juhul need näitajad üldiselt siiski madalad. Lisaks, neljanda seletava muutuja (*MOM*) lisamisel väheneb võrreldes kolme muutujaga mudeliga just väärtusaktsiate (*HML*) olulisus. Samas on *MOM* statistiliselt oluline kõige väiksema arvu

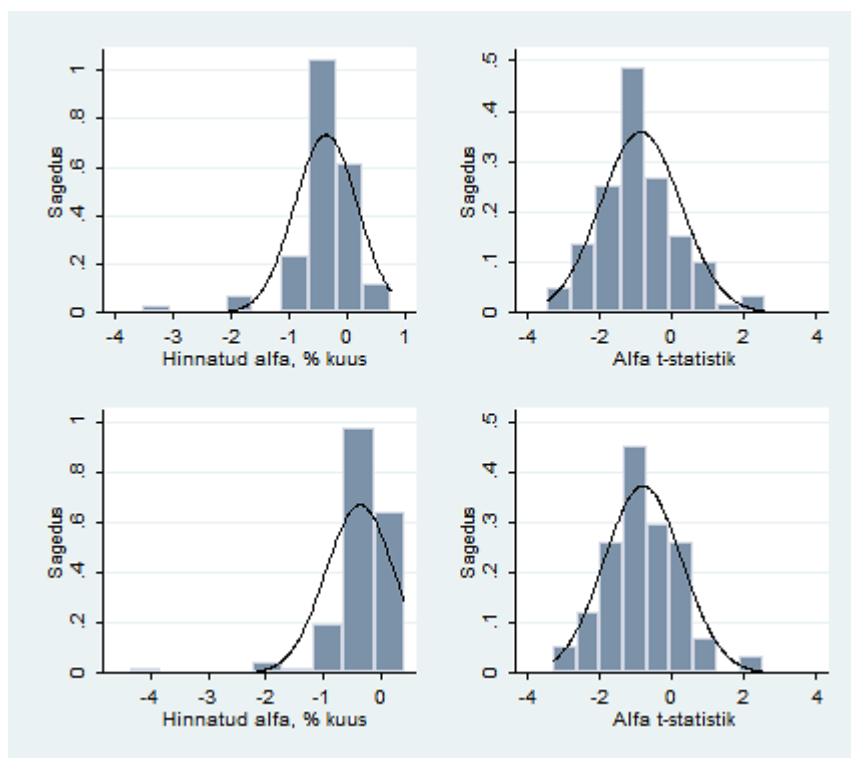
investeeringufondide seas. Näiteks perioodil 2007-2016 leidub vaid 8,99% fonde, mille jaoks on inertsiefektist tulenev riskipremia statistiliselt oluline 95% tõenäosusega.

Võrreldes koguperioodi ja alaperioodi on muutujate olulisuse üldine struktuur üsna sarnane. Seletavate faktorite statistiline olulisus jääb individuaalseid fonde eraldi hinnates madalaks. Erandiks on siinkohal turu riskipremia, mille olulisus alaperioodil küündib 100%-ni. Samas erinevad need kaks perioodi selle poolest, et alaperioodil on kõige vähem olulisem muutuja peale murdepunkti 5% nivool *SMB*.

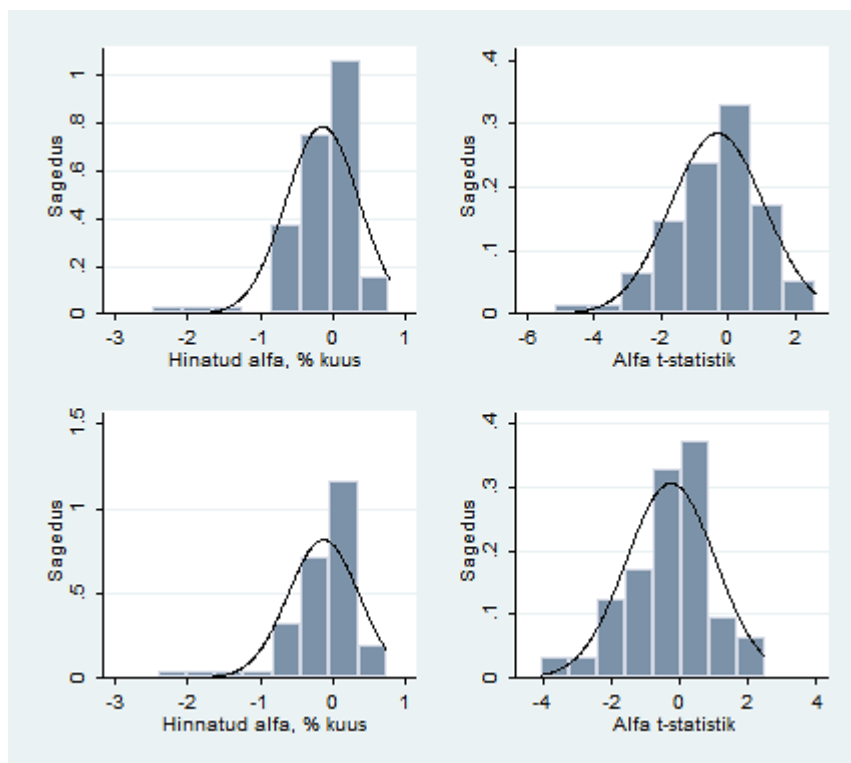
Seletavate muutujate keskmised kordajad on mõlema perioodi jaoks mõlema mudeliga hinnates madalad. Kusjuures erisused kolme- ja nelja muutujaga mudeli puhul ei ole sama perioodi lõikes märgatavad, mis tuleneb neljanda muutuja *MOM* väga madalast keskmisest kordajast. Lisaks on huvitav asjaolu, et selle väärtus on nii kogu- kui alaperioodi jaoks alati -0,02. Kõige suurema koefitsiendiga on alati turu riskipremia. Lisaks võib näha, et eksogeensete muutujate minimaalsed väärtused on peale majanduskriisi (st perioodil 03.2009-2016) tunduvalt kõrgemad, kuid siiski negatiivsed. Samas viib keskmise näitaja alla see, et ka maksimumväärtused on sellel perioodil madalamad.

Vähemalt individuaalsete fondide keskmiste põhjal näib, et fondijuhtide seas ei esine erilisi positiivseid oskuseid. Seda mõõdab vabaliige ehk alfa, mille keskmine kordaja on kõigi nelja erineva mudeli ja perioodi kombinatsiooni puhul negatiivne. Antud tendentsi võib näha ka joonistel 4 ja 5, kus on välja toodud individuaalsete fondide alfade ning alfa t-statistikute jaotus. Igal graafikul olev pidev joon tähistab normaaljaotust valimiga sama keskmise ja standardhälbe puhul. Joonistelt selgub, et alfade väärtused on jaotunud nullpunkti ümber, olles koguperioodil kallutatud negatiivsele (vasakule) ning alaperioodil positiivsemale (paremale) poolele. See toetab ka lisas 8 olevates tabelites väljatoodud tulemusi, mis näitavad alfade keskmise väärtuse mõningast suurenemist alaperioodil.

Jooniselt 4 ja 5 nähtub, et ka alfa t-statistikute läbilõiked ei allu normaaljaotusele. Võrreldes alfadega on  $t(\alpha)$ -d küll ühtlasemalt jaotunud, ei ole siiski tegu normaaljaotustega. Kõigi mudelite ja perioodide puhul asub mood normaaljaotusest kõrgemal ning jaotuste mõlemas sabas esineb ekstreemseid väärtusi. Sarnaselt alfade jaotusele iseloomustab koguperioodi positiivne asümmeetria ning alaperioodi negatiivne. Lisaks, nii kolme- kui nelja muutujaga mudelite alusel hinnatud alfade ja alfa t-statistikute jaotus on perioodi lõikes üpris sarnane, mis selgitab ka vastavate keskmiste väärtuste marginaalseid erinevusi.



Joonis 4. Kolme- (ülemine) ja nelja (alumine) muutujaga mudelite põhjal hinnatud individuaalsete fondide alfade ning alfa t-statistikute histogrammid, 2007 – 2016  
Allikas: (Autori koostatud)



Joonis 5. Kolme - (ülemine) ja nelja (alumine) muutujaga mudelite põhjal hinnatud individuaalsete fondide alfade ning alfa t-statistikute histogrammid, 03.2009 – 2016  
Allikas: (Autori koostatud)

Individuaalsete investeerimisfondide tootluste alusel koostatud keskmise portfelli hindamiste tulemused on välja toodud tabelites 6 ja 7. Hindamiste täielikud väljavõtted on saadaval lisas 9. Tabelis on toodud netootlustused ehk see, mille investor realselt kätte saab. Turu riskipremia kordaja  $\beta_i$  on koguperioodi puhul 0,67 ning alaperioodil 0,57-0,58 ning on alati statistiliselt oluline nivool 0,01.

Tabel 6. Keskmise portfelli hindamise tulemused kahe mudeliga, 2007-2016

	$12 \cdot \alpha_i$	$\alpha_i$	$\beta_i$	$\gamma_i$	$\delta_i$	$\varphi_i$	$R^2$
Kolme muutujaga mudel							0,794
Koefitsient	-3,84	-0,32*	0,67***	0,18**	-0,24*	-	
Standardhälve	-	0,17	0,06	0,08	0,13	-	
Nelja muutujaga mudel							0,795
Koefitsient	-3,72	-0,31*	0,67***	0,18**	-0,26*	-0,03	
Standardhälve	-	0,16	0,06	0,08	0,15	0,04	

Märkused: \*\*\* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,01; \*\* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,05; \* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,1.

Allikas: (Autori arvutused)

Tabel 7. Keskmise portfelli hindamise tulemused kahe mudeliga, alaperiood 03.2009-2016

	$12 \cdot \alpha_i$	$\alpha_i$	$\beta_i$	$\gamma_i$	$\delta_i$	$\varphi_i$	$R^2$
Kolme muutujaga mudel							0,758
Koefitsient	-1,08	-0,09	0,58***	0,08	-0,05	-	
Standardhälve	-	0,19	0,06	0,09	0,10	-	
Nelja muutujaga mudel							0,759
Koefitsient	-0,84	-0,07	0,57***	0,08	-0,07	-0,03	
Standardhälve	-	0,19	0,07	0,09	0,10	0,04	

Märkused: \*\*\* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,01; \*\* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,05; \* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,1.

Allikas: (Autori arvutused)

Riskifaktorite analüüsimisel on võimalik teha järeldusi selle kohta, milline on valmisse kuulunud keskmise investeerimisfondi investeerimispoliitika. Koguperioodil positiivne ja oluline  $\gamma_i$  väärtus 0,18 näitab, et fondid hoiavad oma portfellides pigem väikese- kui suure turukapitalisatsiooniga aktsiaid. Seevastu  $\delta_i$  on negatiivne, mis viitab suundumusele eelistada väärtusaktsiatele kasvuaktsiaid. *MOM* kordaja on negatiivne, kuid nullilähedane ja statistiliselt mitteoluline, seega keskmine fond ei ole aktsiate inertsist mõjutatud.

Tabelite 6 ja 7 võrdlemisel järeldub, et alaperioodil oli fondide tootlus keskmiselt parem, mis on eeldatav 2007-2008. aastal toimunud majanduskriisi ja aktsiaturgude kokkukukkumise tõttu. Lisaks näib, et langusperioodi järgselt muutub fondide avatus erinevatele riskifaktoritele. Erandiks on siinkohal *MOM*, mille kordaja jääb endiselt -0,03 juurde ja statistiliselt ebaoluliseks. Alaperioodil vähendas keskmine fond avatust väikese turukapitalisatsiooniga aktsiatele, millele viitab *SMB* kordaja vähenemine 0,08%-ni. Seega võib öelda, et keskmiselt suurendasid KIE aktsiafondid investeerimisportfellis suuremate aktsiate osakaalu. See võis toimuda majanduskriisist tuleneva ebakindluse tõttu, kuna suurte aktsiate tootlus ei kõigu majanduse faasidel nii suure amplituudiga kui väikeste oma. Seevastu *HML* muutuja kordaja  $\delta_i$  on alaperioodi puhul ligi 80% suurem (0,19 võrra), kuid endiselt negatiivne. See viitab fondide investeerimispoliitika suundumusele vähendada avatust kasvu- ning suurendada väärtusaktsiatele. Samas on oluline ära märkida, et alaperioodil ei ole keskmise portfelli hindamisel enam ühegi muutuja kordaja, peale turu riskipremia ( $R_m - R_f$ ) statistiliselt oluline. See tähendab, et paljud valmisse kuulunud investeerimisfondid ei ole oma varade juhtimisel järginud muud stiili peale suhtelise tururiski võtmise

Netootluste kasutamisel ütleb vabaliige, kas keskmisel aktiivse fondi juhil on piisavalt oskusi, et genereerida fondi halduskulusid ületavat tootlust (Fama, French 2010, 1921). Positiivne ja statistiliselt oluline vabaliige annab aimu oskustest, kuid negatiivne ja statistiliselt oluline alfa viitab oskamatussele. Tabeli 6 põhjal saab väita, et Fama-Frenchi (1993) mudeli alusel hinnatuna saavutab keskmine fond negatiivse alfa ehk -3,84% aastas. Carharti (1997) nelja muutujaga mudeli põhjal on tulemus väga sarnane, -3,72% kuus. Mõlemal juhul on vabaliikmed ka statistiliselt olulised. Seega saab väita, et investeerimisfondide tulemuslikkus on pigem kehv ning keskmine fondijuht ei suuda pakkuda piisavalt tootlust, et isegi fondi kulusid katta. Olukord muutub kriisijärgselt (tabel 7), kus alfa on ebaoluline ning jääb kolme muutujaga mudeli puhul aastas -1,08% ning neljanda faktori lisamisel -0,84% juurde. Statistiline ebaolulisus tähendab, et muutuja ei erine oluliselt nullist. Väga madalate ja ebaoluliste vabaliikmete tõttu ei saa alaperioodi puhul tõestada, et aktiivse juhtimise tõttu fondi tootlus halveneks või paraneks. Üldiselt võib tabelite 6 ja 7 põhjal väita, et keskmine aktiivselt juhitud fond ei suuda pakkuda võrdlusindeksist suuremat tootlust. Samas, oskuslike fondijuhtide saavutatud tulemuslikkuse võivad keskmises portfellis varjata mitte-oskuslike fondijuhtide tunduvalt madalamad tootlused.

### 3.2. Õnne eraldamine oskustest

Käesoleva alapeatüki esimene pool keskendub individuaalsetele fondidele ning viimane osa valimisse kuulunud KIE aktiivselt juhitud fondidele üldiselt. Eelmises alapeatükis kirjeldatud tulemustest on selge, et valimisse kuulunud fondid on pigem negatiivsete alfadega – erinevate mudelite ja perioodide absoluutne miinimumväärtus oli -4,34% kuus. Samaväärselt ekstreemseid positiivseid vabaliikmeid ei esinenud, absoluutseks maksimumiks oli 0,80% kuus. Seega tuleks käesoleva magistritöö kontekstis rääkida pigem ebaõnnest kui õnnest.

Lisades 10 ja 11 on välja toodud *bootstrap* simulatsiooni tulemused, kui individuaalsed investeerimisfondid on reastatud tavalise regressioonmudeli alusel hinnatud alfa t-statistikute põhjal protsentiilidesse. Esimeses tulbas on protsentiiliks oleva fondi järjekorranumber alfa t-statistikute alusel moodustatud paremusjärjetuses. Protsentiilidele vastavate fondide tegelikud alfa t-statistikud on toodud neljandas tulbas („Tegelik  $t(\alpha)$ “). „Sim  $t(\alpha)$ “ tähistab konkreetsele protsentiilile vastavate simuleeritud  $t(\alpha)$ -de keskmist väärtust. Tulp „%<Tegelik“ esindab vastaval protsentiilil 999-st simuleeritud  $t(\alpha)$ -st nende osakaalu, mis on tegelikust (reaalandmete põhjal leitud) alfa t-statistikust väiksemad. Tabeli ülemises pooles ehk positiivsete  $t(\alpha)$ -de puhul viitab kõrge protsentuaalne väärtus (5% nivool vähemalt 95%) oskuste olemasolule. Alumises osas ehk negatiivsete väärtustega  $t(\alpha)$ -de juures tähistab madal tulba väärtus (5% nivool maksimaalselt 5%) oskamatust ehk negatiivseid oskuseid.

Lisas 10 on esitatud Fama-Frenchi (1993) kolme muutujaga mudeli põhjal teostatud simulatsiooni tulemused nii kogu- kui alaperioodi lõikes. Tabeli vaatlemisel avaldub eelnevas alapeatükis kirjeldatud tulemuste kinnitumine. Koguperioodi hõlmates on enamus alfa t-statistikud ja seega ka alfad negatiivsed, kuid alaperioodi puhul väheneb nende osakaal 50%-ni. Aastate 2007 kuni 2016 hõlmamisel oli kõige parema fondi tegelik alfa t-statistik 2,56, kuid simulatsiooni alusel leitud  $t(\alpha)$ -de keskmine väärtus sellel protsentiilil oli kõrgem: 3,18. Lisaks, 999-st simuleeritud alfa t-statistikust oli fondi tegelik  $t(\alpha)$  kõigest 31,13% juhtudel kõrgem. Selle alusel saab väita, et kehtib nullhüpotees ning parima fondi alfa t-statistik on saavutatud õnne abil. Liikudes sama perioodi vaatlemisel tabelis allapoole selgub, et positiivsete  $t(\alpha)$ -de puhul ei saa ühelgi korral oskuste olemasolu kinnitada, kuna *bootstrap*'i alusel leitud  $t(\alpha)$  väärtused on tegelikest suuremad ning jäävad statistiliselt ebaoluliseks.



Näiteks 95-nda protsentiili tegelik  $t(\alpha) = 0,85$  on tunduvalt madalam kui simulatsioonide keskmine 1,78. Vaid paremuselt teise fondi tegelik  $t(\alpha)$  oli kõrgem kui simulatsioonide keskmine ning ületas 62,46% juhtudest simuleeritud  $t(\alpha)$ -sid, kuid ka see ei ole statistilise olulisuse jaoks piisavalt kõrge protsent. Alfa t-statistikute vasakpoolses jaotuse sabas oleva halvima fondi tegelik  $t(\alpha)$  võrdub -3,43 ning vastav simuleeritud  $t(\alpha)$ -de keskmine väärtus -2,64. Rea viimases lahtris olev väärtus tähendab, et 11,21% kõikidest 999-st simuleeritud  $t(\alpha)$ -st olid väiksemad kui -3,43. Seega võiks halvima fondi osas eeldada oskamatuses esinemist, kuid viimane tulp ei kinnita järelduse statistilist olulisust. Järelikult saavutas halvim fond nii madala t-statistiku juhuse tagajärjel. Alates 2-st kuni 80-nda protsentiilini leiab kinnitust sisukas hüpotees (H1). See tähendab, et tegelikud  $t(\alpha)$ -d on pidevalt negatiivsemad kui simuleeritud keskmised ning statistiliselt kinnitavad seda ka viimase tulba („%<Tegelik“) madalad väärtused. Seega võiks järeldada, et perioodil 2007 kuni 2016 on enamikel fondidel halvad väärtpaberite valimise oskused. Samas tuleb siinkohal arvesse võtta vaadeldava perioodi sisse jäänud majanduskriisi, mis võib teatud järeldusi oluliselt mõjutada. Selle tõttu on tabelis välja toodud ka tulemused peale struktuurse muutuse esinemist ehk perioodil 03.2009 kuni 2016.

Lisas 10 oleva tabeli parempoolsema osa vaatlemisel näib, et kriisiaastate eemaldamisel üldpilt muutub. Nüüd esineb ka tabeli ülemises osas statistiliselt olulisi näitajaid, mis kinnitavad mõningate investeerimisfondide positiivsete oskuste olemasolu. Nii 97-nda kui ka 96-nda protsentiili puhul ületavad tegelikud  $t(\alpha)$ -d simuleeritud  $t(\alpha)$ -de keskmisi väärtuseid ning seda vastavalt 91,99% ja 94,19% juhtudel 999-st. Seega saab kinnitada sisukat hüpoteesi ning väita, et neid protsentiilide esindavate fondide tegelikud alfa t-statistikud on saavutatud fondijuhtide oskuste olemasolu tulemusel. Vaid väga väikse tõenäosusega saaks selliseid  $t(\alpha)$ -sid saavutada vaid juhuse abil. Tabelis allapoole liikudes nähtub, et jaotuse vasakpoolses sabas saab alaperioodil nullhüpoteesi vähem ümber lükata kui koguperioodil. Nüüd kinnitavad andmed negatiivsete oskuste esinemist ka kõige halvema fondi puhul ning sama jätkub kuni 20-nda protsentiilini. Perioodil 2007 kuni 2016 toimus see 80nda protsentiilini. Seega saab väita, et majanduskriisist tulenevad negatiivsed mõjud fondide tootlustele kajastuvad ka käesoleva magistritöö andmetes. Seega, saaks tulemuste usaldusväarsuse tagamiseks paikapidavaid järeldusi teha vaid perioodi 03.2009-2016 alusel.

Carharti (1997) nelja muutujaga mudeli põhjal teostatud simulatsiooni tulemused nii kogu- kui alaperioodi jaoks on esitatud lisas 11. Koguperioodi puhul näivad tulemused olevat

sarnased kolme muutujaga mudeli omadega. Kõige parema fondi tegelik  $t(\alpha)$  on madalam kui simulatsioonide keskmine väärtus. Positiivsetest alfa t-statistikutest ületas simulatsioonide keskmist vaid teist protsentiili esindav fond, kuid see ei ole statistiliselt oluline. Seega kehtib tabeli ülemises otsas nullhüpotees ehk tegelikud  $t(\alpha)$ -d saavutati juhuslikkuse tagajärjel. Liikudes alfa t-statistikute jaotuse vasakule poolele on näha, et nelja muutujaga mudeli alusel hinnates esinevad negatiivsed  $t(\alpha)$ -d ja seega ka alfad 70nda protsentiilini. Sarnaselt eelmises tabelis väljatooduga on küll halvima fondi  $t(\alpha)$  tunduvalt madalam kui simulatsioonide keskmine kuid statistiliselt mitteoluline. Teisest kuni 70-nda protsentiilini jäävad tegelikud  $t(\alpha)$ -d simuleeritust samuti palju negatiivsemateks, kuid on statistiliselt olulised. Koguperioodi põhjal oleksid järeldused sarnased kui Fama-Frenchi (1993) mudelile tuginedes – fondijuhtide seas esineb peamiselt oskamatus. Kuid nagu eelnevast analüüsist selgus, tuleb realistlikumate järelduste formuleerimiseks vaadata majanduskriisijärgset perioodi.

Lisas 11 oleva tabeli parempoolsest osas tuuakse välja tulemused alaperioodi jaoks. Sarnaselt kolme muutujaga mudelile ei ületa ka siin parima fondi tegelik alfa t-statistik simulatsioonide keskmist. See peab paika vaid järjekorras teise, kolmanda ja neljanda investeerimisfondi puhul. Samas, statistiliselt oluliselt (nivool 0,1) saab kinnitada oskuste olemasolu vaid ühel fondil, mis esindab 96-ndat protsentiili. Selle tegelik alfa t-statistik on 2,41 ning simulatsiooni alusel leitud  $t(\alpha)$ -de keskmine väärtus sellel protsentiilil 1,75. Kokku ületas tegelik  $t(\alpha)$  simuleeritud 92,49% juhtudest. Järeldused tabeli alumise poole kohta on kolme muutujaga mudeli omadest veidi erinevad. Negatiivseid oskusi võib seekord täheldada kuni 10-nda protsentiilini, kui kolme muutujaga mudeli puhul sai seda teha 20-nda protsentiilini. Kahe mudeli tulemuste sarnasus peitub selles, et nullhüpoteesi saab mõlemal juhul alaperioodil vähem ümber lükata kui koguperioodil. Lisaks, hõlmamata kriisiperioodi 2007 kuni 2009 veebruar, saab kinnitada kõige halvema fondi oskuste puudumist. *Bootstrap* simulatsioon suutis vaid 4,40%-il juhul 999-st genereerida madalamad  $t(\alpha)$  väärtused kui -4,04. Ka lisas 11 kirjeldatud andmete põhjal saab väita, et koguperioodil tekib kaldumine negatiivsete alfade poole, mis on suuremas osas põhjustatud majanduskriisist.

Lähtudes Kosowski et al. (2006) metoodikast ning võrdlusmomendi toomisest, on lisades 12 ja 13 olevates tabelites reastatud fondid tegelike alfa t-statistikute asemel alfade alusel ning tulba „%<Tegelik“ väärtused põhinevad simuleeritud alfade põhjal. Alfade ja  $t(\alpha)$  jaotuse kasutamise erinevus väljendub tulemustes nii, et esimesel juhul ei kinnitata positiivsete oskuste olemasolu mitte ühegi valmisse kuulunud fondi puhul. Samas on

järeldused oskamatusse kohta küllalt sarnased. Alaperioodil esineb Fama-Frenchi (1993) mudeli kasutamisel negatiivseid oskusi kuni 20-nda protsentiilini ning Carharti (1997) mudeli puhul 10-nda protsentiilini. Koguperioodil lükatakse alfade jaotuse vasakus ehk negatiivses sabas nullhüpotees ümber kõigi, kaasa arvatud kõige halvemate fondide jaoks. Samas, alfa t-statistikute jaotuse kasutamisel kehtis koguperioodi minimaalsete väärtuste jaoks nullhüpotees ehk ekstreemselt negatiivsed väärtused põhjustas ebaõnn.

Täpsema ülevaate negatiivsete ja positiivsete oskuste ning oskamatusse esinemise kohta annavad tabelid 8 ja 9, milles on esitatud tulemused tuginedes kolmele erinevale moodsikule. Peamiste ja kõige tõetruumate järelduste tegemiseks tuleb siiski arvesse võtta vaid simuleeritud  $t(\alpha)$ -de jaotust, mida kajastavad tabelite kaks viimast tulp (*„Bootstrap  $t(\alpha)$ “*). Samas on võrdlusmomenti pakkumiseks esitatud ka tulemused põhinedes regressioonmudeli alusel leitud  $t(\alpha)$ -le (*„Parameetiline  $t(\alpha)$ “*) ning simuleeritud alfade jaotusele (*„Bootstrap  $\alpha$ “*).

Tabel 8. Fondijuhtide oskused koguperioodi (2007-2016) põhjal

2007 – 2016	Parameetiline $t(\alpha)$		<i>Bootstrap <math>\alpha</math></i>		<i>Bootstrap <math>t(\alpha)</math></i>	
	5%	10%	5%	10%	5%	10%
Kolme muutujaga mudel						
Positiivsed oskused	2,25%	2,25%	0%	0%	0%	0%
Negatiivsed oskused	13,48%	17,98%	80,90%	80,90%	78,65%	79,78%
Õnn	84,27%	79,78%	19,10%	19,10%	21,35%	20,22%
Nelja muutujaga mudel						
Positiivsed oskused	2,25%	2,25%	0%	0%	0%	0%
Negatiivsed oskused	12,36%	20,22%	76,40%	76,40%	74,16%	75,28%
Õnn	85,39%	77,53%	23,60%	23,60%	25,84%	24,72%

Allikas: (Autori arvutused)

Koguperioodil on negatiivsete oskuste osakaal märkimisväärselt suurem, kuid nagu eelnevalt mainitud põhjustas selle majanduskriisi aastate hõlmamine. Seega on tabel 8 pigem indikatsiooniks näitamaks, kuidas majanduse erakordsed sündmused ja struktuurse muutuse eiramine võivad tulemusi mõjutada. Vaadetes vaid alaperioodi selgub, et positiivseid oskuseid saab kolme muutujaga mudeli põhjal kinnitada 0,1 olulisuse nivool vaid 2,56% kõikidest fondidest, mis absoluutarvudena väljendades tähendab kahte fondi 78-st. Samas nelja muutujaga mudeli põhjal esines positiivseid oskusi vaid ühel fondil, mis moodustab valimist 1,28%. Seevastu võib näha kallutatust negatiivsete oskuste poole. Alaperioodil kinnitasid

kolme muutujaga mudelile põhinevad *bootstrap* simuleeritud  $t(\alpha)$ -d, et nivool 0,1 omab 20,51% investeerimisfondidest negatiivseid oskusi. Teisisõnu 16 fondijuhti 78-st hakkavad silma oma oskuste puudumisega ehk oskamatu väärtpaberite valikuga. Nelja muutujaga mudeli alusel oli sama näitaja mõnevõrra väiksem – 12 fondi ehk 15,38% alavalimist. Üldjuhul domineerib KIE riikide aktiivselt juhitud aktsiafondide seas siiski õnn ehk nende tulemuslikkus on väga suures osas saavutatud juhuslikkuse tagajärjel.

Simuleeritud alfade jaotuse alusel oleksid hinnangud tulnud teistsugused. Sellisel juhul ei oleks mitte ühegi fondi puhul täheldatud positiivseid oskuseid ning samal ajal suureneks oskamatus osakaal. Tavaline regressioonmudel leiaks rohkem oskuslikke fondijuhte ning enamasti vähem negatiivseid oskusi.

Tabel 9. Fondijuhtide oskused alaperioodi (03.2009-2016) põhjal

03.2009 – 2016	Parameetiline		<i>Bootstrap</i> $\alpha$		<i>Bootstrap</i> $t(\alpha)$	
	5%	10%	5%	10%	5%	10%
Kolme muutujaga mudel						
Positiivsed oskused	4,49%	5,62%	0%	0%	0%	2,56%
Negatiivsed oskused	11,24%	12,36%	17,95%	29,49%	17,95%	20,51%
Õnn	84,27%	82,02%	82,05%	70,51%	82,05%	76,92%
Nelja muutujaga mudel						
Positiivsed oskused	4,49%	4,49%	0%	0%	0%	1,28%
Negatiivsed oskused	10,11%	13,48%	12,82%	19,23%	15,38%	15,38%
Õnn	85,39%	82,02%	87,18%	80,77%	84,62%	83,33%

Allikas: (Autori arvutused)

Tabelites 10 ja 11 on välja toodud  $t(\alpha)$ -de põhjal parimad ja halvimal viisil ning kõik kuus alavalmisse kaasatud Balti riikidesse registreeritud investeerimisfondid. Esimeses tulbas olev number väljendab fondi asukohta paremusjärjestuses ( $n = 1, \dots, 78$ ). Kaasatud on vaid alaperioodi tulemused, kuna koguperioodi põhjal ei saa usaldusväärseid järeldusi teha. Mitte ühegi Balti riigi fondi puhul ei täheldatud positiivseid oskusi. Samas negatiivsete oskustega oli üks aktiivne Läti ning üks ühendatud Leedu fond. Ülejäänute tulemuslikkus on saavutatud õnne abil. Märkimisväärne on, et Balti fondidest parimad – SEB Actively Managed Fund Portfolio 100 ja SEB Active Fund of Funds on nüüdseks likvideeritud. Lisaks on huvitav, et nelja muutujaga mudeli alusel ainus oskuslik fond ei ole seda kolme muutujaga mudeli põhjal ning vastupidi.

Tabel 10. Parimate, halvimate ning Balti riikide investeerimisfondide oskused, kolme muutujaga mudel

Kolme muutujaga mudel, periood 03.2009 – 2016				
jrk	fond	riik	staatus	järeldus
1	Concorde Nemzetkozi Reszveny	Ungari	aktiivne	+
2	BPH Selektyny	Poola	aktiivne	+
3	QUANTIS Novekedesi HUF Vegyes	Ungari	likvideeritud	+
4	Arka Platinum Stabilny	Poola	aktiivne	+
5	OTP Omega Fejlett Piaci Reszveny	Ungari	aktiivne	+
27	SEB Actively Managed Fund Porfolio 100	Leedu	likvideeritud	+
29	SEB Active Fund of Funds	Eesti	likvideeritud	+
32	Swedbank Fund of Funds 100	Eesti	aktiivne	+
62	LHV World Equities Fund	Eesti	aktiivne	–
69	Finasta World Equity Fund of Funds	Leedu	ühendatud	–
73	AB.LV Global USD ETF Fund	Läti	aktiivne	–
74	QUANTIS Globalis USD Fejlett Piaci Reszveny	Ungari	likvideeritud	–
75	SPORO Globalny akciovy fond fondov	Slovakkia	aktiivne	–
76	QUANTIS Oroszorszag EUR Reszveny	Ungari	likvideeritud	–
77	Subfundusz Globalny Akcji	Poola	aktiivne	–
78	KD New Energy Equity	Sloveenia	ühendatud	–

Märkused: + positiivne alfa ja  $t(\alpha)$ ; – negatiivne alfa ja  $t(\alpha)$ ; rohelised lahtrid tähistavad positiivsete oskustega fonde 10% nivool; roosad lahtrid tähistavad negatiivsete oskustega fonde 10% nivool.

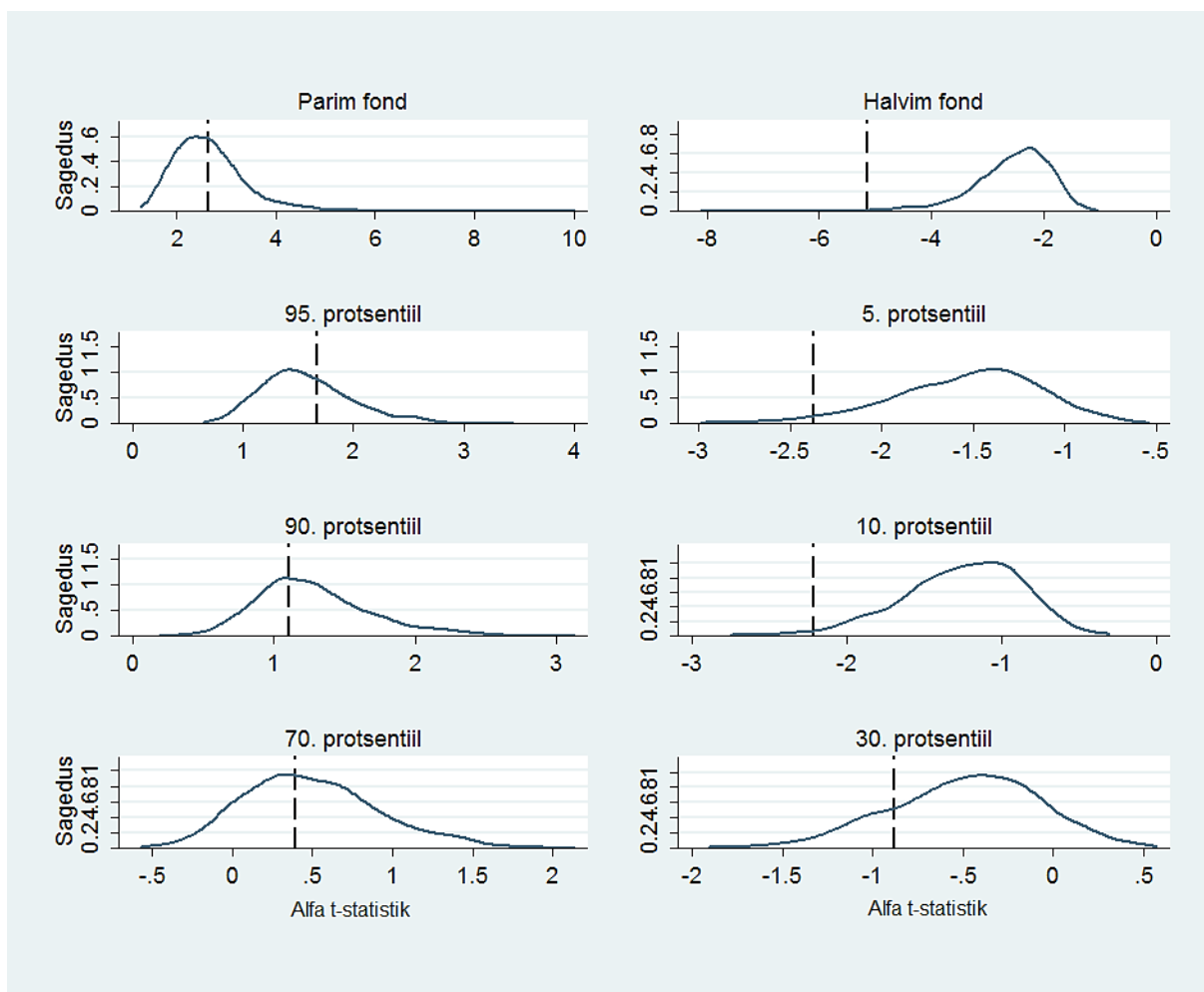
Allikas: (Autori koostatud)

Tabel 11. Parimate, halvimate ning Balti riikide investeerimisfondide oskused, nelja muutujaga mudel

Nelja muutujaga mudel, periood 03.2009 – 2016				
jrk	fond	riik	staatus	järeldus
1	QUANTIS Novekedesi HUF Vegyes	Ungari	likvideeritud	+
2	BPH Selektyny	Poola	aktiivne	+
3	Arka Platinum Stabilny	Poola	aktiivne	+
4	Concorde Nemzetkozi Reszveny	Ungari	aktiivne	+
5	OTP Omega Fejlett Piaci Reszveny	Ungari	aktiivne	+
22	SEB Actively Managed Fund Porfolio 100	Leedu	likvideeritud	+
28	SEB Active Fund of Funds	Eesti	likvideeritud	+
30	Swedbank Fund of Funds 100	Eesti	aktiivne	+
64	LHV World Equities Fund	Eesti	aktiivne	–
69	Finasta World Equity Fund of Funds	Leedu	ühendatud	–
73	AB.LV Global USD ETF Fund	Läti	aktiivne	–
74	Fond zive planety CP INVEST	Tšehhi	aktiivne	–
75	QUANTIS Oroszorszag EUR Reszveny	Ungari	likvideeritud	–
76	SPORO Globalny akciovy fond fondov	Slovakkia	aktiivne	–
77	Subfundusz Globalny Akcji	Poola	aktiivne	–
78	KD New Energy Equity	Sloveenia	ühendatud	–

Märkused: + positiivne alfa ja  $t(\alpha)$ ; – negatiivne alfa ja  $t(\alpha)$ ; rohelised lahtrid tähistavad positiivsete oskustega fonde 10% nivool; roosad lahtrid tähistavad negatiivsete oskustega fonde 10% nivool.

Allikas: (Autori koostatud)



Joonis 6. *Bootstrap*'iga simuleeritud alfa t-statistikute jaotus erinevatel protsentiilidel (kolme muutujaga mudel, alaperiood 03.2009 – 2016)

Allikas: (Autori koostatud)

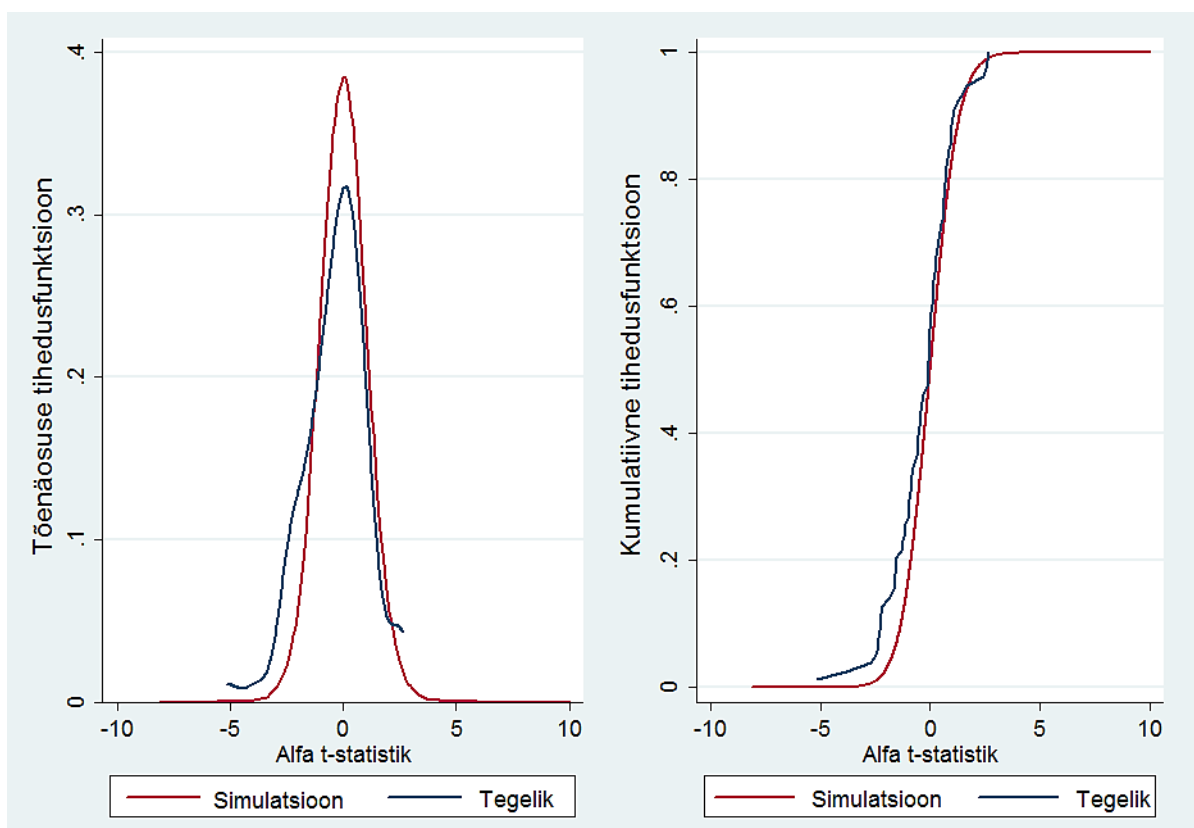
Joonis 6 ja lisa 14 olev joonis näitavad alfa t-statistikute jaotust läbilõigete erinevatel protsentiilidel kasutades vaid perioodi 03.2009 kuni 2016, kuna struktuurse muutuse tõttu ei saa koguperioodi põhjal oskuste kohta usaldusväärseid järeldusi teha. Igal graafikul tähistab vertikaalne punktiirjoon vastavat protsentiili esindava fondi tegelikku ehk vähimruutude meetodil leitud  $t(\alpha)$  väärtust. Seda võrreldakse simuleeritud  $t(\alpha)$  jaotusega (pidev joon). Joonisel 6 on Fama-Frenchi (1993) kolme muutujaga mudeli alusel saadud tulemused ning lisa 14 välja toodud graafik Carharti (1997) nelja muutujaga mudeli põhjal. Näiteks joonisel 6 olev esimene graafik väljendab parima fondi alfa t-statistikute jaotust kõigi 999 *bootstrap* simulatsiooni lõikes. Mood paikneb seal ligikaudu 2,1-2,2 juures, kuid jaotust iseloomustab positiivne asümmeetria. Kokkuvõttes varieeruvad simuleeritud  $t(\alpha)$ -de väärtused umbes ühest kuni ekstreemsetel juhtudel isegi kümneni. Kuigi üldiselt on enamus simuleeritud väärtuseid

tegelikust  $t(\alpha)$ -st (2,64) madalamad, viivad protsentiili keskmise (2,68) niivõrd kõrgeks jaotuse paremas sabas olevad ekstreemsed väärtused. Joonisel 6 esindab 95. protsentiil juhtu, kus simulatsioonide keskmine  $t(\alpha)$  on küll madalam kui tegelik  $t(\alpha)$ , kuid seda ületavate väärtuste osakaal (63,66%) ei ole piisav statistilise olulisuse kinnitamiseks (nivool 0,1 vähemalt 90%). Seevastu negatiivseid alfa  $t$ -statistikuid kirjeldavad graafikud („Halvim fond“; „5. Protsentiil“; „10. Protsentiil“) piltlikustavad olukorda, kus tegelikust madalamate simuleeritud  $t(\alpha)$  osakaal on piisavalt madal lükkamaks nullhüpoteesi ümber ehk kinnitatakse oskamatuses esinemist.

Lisas 14 on välja toodud nelja muutujaga mudeli alusel teostatud *bootstrap* simulatsiooni genereeritud alfa  $t$ -statistikute jaotus. Sarnaselt joonisega 6 nähtub, et liikudes läbilõigete protsentiilides aina keskemale, muutub simuleeritud  $t(\alpha)$ -de jaotus sümmeetrilisemaks, kuigi ei allu endiselt normaaljaotusele. Lisas 14 oleval joonisel esindab 30. protsentiili graafik olukorda, kus tegelik alfa  $t$ -statistiku väärtus on küll negatiivsem kui simulatsioonide keskmine, kuid sellest veelgi madalamate väärtuste osakaal (30,23%) ei ole piisavalt väike statistilise olulisuse kinnitamiseks (nivool 0,1 maksimaalselt 10%). Kõik positiivseid  $t(\alpha)$ -de jaotust kujutavad graafikud („Parim fond“; „95. Protsentiil“; „90. Protsentiil“; „70. Protsentiil“) näitavad nullhüpoteesi kehtimist, kus  $t(\alpha)$  saavutati õnne abil. Sarnaselt joonisega 6 piltlikustavad negatiivseid alfa  $t$ -statistikuid kirjeldavad graafikud („Halvim fond“; „5. Protsentiil“; „10. Protsentiil“) olukorda, kus tegelikust madalamate simuleeritud  $t(\alpha)$  osakaal on piisavalt väike lükkamaks nullhüpoteesi ümber ehk kinnitatakse oskamatuses esinemist.

Keskendudes valimisse kuulunud KIE aktiivselt juhitud fondidele üldiselt on joonistel 7 ja 8 välja toodud tegelike (sinine joon) ja simulatsiooni alusel leitud (punane joon) alfa  $t$ -statistikute tihedusfunktsioonid. Vasakpoolne graafik võrdleb nende tõenäosusjaotust ning parempoolne esindab kumulatiivset tihedusfunktsiooni. Joonisel 7 on tulemused kolme muutujaga ning joonisel 8 nelja muutujaga mudelile põhinedes. Kolme muutujaga mudeli puhul selgub vasakpoolsest graafikult, et simuleeritud ja tegelike  $t(\alpha)$ -de tõenäosusjaotused on erineva kujuga. Fondide tegelike  $t(\alpha)$ -de jaotuse nii parem kui ka vasak saba on palju paksemad ning keskmise väärtuse ümber vähem on koondunud vähem väärtusi. See kinnitab eelnevalt leitud tulemusi, et valimis on nii edukaid kui ka ebaedukaid фонде. Graafikutelt näib, et tegelike  $t(\alpha)$ -de jaotus ei allu normaaljaotusele. Tihedusfunktsioonide võrdlemisest on selge, et normaaljaotuse kasutamisel ei suudeta kõiki kirjeldatud iseärasusi arvesse võtta.

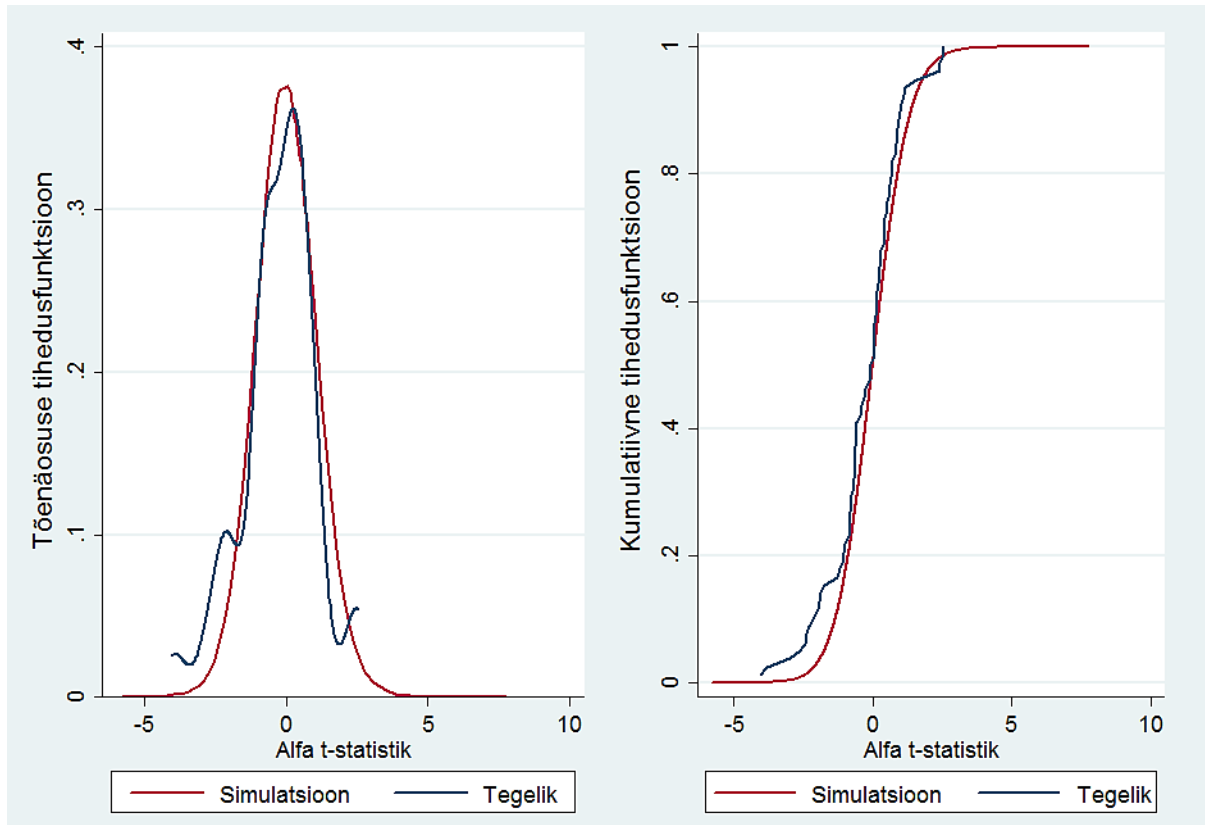
Siinkohal tuleb jällegi välja *bootstrap* simulatsioonide kasutamise vajadus, millega mõõdetakse tegeliku jaotuse pakse ja õhukesi sabasid adekvaatsemalt. Lisaks suudab *bootstrap* alfa t-statistikute läbilõikelise jaotuse keerukat kuju tervenisti tabada.



Joonis 7. Tõenäosuse- ja kumulatiivne tihedusfunktsioon (kolme muutujaga, 03.2009-2016)  
Allikas: (Autori koostatud)

Jooniste 7 ja 8 parempoolsed kumulatiivse tihedusfunktsiooni graafikud võimaldavad piltlikult vaadata, kuivõrd paljude fondide tegelikud  $t(\alpha)$  väärtused ületavad simuleeritud. Graafikud kinnitavad lisades 10 ja 11 väljatoodud tulemusi. Jooniselt 7 on selge, et kolme muutujaga mudelile põhinedes jääb maksimaalse  $t(\alpha)$  väärtus madalamaks kui simulatsioonide keskmine. Samas, liikudes joonel veidi allapoole on näha, et veidi väiksema  $t(\alpha)$  juures asub sinine joon nullpunktist kaugemal paremal kui punane. See esindab lisas 10 olevas tabelis väljatoodud 95-ndat kuni 98-ndat protsentiili, mille puhul oli tegelik  $t(\alpha)$  simulatsioonide keskmisest suurem. Samalaadselt kinnitab joonis 8, et nelja muutujaga hinnatud alfa t-statistiku väärtused jäävad graafiku ülemises pooles enamasti simuleeritust madalamaks. Lisaks on ka siinkohal näha, et veidi enne maksimaalset  $t(\alpha)$  väärtust asub sinine joon punasest paremal, mis tähistab lisas 11 olevas tabelis kirjeldatud 96. kuni 98. protsentiili.





Joonis 8. Tõenäosuse- ja kumulatiivne tihedusfunktsioon (nelja muutujaga, 03.2009-2016)  
Allikas: (Autori koostatud)

Samalaadselt lisades 10 ja 11 väljatoodule, on ka jooniste 7 ja 8 kumulatiivsetelt tihedusfunktsioonidelt näha negatiivsete oskuste ülekaal. Enamus negatiivsete  $t(\alpha)$  väärtuste puhul asub punane joon sinisest paremal. See tähendab, et selliste  $t(\alpha)$  puhul on tegelikud väärtused negatiivsemad kui simulatsioonide omad. Lisaks võib jaotuste alumistes osades näha punase ja sinise joone kaugenemist ehk simuleeritud  $t(\alpha)$  väärtused ületavad tegelikke aina enam. Mõlema joonise sinise joone minimaalsed punktid tähistavad vastavalt lisades 10 ja 11 väljatoodud kõige halvemaid fonde ehk esimesi protsentiile.

### 3.3. Järeldused ja ettepanekud

Tulemustest selgus, et keskmine KIE aktiivselt juhitud globaalselt investeeriva aktsiafondi fondijuht ei suuda pakkuda investorile turutootlust ületavat lisakasumit ehk nad ei ole kuigi tulemuslikud. Mudelisse kaasatud riskifaktoritest oli fondide portfell keskmiselt

enim avatud turu riskipreemiale. Järelikult pole paljud valmisse kuulunud investeerimisfondid oma varade juhtimisel järginud muud stiili peale suhtelise tururiski võtmise.

Tabel 12. KIE aktiivselt juhitud aktsiafondide oskused, % fondidest

Periood	03.2009 – 2016		2007 – 2016	
	5%	10%	5%	10%
Kolme muutujaga mudel				
Positiivsed oskused	0%	2,56%	0%	0%
Negatiivsed oskused	17,95%	20,51%	78,65%	79,78%
Õnn	82,05%	76,92%	21,35%	20,22%
Nelja muutujaga mudel				
Positiivsed oskused	0%	1,28%	0%	0%
Negatiivsed oskused	15,38%	15,38%	74,16%	75,28%
Õnn	84,62%	83,33%	25,84%	24,72%

Allikas: (Autori arvutused)

Tulemused valimisse kuulunud fondide oskuste kohta on koondatud tabelisse 12. Seal on näha nii Fama, Frenchi (1993) kolme- kui ka Carharti (1997) nelja muutujaga mudeli alusel leitud tulemused kogu- ja alaperioodi lõikes erinevatel olulisuse nivoodel. Reaalselt tuleks tõlgendada vaid alaperioodi tulemusi, kuna koguperiood hõlmas struktuurset muutust ning viimase põhjal üldistamine viiks mitteisaldusväärsete ja vigadega järeldusteni (Gujarati 2015, 61-64). Koguperioodi (2007-2016) põhjal leitud tulemused on tabelisse kaasatud näitamaks, kuidas majanduskriis fondijuhtide oskuste kohta tehtavaid järeldusi mõjutab.

Kolme- ja nelja muutujaga mudeli põhjal leitud tulemused on küllalt sarnased. Huvitav on see, et edukaid ehk positiivsete alfadega fonde oli valimis kokku 39 ehk täpselt pooled. Oskuslikke fondijuhte leiti 10%-lisel olulisuse nivool kolme muutujaga mudeli alusel vaid kahe (Ungari ja Poola) ning nelja muutujaga mudeli põhjal ühe (Ungari) fondi puhul. Kolme muutujaga mudeli alusel oskuslikuks hinnatud mõlema fondi tulemuslikkuse taga oli portfelli kuuluvate aktsiate inertsi tagajärjel tekkinud tootlus, mille esinemist on eelnevalt leidnud ka D'Arcangelis ja Rotundo (2015, 1575). Seevastu 5%-lisel olulisuse nivool ei kinnitatud oskusi mitte ühegi valimisse kuulunud investeerimisfondi puhul. Ülejäänud positiivsete alfadega fondide puhul kinnitas *bootstrap* simulatsioon õnne abil saavutatud tulemuslikkust. See tähendab, et vaid väga vähesed fondid on piisavalt oskuslikud suutmaks pakkuda investorile piisavalt tootlust aktiivse juhtimisega kaasnevate kulude katmiseks

(Barras et al. 2010). Sarnastele järeldestele on jõutud varemgi. Näiteks USA fonde analüüsinud Fama, French (2010) ning Busse et al. (2010) või Brasiilias (Laes, da Silva 2014) ja Norras (Sørensen 2009) läbiviidud uurimused. Seevastu Kosowski et al. (2006) tulemused olid oskuste osas palju positiivsemad.

Negatiivsete alfadega fondide ebaedukuse põhjustas peamiselt oskamatus mitte ebaõnn, mida kinnitasid samuti paljud varasemad uurimused (näiteks Kosowski et al. 2006; Fama, French 2010). Alaperioodil valimis olnud 78-st investeerimisfondist olid pooled negatiivsete tegelike alfadega. Kolme muutujaga mudeli alusel oli negatiivsete oskustega fonde 16 ning nelja muutujaga mudeliga alusel 12. Majanduskriisi hõlmanud aastate kaasamisel oleksid järeldested hoopis teistsugused. Enamus fondide puhul kinnitataks negatiivsete oskuste esinemist ning ei tuvastataks ühegi oskuslikku fondijuhti. Kuid nagu eelnevalt mainitud, ei vii koguperioodi hõlmamine antud juhul usaldusväärsete tulemusteni.

Mitte ühegi kuue valimisse kuulunud Balti riigi fondi puhul ei täheldatud positiivseid oskusi. Samas negatiivsete oskustega oli üks aktiivne Läti ning üks ühendatud Leedu fond. Balti riikide ülejäänud investeerimisfondide tulemuslikkus oli saavutatud õnne abil.

Üldiselt võib järeldestada, et KIE edukate fondide tulemuslikkust ei saa põhjendada oskusliku väärtpaberite valikuga vaid õnnega. Seevastu ebaedukate investeerimisfondide tulemused on enamasti seotud oskamatu väärtpaberite valikuga. See tähendab, et aktiivse juhtimise ning sellega kaasnevate kõrgete kulude kritiseerimine on teatud mõttes õigustatav. Halduskulusid suudavad oskuste abil katta vaid vähesed valitud fondid ning teooria kohasel peaks nendegi edukus olema lühiajaline (Malkiel 2013, 106). Viimase kohta saaks teha järeldusi pikema ajaperioodi analüüsimisel. Lisaks on ulatuslik õnne osakaal kooskõlas Ang et al. väitega, et positiivse alfa võib saavutada ka ilma oskusteta (2011).

Efektiivsete turgude teooria seisukohalt on aktiivselt juhitud fondide puhul relevantne eelkõige efektiivsuse pooltugev vorm, kuna finantsaruannete põhjal tehtav fundamentaal- ja tehniline analüüs ei võimaldaks teenida lisakasumit (Degutis, Novickyte 2014, 8). Suures osas toetavad tulemused teooriat, kuna tulemuslikkus on saavutatud pigem õnne kui õige väärtpaberite valiku tagajärjel. See viitab olukorrale, kus aktsiaturud ei ole tegelikult väga prognoositavad või ei esine seal piisavalt äratuntavat ja kasutatavat ebaratsionaalsust (Malkiel 2003, 76-80). Pástor et al. toovad välja, et kogu aktiivse juhtimise valdkonda iseloomustab negatiivne mastaabisääst (2015). Seega võib vähesete oskuslike fondijuhtide tuvastamine tähendada, et rivaalide rohkus on vähendanud individuaalsete fondide võimalusi leida valesti

hinnatud väärtpabereid. Isegi kui portfellihaldajad oleksid oskuslikud, on kasvava konkurentsitiheduse tõttu aina raskem pakkuda turust paremat tootlust. (*Ibid.*)

Andmebaasi puudujääkidest tulenevalt tekkisid andmetele järgnevad piirangud. Esiteks põhineb läbiviidud analüüs vaid fondide netotootlustel. Seega on võimalik paikapidavaid järeldusi teha ainult selle kohta, kuivõrd suudetakse fondi kulusid katta. Tulevastes uurimustes võiks läbi viia brutotootluste analüüsi, mis võimaldaks keskenduda portfellihalduri oskustele saavutada passiivselt juhitud fondidest ning võrdlusindeksist suurem tootlus (Fama, French 2010). Teiseks oleks vajalik andmetesse kaasata fondide hallatavate varade mahud, analüüsimeks fondi suuruse seoseid tulemuslikkuse ja kuludega. Sellega seotud negatiivse mastaabiefekti esinemist on kinnitanud paljud autorid (näiteks Perold, Salomon 1991; Chen et al. 2002; Pástor et al. 2015). Lisaks põhineb magistritöö vaid fondide peamiste osakuliikide tootlustel, kuid tegelikult moodustab fondi tootluse selle erinevate osakuliikide kaalutud keskmine. Kuna andmebaas ei võimaldanud iga osakuliigi osakaalu kogu fondist kindlaks määrata, lähtuti teadmisesest, et üldjoontes on fondi erinevate osakuliikide tootlused väga sarnased (Bergstresser et al. 2009, 4134). Selle tõttu võivad tulemused mõnevõrra varieeruda. Edasistes uurimustöodes võiks püüda nimetatud puudujäägid kõrvaldada ning viia läbi täiustatud analüüs. Lisaks tuleb arvestada, et käesoleva magistritöö tulemused ja järeldused sõltuvad Fama-Frenchi ning Carharti finantsvara hindamise mudelite kehtivusest. Kui need ei peaks tegelikult paika, siis ei oleks ka leitud tulemused ja järeldused relevantset.

Edaspidistes uurimustes oleks huvitav käsitleda KIE fonde pikema ajaperioodi jooksul kui käesolevas töös. See võimaldaks nende peal testida teooriast tulenevat väidet, et edukate fondide tulemuslikkus on lühiajaline (Malkiel 2013, 106). Lisaks oleks soovitatav konstrueerida turumudelite faktorite sisendandmed iseseisvalt. Tulenevalt magistritööle esitatud mahupiirangutele, seda antud juhul ei tehtud. Samuti võiks tulevikus analüüsida õnne ja oskuste suhestumist nende fondide peal, mille investeerimispiirkonnaks on KIE. See võimaldaks ühelt poolt võrrelda Kesk- ja Ida-Euroopa riikidesse registreeritud ning teisalt piirkonnaväliste fondide oskuslikkust. Uurimuse tulemuste põhjal oleks võimalik teha järeldusi selle kohta, kas ja kuivõrd suurt konkurentsieelist omavad piirkonnasisesed investeerimisfondid ning nende portfellihaldajad piirkonnaväliste ees.

## KOKKUVÕTE

Investeeringisfondide arvukus ja nende poolt hallatavade varade maht on pidevalt kasvanud. Võib eristada nii aktiivselt kui ka passiivselt juhitud investeeringisfonde. Esimeste eesmärgiks on teenida turust suuremat tootlust ning selle tõttu peavad fondijuhid portfelli kuuluvate väärtpaperite koosseisu üle pidevalt otsustama. Seoses madalate haldustasudega passiivselt juhitud investeeringisfondide populariseerimisega, kritiseeritakse aktiivselt juhitud investeeringisfonde aina enam. Peamiselt tehakse seda nende kõrgete haldustasude tõttu, mille tagajärjel väheneb investori poolt saadav netotootlus. Sellest tulenevalt on aina enam hakatud tähelepanu pöörama fondijuhtide oskuslikkusele ja nende poolt loodavale lisaväärtusele.

Käesoleva magistritöö eesmärgiks oli leida, kas ja mil määral on Kesk- ja Ida-Euroopa aktiivselt juhitud aktsiafondide tulemuslikkus aastatel 2007-2016 seotud oskusliku väärtpaperite valiku või õnnega. Fondijuhtide oskuste olemasolu on analüüsitud erinevate maailma piirkondade näitel, kuid Kesk- ja Ida-Euroopa regiooni ei ole antud temaatikaga seoses käsitletud.

Magistritöö eesmärgi saavutamiseks kasutati Kosowski et al. poolt väljatöötatud *bootstrap* simulatsioonil põhinevat meetodikat, mis võimaldab fondide tulemuslikkuse hindamisel eraldada õnne oskustest. Tulemuslikkuse mõõdikutena kasutati alfat, mis hinnati nii Fama, Frenchi kolme- kui ka Carharti nelja muutujaga finantsvara hindamise mudelite põhjal. Mudelite seletavad tunnused on turu riskipremia, väikese turukapitalisatsiooniga aktsiatega seotud riskipremia, väärtusaktsiatega seotud riskipremia ning Carharti neljas, aktsiate tootluste inertsi väljendav muutuja. Tegemaks järeltõlge fondijuhtide oskuslikkuse kohta võrreldi *bootstrap* simulatsiooni alusel leitud alfa t-statistikute jaotust tegelikega. Valimisse kaasati Kesk- ja Ida-Euroopa piirkonda kuuluvatesse riikidesse registreeritud aktiivselt juhitud avatud avalikud aktsiafondid, mille investeeringispiirkond on globaalne. Ellujääjate efekti vältimiseks kaasati valimisse ka likvideeritud ning ühendatud fondid. Valim hõlmas aastaid 2007-2016, kuhu sisse jäi ka majanduskriisi periood. Kuna majanduse langusfaasi eiramine mõjutaks tulemuste usaldusväärsust, põhinevad töö peamised tulemused ja järeldused alavalimil ehk 78 investeeringisfondi kuistel tootlustel vahemikul 03.2009-2016.

Tulemustest selgus, et keskmine KIE aktiivselt juhitud globaalselt investeeriva aktsiafondi fondijuht ei suuda pakkuda investorile turutootlust ületavat lisakasumit. Kuigi positiivsete ja negatiivsete alfadega individuaalseid fondid jagunesid täpselt pooleks, olid negatiivsed väärtused ekstreemsemad. Mudelisse kaasatud riskifaktoritest oli valimisse kuulunud keskmise fondi portfelli enim avatud turu riskipreemiale. See tähendab, et paljud valimisse kuulunud investeerimisfondid ei ole oma varade juhtimisel järginud muud stiili peale suhtelise tururiski võtmise.

Oskuslikke fondijuhte leiti 10%-lisel olulisuse nivool kolme muutujaga mudeli alusel vaid kahe fondi puhul, mis olid registreeritud Ungarisse ja Poolasse. Inertsiefekti seletava muutuja lisamisel oli oskuslikke fonde vaid üks. See oli samuti Ungari oma, kuid erinev kolme muutujaga mudeli alusel oskuslikuks tunnistatud fondist. Seevastu negatiivsete oskustega fonde oli rohkem – kolme muutujaga mudeli alusel 16 ehk 20,51% koguvalimist ning nelja muutujaga mudeliga alusel 12 ehk 15,38% kõikidest fondidest. Mitte ühegi kuue valimisse kuulunud Balti riigi fondi puhul ei täheldatud positiivseid oskusi. Samas negatiivsete oskustega oli üks aktiivne Läti ning üks ühendatud Leedu fond. Balti riikide ülejäänud investeerimisfondide tulemuslikkus oli saavutatud õnne abil.

Üldiselt näitasid tulemused, et KIE edukate fondide tulemuslikkust ei saa põhjendada oskusliku väärtpaberite valikuga vaid õnnega. Seevastu ebaedukate investeerimisfondide tulemused on enamasti seotud oskamatu väärtpaberite valikuga. Ligikaudu 80%-l fondidest olid tulemused seotud (eba)õnnega ning vaid väga vähesed valitud fondijuhid on piisavalt oskuslikud fondi halduskulude katmiseks. See tähendab, et aktiivse juhtimise ning sellega kaasnevate kõrgete kulude kritiseerimine on teatud mõttes õigustatav. Efektiiivsete turgude teooria seisukohalt toetasid tulemused suures osas pooltugeva vormi olemust, kuna fondide tulemuslikkus on saavutatud pigem õnne kui oskusliku väärtpaberite valiku tagajärjel. Samas võib väga väheste oskuslike fondijuhtide tuvastamine tähendada, et pidevalt kasvav konkurents on vähendanud individuaalsete fondide võimalusi leida valesti hinnatud väärtpabereid.

Tulenevalt Thomson Reuters Eikoni andmebaasi piirangutest ning töös läbiviidud analüüsi alusel leitud järeldustest, toodi välja järgnevad kitsaskohad ja ettepanekud:

1. Läbiviidud analüüs tugineb andmebaasi puudujääkide tõttu vaid fondide netotootlustel. Seega on võimalik paikapidavaid järeldusi teha ainult selle kohta, kui võrd suudetakse fondi kulusid katta. Tulevastes uurimustes võiks läbi viia

brutotootluste analüüsi, mis võimaldaks keskenduda portfellihalduri oskustele saavutada passiivselt juhitud fondidest ning võrdlusindeksist suurem tootlus.

2. Tulevikus võiks andmetesse kaasata fondide hallatavate varade mahud, testimaks fondi suuruse seoseid tulemuslikkuse ja kuludega. Sisendandmete ebatäisuse tõttu polnud see antud töös võimalik.
3. Tulemused võivad mõnevõrra varieeruda, kuna andmebaasi puudujääkide tõttu kaasati analüüsi vaid fondide peamiste osakuliikide tootlused. Tegelikult moodustab fondi tootluse selle erinevate osakuliikide kaalutud keskmine.
4. Tuleb arvestada, et käesoleva magistritöö tulemused ja järeldused sõltuvad Fama-Frenchi ning Carharti finantsvara hindamise mudelite kehtivusest. Kui need ei peaks tegelikult paika, siis ei oleks ka leitud tulemused ja järeldused relevantset.
5. Soovitatav oleks konstrueerida turumudelite faktorite sisendandmed iseseisvalt. Tulenevalt magistritööle esitatud mahupiirangutele, seda antud juhul ei tehtud.
6. Edaspidistes uurimustes oleks huvitav käsitleda KIE fonde veelgi pikema ajaperioodi jooksul kui käesolevas töös. See võimaldaks uurida, kas edukate fondide tulemuslikkus on lühi- või pikaajaline.
7. Tulevikus võiks analüüsida õnne ja oskuste suhestumist nende fondide peal, mille investeerimispiirkonnaks on KIE. See võimaldaks ühelt poolt võrrelda Kesk- ja Ida-Euroopa riikidesse registreeritud ning teisalt piirkonnaväliste fondide oskuslikkust. Uurimuse tulemuste põhjal oleks võimalik teha järeldusi selle kohta, kas ja kuivõrd suurt konkurentsieelist omavad piirkonnasisesed investeerimisfondid ning nende portfellihaldajad piirkonnaväliste ees.

Kokkuvõtteks võib järeldada, et KIE fondijuhtide oskused on pigem negatiivsed kui positiivsed, mis on küllalt sarnane teistes maailma piirkondades eelnevalt läbiviidud empiiriliste uurimuste tulemustega. Arvestades antud uurimuse andmestikust tulenevaid piiranguid ning käsitletava temaatika aktuaalsust, oleks soovitatav KIE piirkonda edaspidi veel uurida.

## VIIDATUD ALLIKAD

- Ang, A., Goetzmann, W. N., Schaefer, S. M. (2011). The Efficient Market Theory and Evidence: Implications for Active Investment Management. – *Foundations and Trends® in Finance*, vol. 5, no. 3, pp. 157-242.
- Angelidis, T., Giamouridis, D., Tassaromatis, N. (2013). Revisiting Mutual Fund Performance Evaluation. – *Journal of Banking & Finance*, vol. 37, no. 5, pp. 1759-1776.
- Aragon, G. O., Ferson, E. E. (2007). Portfolio Performance Evaluation. – *Foundations and Trends® in Finance*, vol. 2, no. 2, pp. 83-190.
- Ball, R. (2009). The Global Financial Crisis and the Efficient Market Hypothesis: What Have We Learned? – *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 21, no. 4, pp. 8-16.
- Barber, B. M., Huang, X., Odean, T. (2016). Which Factors Matter to Investors? Evidence from Mutual Fund Flows. – *Review of Financial Studies*, vol. 29, no. 10, pp. 2600-2642.
- Barko, T., Renneboog, L. (2015). Mutual Funds: Management Styles, Social Responsibility, Performance, and Efficiency. – *Mutual Funds and Exchange-Traded Funds: Building Blocks to Wealth*, (Eds.) H. K. Baker, G. Filbeck, H. Kiyamaz. New York: Oxford University Press, pp. 268-290.
- Barras, L., Scaillet, O., Wermers, R. (2010). False Discoveries in Mutual Fund Performance: Measuring Luck in Estimated Alphas. – *The Journal of Finance*, vol. 65, no. 1, pp. 179-216.
- Barry, S. (2010). Perspectives. Re-thinking the Active vs. Passive Debate. Goldman Sachs Asset Management, 1.  
[http://s3.amazonaws.com/zanran\\_storage/www2.goldmansachs.com/ContentPages/630009710.pdf](http://s3.amazonaws.com/zanran_storage/www2.goldmansachs.com/ContentPages/630009710.pdf)
- Benos, E., Johec, M. (2011). Short Term Persistence in Mutual Fund Market Timing and Stock Selection Abilities. – *Annals of Finance*, vol. 7, no. 2, pp. 221-246.
- Bergstresser, D., Chalmers, J. M., Tufano, P. (2009). Assessing the Costs and Benefits of Brokers in the Mutual Fund Industry. – *Review of Financial Studies*, vol. 22, no. 10, pp. 4129-4156.
- Berk, J. B., Green, R. C. (2004). Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets. – *Journal of Political Economy*, vol. 112, no. 6, pp. 1269-1295.



- Berk, J. B., Van Binsbergen, J. H. (2015). Measuring Skill in the Mutual Fund Industry. – *Journal of Financial Economics*, vol. 118, no. 1, pp. 1-20.
- Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. – *The Journal of Business*, vol. 45, no. 3, pp. 444-455.
- Bollen, N. P., Busse, J. A. (2005). Short-Term Persistence in Mutual Fund Performance. – *Review of Financial Studies*, vol. 18, no. 2, pp. 569-597.
- Busse, J. A., Goyal, A., Wahal, S. (2010). Performance and Persistence in Institutional Investment Management. – *The Journal of Finance*, vol. 65, no. 2, pp. 765-790.
- Busse, J., Chordia, T., Jiang, L., Tang, Y. (2017). Mutual Fund Trading Costs and Diseconomies of Scale. – Research Collection Lee Kong Chian School Of Business, April 3, 2017. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2350583>
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. – *The Journal of Finance*, vol. 52, no. 1, pp. 57-82.
- OECD (2001). Central and Eastern European Countries (CEECs). <https://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=303> (12.02.2017)
- Chalmers, J., Kaul, A., Phillips, B. (2013). The Wisdom of Crowds: Mutual Fund Investors' Aggregate Asset Allocation Decisions. – *Journal of Banking & Finance*, vol. 37, no. 9, pp. 3318-3333.
- Chen, H. L., Jegadeesh, N., Wermers, R. (2000). The Value of Active Mutual Fund Management: An Examination of the Stockholdings and Trades of Fund Managers. – *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 35, no. 03, pp. 343-368.
- Chen, J., Hong, H. G., Huang, M., Kubik, J. D. (2002). Does Fund Size Erode Performance? Liquidity, Organizational Diseconomies and Active Money Management. – Research Collection Lee Kong Chian School Of Business. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.327960>
- Coates IV, J. C., Hubbard, R. G. (2007). Competition in the Mutual Fund Industry: Evidence and Implications for Policy. – *The Journal of Corporation Law*, vol. 33, no. 1, pp. 151-222.
- Cremers, M., Ferreira, M. A., Matos, P., Starks, L. (2016). Indexing and Active Fund Management: International Evidence. – *Journal of Financial Economics*, vol. 120, no. 3, pp. 539-560.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D., O'Sullivan, N. (2008). UK Mutual Fund Performance: Skill or Luck? – *Journal of Empirical Finance*, vol. 15, no. 4, pp. 613-634.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D., O'Sullivan, N. (2010). Mutual Fund Performance: Measurement and Evidence. – *Financial Markets, Institutions & Instruments*, vol. 19, no. 2, pp. 95-187.

- D'Arcangelis, A. M., Rotundo, G. (2015). Mutual Funds Relationships and Performance Analysis. – *Quality & Quantity*, vol. 49, no. 4, pp. 1573-1584.
- Da, Z., Gao, P., Jagannathan, R. (2011). Impatient Trading, Liquidity Provision, and Stock Selection by Mutual Funds. – *The Review of Financial Studies*, vol. 24, no. 3, pp. 675-720.
- De Groot, W., Huij, J., Zhou, W. (2012). Another Look at Trading Costs and Short-Term Reversal Profits. – *Journal of Banking & Finance*, vol. 36, no. 2, pp. 371-382.
- de Silva, H., Sapra, S., Thorley, S. (2001). Return Dispersion and Active Management. – *Financial Analysts Journal*, vol. 57, no. 5, pp. 29-42.
- Degutis, A., Novickyte, L. (2014). The Efficient Market Hypothesis: A Critical Review of Literature and Methodology. – *Ekonomika*, vol. 93, no. 2, pp. 7-23.
- Dempsey, M. (2013). The Capital Asset Pricing Model (CAPM): The History of a Failed Revolutionary Idea in Finance? – *ABACUS*, vol. 49, pp. 7-23.
- Evans, R. B. (2010). Mutual Fund Incubation. – *The Journal of Finance*, vol. 65, no. 4, pp. 1581-1611.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. – *The Journal of Finance*, vol. 25, no. 2, pp. 383-417.
- Fama, E. F., French, K. R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. – *Journal of Financial Economics*, vol. 33, no. 1, pp. 3-56.
- Fama, E. F., French, K. R. (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. – *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, no. 3, pp. 25-46.
- Fama, E. F., French, K. R. (2010). Luck versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns. – *The Journal of Finance*, vol. 65, no. 5, pp. 1915-1947.
- Fama, E. F., French, K. R. (2012). Size, Value, and Momentum in International Stock Returns. – *Journal of Financial Economics*, vol. 105, no. 3, pp. 457-472.
- Ferreira, M. A., Keswani, A., Miguel, A. F., Ramos, S. B. (2013). The Determinants of Mutual Fund Performance: A Cross-Country Study. – *Review of Finance*, vol. 17, no. 2, pp. 1-55.
- Ferson, W. E. (2010). Investment Performance Evaluation. – *Annual Review of Financial Economics*, vol. 2, no. 1, pp. 207-234.
- Ferson, W., Lin, J. (2014). Alpha and Performance Measurement: The Effects of Investor Disagreement and Heterogeneity. – *The Journal of Finance*, vol. 69, no. 4, pp. 1565-1596.

- Fortin, R., Michelson, S. (2002). Indexing versus Active Mutual Fund Management. – *Journal of Financial Planning*, vol. 15, no. 9, pp. 82-95.
- French, K. R. (2008). Presidential Address: The Cost of Active Investing. – *The Journal of Finance*, vol. 63, no. 4, pp. 1537-1573.
- French, K. R. (2017). Developed Market Factors and Returns.  
[http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html#Developed](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#Developed)  
 (06.03.2017)
- Gibson, P., Finke, M. (2014). Investor Preference for Skewness and the Incubation of Mutual Funds. – *Financial Services Review*, vol. 23, no. 1, pp. 63-75.
- Goedhart, M., Koller, T., Wessels, D. (2010). Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies, University Edition. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Grinblatt, M., Titman, S. (1992). The Persistence of Mutual Fund Performance. – *The Journal of Finance*, vol. 47, no. 5, pp. 1977-1984.
- Gruber, M. J. (1996). Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds. – *The Journal of Finance*, vol. 51, no. 3, pp. 783-810.
- Guercio, D. D., Reuter, J. (2014). Mutual Fund Performance and the Incentive to Generate Alpha. – *The Journal of Finance*, vol. 69, no. 4, pp. 1673-1704.
- Gujarati, D. (2015). Econometrics by Example. 2nd ed. London: Palgrave Macmillan.
- Hendricks, D., Patel, J., Zeckhauser, R. (1993). Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974–1988. – *The Journal of Finance*, vol. 48, no. 1, pp. 93-130.
- Investeeringisfondide seadus, Vastu võetud Riigikogus 14. detsembril 2016. a – RT I, 31.12.2016, 3.
- Jegadeesh, N., Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. – *The Journal of Finance*, vol. 48, no. 1, pp. 65-91.
- Jegadeesh, N., Titman, S. (2011). Momentum. – *Annual Review of Financial Economics*, vol. 3, no. 1, pp. 493-509.
- Jensen, M. C. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964. – *The Journal of Finance*, vol. 23, no. 2, pp. 389-416.
- Jensen, M. C., Black, F., Scholes, M. S. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. New York: Praeger.

- Kosowski, R. (2011). Do Mutual Funds Perform When It Matters Most to Investors? US Mutual Fund Performance and Risk in Recessions and Expansions. – *The Quarterly Journal of Finance*, vol. 1, no. 03, pp. 607-664.
- Kosowski, R., Timmermann, A., Wermers, R., White, H. (2006). Can Mutual Fund “Stars” Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis. – *The Journal of Finance*, vol. 61, no. 6, pp. 2551-2595.
- Laes, M. A., da Silva, M. E. (2014). Performance of Mutual Equity Funds in Brazil – A Bootstrap Analysis. – *Economia*, vol. 15, no. 3, pp. 294-306.
- Latif, M., Arshad, S., Fatima, M., Farooq, S. (2011). Market Efficiency, Market Anomalies, Causes, Evidences, and Some Behavioral Aspects of Market Anomalies. – *Research Journal of Finance and Accounting*, vol. 2, no. 9, pp. 1-13.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. – *The Review of Economics and Statistics*, vol. 47, no. 1, pp. 13-37.
- Malkiel, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. – *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17, no. 1, pp. 59-82.
- Malkiel, B. G. (2013). Asset Management Fees and the Growth of Finance. – *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 27, no. 2, pp. 97-108.
- Markowitz, M. (1959). Portfolio Selection. Efficient Diversification of Investments. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Morley, J. (2013). The Separation of Funds and Managers: A Theory of Investment Fund Structure and Regulation. – *Yale Law Journal*, no. 123, pp. 1228-1287.
- Pástor, L., Stambaugh, R. F., Taylor, L. A. (2015). Scale and Skill in Active Management. – *Journal of Financial Economics*, vol. 116, no. 1, pp. 23-45.
- Perold, A. F. (2004). The Capital Asset Pricing Model. – *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, no. 3, pp. 3-24.
- Perold, A. F., Salomon Jr, R. S. (1991). The Right Amount of Assets Under Management. – *Financial Analysts Journal*, vol. 47, no. 3, pp. 31-39.
- Roll, R. (1977). A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. – *Journal of Financial Economics*, vol. 4, no. 2, pp. 129-176.
- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. – *Journal of Economic Theory*, vol. 13, no. 3, pp. 341-360.

- Scholz, H., Wilkens, M. (2005). Investor-Specific Performance Measurement: A Justification of Sharpe Ratio and Treynor Ratio. – *International Journal of Finance*, vol. 17, no. 4, pp. 3671-3691.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. – *The Journal of Finance*, vol. 19, no. 3, pp. 425-442.
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual Fund Performance. – *The Journal of Business*, vol. 39, no. 1, pp. 119-138.
- Sharpe, W. F. (1991). The Arithmetic of Active Management. – *Financial Analysts Journal*, vol. 47, no. 1, pp. 7-9.
- Sørensen, L. Q. (2009). Mutual Fund Performance at the Oslo Stock Exchange.  
<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1488745>
- Thomson Reuters Eikon'i andmebaas.  
<https://customers.thomsonreuters.com/eikon/> (21.03.2017)
- Treynor, J. L. (1965). How to Rate Management of Investment Funds. – *Harvard Business Review*, vol. 43, no. 1, pp. 63-75.
- Treynor, J. L., Black, F. (1973). How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection. – *The Journal of Business*, vol. 46, no. 1, pp. 66-86.
- Wahal, S., Wang, A. Y. (2011). Competition Among Mutual Funds. – *Journal of Financial Economics*, vol. 99, no. 1, pp. 40-59.
- Wermers, R. (2000). Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses. – *The Journal of Finance*, vol. 55, no. 4, pp. 1655-1695.
- Wermers, R. (2003a). Are Mutual Fund Shareholders Compensated for Active Management “Bets”? <http://terpconnect.umd.edu/~wermers/FAJ%20Paper%20Post-Submitted%20Version.pdf>
- Wermers, R. (2003b). Is Money Really “Smart”? New Evidence on the Relation Between Mutual Fund Flows, Manager Behavior, and Performance Persistence.  
<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.414420>
- Wermers, R. (2011). Performance Measurement of Mutual Funds, Hedge Funds, and Institutional Accounts. – *Annual Review of Financial Economics*, vol. 3, no. 1, pp. 537-574.
- Vidal-García, J. (2013). The Persistence of European Mutual Fund Performance. – *Research in International Business and Finance*, vol. 28, pp. 45-67.

## **SUMMARY**

### **THE PERFORMANCE OF ACTIVELY MANAGED CENTRAL AND EASTERN EUROPEAN MUTUAL EQUITY FUNDS: LUCK OR SKILL?**

Triinu Tapver

Mutual funds are fairly popular investment opportunities among investors. This is partly due to convenience because investors do not have to consistently manage their assets. This function is performed by professional fund managers who make specific investments with the objective of outperforming an investment benchmark index. Thus, skillful managers are needed who then consistently monitor and change the composition of fund's portfolio. This leads to higher transaction and management fees, which is later reflected in lower net excess returns received by individual investors. Hence, high management fees of actively managed funds are being increasingly criticized, especially when compared with popularising lower cost passively managed funds. Moreover, many previous empirical studies have found that actively managed funds do not outperform market portfolio or relevant benchmark. Due to increased competitive pressure from lower cost passively managed funds, the performance evaluation and justification of higher management fees of actively managed funds becomes relevant. In order to determine the reasonableness of investing into actively managed funds, it is essential to focus on the value added by them. In addition, it is also subject to testing semi-strong form of efficient market hypothesis, which implies neither fundamental nor technical analysis can be used to achieve superior returns. Accordingly, the success of some actively managed funds cannot be justified by fund manager skill but luck alone. Thus, it is important to determine whether the success of certain funds can be explained by fund managers skill or just plain luck.

The aim of this thesis is to determine whether the performance of Central and Eastern European (CEE) actively managed mutual equity funds during 2007-2016 is related to superior stock picking skills or only luck. To achieve this, fund performance is evaluated

using both Fama-French (1993) three-factor and Carhart's (1997) four-factor model. In order to distinguish skill from luck, cross-sectional bootstrap methodology developed by Kosowski et al. (2006) is adopted. This procedure is used to estimate the cross-sectional abnormal returns distribution that would be generated by luck alone for each of the funds. The distributions of actual t-statistics and bootstrapped t-statistics of fund alphas are then compared to draw conclusions about the existence of the fund manager skill. The survivorship bias free sample uses historical monthly return data during 2007-2016 of globally investing actively managed open-end mutual funds registered in CEE countries. As the period included structural break, the main results and conclusions are based on the sub-sample of 78 mutual funds during the period of 03.2009-2016.

The results imply that actively managed mutual equity funds of CEE on aggregate produce returns that underperform both three- and four-factor benchmark net of costs. Although there is exactly the same amount of individual funds with positive and negative alphas, negative values are more extreme. In addition, average fund portfolio is most exposed to market risk premium, which means that many of the funds have not followed any specific investment style besides taking relative market risk. When distinguishing between skill and luck, only two skilled managers were identified at 10% significance level when using three-factor model. After controlling for momentum, only one fund remained skillful. In contrast, there was more evidence of negative skill – 16 (20.51%) funds on the basis of three-factor model and 12 (15.38%) funds on the basis of four-factor model.

Overall the results imply that the performance of successful CEE funds is not related to superior stock picking skills but only luck. Conversely, the performance of unsuccessful funds can mostly be associated with lack of stock picking skills. Approximately 80% of the funds were related to either good or bad luck and only very few fund managers have sufficient skill to generate returns that cover the costs funds impose on investors. This means that criticism towards high costs of active management are to some extent justifiable. In terms of efficient market theory the results largely confirmed the validity of the semi-solid form, as successful funds' performance was mainly achieved due to luck rather than skill.

Considering the limitations arising from Thomson Reuters Eikon database and conclusions that were reached, the following restrictions and proposals are pointed out:

1. Analysis is based merely on net returns, thus it was only possible to make conclusions about whether active managers have sufficient skill to generate

returns that cover the costs funds impose on investors. Future studies should include gross returns, when available, to test whether managers have any skill to outperform benchmark.

2. Data on funds' assets under management (AUM) should be included in order to investigate the effect of fund size on costs and performance.
3. The results may somewhat vary since it was only possible to include return data on funds' primary units. In reality fund's total return is equal to weighted average of all of its unit classes.
4. Readers should note that the results and conclusions made in this thesis are based on the assumption that Fama, French three-factor and Carhart four-factor models are valid. If this is not the case, then the results and conclusions would not be relevant.
5. For future research, it is recommended constructing four factor portfolios personally. Due to limitations set on the length and volume of master's thesis, input data compiled by Kenneth R. French was used.
6. It is suggested to analyse CEE funds during longer time periods in order to test the claim that funds can be successful only during limited time.
7. For future research, it is recommended to analyse the relationship between luck and skill on those funds who invest in CEE region. This would allow to examine whether intra-regional investment funds and portfolio managers have any competitive advantage over the external ones.

To conclude, fund managers in CEE have rather negative than positive skills. This is similar to results reported in most of the previous empirical studies that have analysed mutual funds in different regions of the world. Considering the limitations arising from input data and the relevance of the topic, it is recommended to further research mutual funds in CEE region.



# LISAD

## Lisa 1. Valimisse kuulunud investeerimisfondid

Nr	Fond	RIC kood	ISIN kood	Riik	Staatus	
1	AB.LV Global USD ETF Fund	LP65107415	LV0000400323	Läti	A	X
2	Active Invest Dynamicky	LP68323671	CZ0008474202	Tšehhi	A	X
3	AEGON Climate Change Reszveny ba	LP65098027	HU0000705520	Ungari	A	X
4	AEGON Nemzetkozi Reszveny ba A	LP65073092	HU0000702485	Ungari	A	X
5	AKRO fond progresivnich spolecnosti opf	LP60048317	CZ0008471091	Tšehhi	A	X
6	AKRO globalni akciovy fond opf	LP60048147	CZ0008471117	Tšehhi	A	X
7	Allianz Akcji EcoTrends SFIO	LP65161724	N/A	Poola	L	0
8	Allianz Akcji Swiatowych SFIO	LP65161722	N/A	Poola	L	0
9	Arka Platinum Dynamiczny PLN	LP65101257	N/A	Poola	A	X
10	Arka Platinum Stabilny	LP65029581	N/A	Poola	A	X
11	Aviva Investors Akcyjny SFIO	LP68026566	N/A	Poola	A	X
12	AXA Selection Emerging Equity	LP65098008	CZ0008472891	Tšehhi	A	X
13	AXA Selection Global Equity specialni fond fondu	LP65098007	CZ0008472883	Tšehhi	A	X
14	BF Money Fejlett Piaci Reszveny Alap HUF	LP65073106	HU0000701552	Ungari	A	X
15	BPH Selektynny	LP65124504	N/A	Poola	A	X
16	CIB Euro Tripla Profit Tokevedett Alap	LP68082318	HU0000709183	Ungari	L	X
17	CIB Fejlett Reszvenyiaci aa	LP65073120	HU0000702584	Ungari	A	X
18	CIB Impreszio Private Banking aa	LP65073123	HU0000704580	Ungari	L	0
19	Concorde Nemzetkozi Reszveny ba	LP65073140	HU0000702295	Ungari	A	X
20	Conseq Private Invest dynamicke	LP68323683	CZ0008474160	Tšehhi	A	X

## Lisa 1 järg

21	CSOB akciovy mix	LP60066355	N/A	Tšehhi	A	X
22	Erste DPM Globalis Reszveny aa	LP68047029	HU0000708631	Ungari	A	X
23	Finasta World Equity Fund of Funds	LP68084302	LTIF00000450	Leedu	Ü	X
24	Fond globalnich znacek CP INVEST	LP65054551	CZ0008471778	Tšehhi	A	X
25	Fond zive planety CP INVEST	LP65078587	CZ0008472693	Tšehhi	A	X
26	GE Money Franklin Templeton Selections aa	LP68127102	HU0000710595	Ungari	A	X
27	Generali Arany Oroszlan Nemzetkozi Reszveny a	LP65073094	HU0000701818	Ungari	A	X
28	Generali Greenergy Abszolut Hozam Alap	LP68082458	HU0000708813	Ungari	A	X
29	Global Index o.p.f. IAD Investments	LP65049072	SK3210000020	Slovakkia	A	X
30	GLOBAL STOCKS FF	LP60049171	CZ0008472248	Tšehhi	A	X
31	ILIRIKA Farmacija in tehnologija delniski	LP68379734	SI0021400401	Sloveenia	Ü	X
32	ILIRIKA Gazela dinamicni	LP68379735	SI0021400393	Sloveenia	Ü	X
33	ILIRIKA Globalni sklad skladov dinamicni	LP68379736	SI0021400377	Sloveenia	Ü	X
34	Infond Beta	LP68277268	SI0021400179	Sloveenia	A	X
35	Infond Consumer	LP68277284	SI0021401219	Sloveenia	A	X
36	Infond Delniski	LP68016916	SI0021400468	Sloveenia	A	X
37	Infond Druzbeno odgovorni	LP68277275	SI0021400880	Sloveenia	A	X
38	Infond Dynamic	LP68277286	SI0021401136	Sloveenia	A	X
39	Infond Krekov Globalni	LP68277289	SI0021401342	Sloveenia	A	X
40	Invalda International Equity Fund of Funds	LP65068456	LV0000400182	Läti	L	0
41	Inventum Surowce Plus Subfundusz	LP65101240	N/A	Poola	L	X
42	Investor Indie i Chiny	LP68020250	N/A	Poola	A	X
43	Investor Nowych Technologii	LP65165587	N/A	Poola	A	X
44	Investor Zmian Klimatycznych	LP65165589	N/A	Poola	Ü	X
45	IPOPEMA MEGATRENDS FIZ	LP68312894	N/A	Poola	A	X
46	JT Baltic Equity Fund III	LP65107420	LTIF00000146	Leedu	Ü	0

## Lisa 1 järg

47	JT Baltic Fund of Funds I	LP65068444	LTIF00000062	Leedu	Ü	0
48	K&H Oko Alapok Nyiltvegu Ertekpapir ba	LP65101294	HU0000705645	Ungari	A	X
49	Kapital, o.p.f., IAD Investments	LP65048979	N/A	Slovakkia	A	X
50	KBC Globalny Akcyjny	LP68093274	N/A	Poola	A	X
51	KD First Selection	LP65075555	SI0021400211	Sloveenia	A	X
52	KD India - China Equity	LP65133896	SI0021400955	Sloveenia	A	X
53	KD New Energy Equity	LP65075559	SI0021400278	Sloveenia	Ü	X
54	LHV World Equities Fund A	LP65107411	EE3600092417	Eesti	A	X
55	Magellan Tokevedett Nyiltvegu Szarmaztatott a	LP65073181	HU0000704523	Ungari	L	X
56	OPERA FNP SFIO	LP65087376	N/A	Poola	L	0
57	OPERA NGO SFIO	LP65029508	N/A	Poola	A	X
58	OTP Jovo Markai Hozamvedett Nyiltv. Szarm. a	LP68083677	HU0000709035	Ungari	L	X
59	OTP Klimavaltozas 130/30 Szarm. Reszveny A	LP65104245	HU0000706239	Ungari	A	X
60	OTP Omega Fejlett Piaci Reszveny aa A	LP65073269	HU0000702899	Ungari	A	X
61	OTP Trend Nemzetkozi Reszveny a	LP68139297	HU0000711007	Ungari	A	X
62	Pioneer - akciovy fond opf	LP60066357	N/A	Tšehhi	A	X
63	Pioneer Profitmax aa	LP65104231	HU0000705462	Ungari	Ü	0
64	PKO Dobr Luksusowych Globalny A	LP68057403	N/A	Poola	A	X
65	PKO Infrastruktury i Budownictwa Globalny A	LP68057456	N/A	Poola	A	X
66	PKO Surowcow Globalny A	LP68057457	N/A	Poola	A	X
67	Privatni portfolio AR AKCIE - o.p.f.	LP68079880	CZ0008473451	Tšehhi	A	X
68	PZU FIZ MEDYCZNY	LP68170540	N/A	Poola	A	X
69	PZU Subfundusz Akcji Spolek Dywidendowych	LP65069995	N/A	Poola	A	X
70	QUANTIS Globalis USD Fejlett Piaci Reszveny aa	LP65161713	HU0000707591	Ungari	L	X
71	QUANTIS Novekedesi HUF Vegyes aa	LP68025280	HU0000708136	Ungari	L	X
72	QUANTIS Oroszorszag EUR Reszveny aa	LP65161704	HU0000710140	Ungari	L	X

## Lisa 1 järg

73	SEB Active Fund of Funds E	LP68086130	EE3600087490	Eesti	L	X
74	SEB Actively Managed Fund Porfolio 100	LP65161697	LTIF00000245	Leedu	L	X
75	SKARBIEC - Top Brands	LP65124541	N/A	Poola	A	X
76	SKARBIEC-Rynkow Rozwinietych	LP60066480	N/A	Poola	A	X
77	Skarbiec-SMARTFIZ FIZ	LP68200265	N/A	Poola	A	X
78	SNORAS Balanced Fund of Funds	LP65107422	LTIF00000203	Leedu	Ü	0
79	SNORAS Global Equity Fund of Funds	LP65107423	LTIF00000195	Leedu	Ü	0
80	SPORO Globalny akciovy fond fondov	LP65032399	N/A	Slovakkia	A	X
81	subfundusz Akcji Globalnych	LP68280468	N/A	Poola	A	X
82	Subfundusz BPS Akcji	LP68104211	N/A	Poola	A	X
83	Subfundusz Globalny Akcji	LP65087365	N/A	Poola	A	X
84	Subfundusz Zagraniczne Fundusze Akcyjne	LP68026581	PLPPTFI00352	Poola	Ü	X
85	Swedbank Fund of Funds 100 - E unit	LP68080540	EE3600078663	Eesti	A	X
86	Szuper 8 Plusz Tokevedett Szarmaztatott a	LP68100671	HU0000709894	Ungari	L	X
87	Szuper 8 Tokevedett Szarmaztatott a	LP68074174	HU0000709159	Ungari	L	X
88	UniMaxZagranica W LIKWIDACJI	LP65088533	PLUITFI00167	Poola	L	0
89	Vilagtrend Tokevedett Nyiltvegu Szarmaztatott	LP65124580	HU0000706924	Ungari	L	X

Allikas: (Thomson Reuters Eikon'i andmebaas)

Märkused: RIC kood – kood Eikoni andmebaasis; N/A – ISIN kood pole kättesaadav; A – aktiivne; L – likvideeritud; Ü – ühendatud; X – alaperioodil valmisse kaasatud; 0 – alaperioodil pole valimisse kaasatud.

**Lisa 2. Turumudelite sisendandmete konstrueerimisel hõlmatud riikide nimekiri**

Number	Riik
1	Ameerika Ühendriigid
2	Austraalia
3	Austria
4	Belgia
5	Hispaania
6	Holland
7	Hongkong
8	Iirimaa
9	Itaalia
10	Jaapan
11	Kanada
12	Kreeka
13	Norra
14	Portugal
15	Prantsusmaa
16	Rootsi
17	Saksamaa
18	Singapur
19	Soome
20	Suurbritannia
21	Šveits
22	Taani
23	Uus-Meremaa

Allikas: (French 2017)

### Lisa 3. QLR testi ja Chow testi väljavõtted

#### QLR testi väljavõte

Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming:

The maximum  $F(5, 110) = 6.33103$  occurs at observation 2009:02  
Asymptotic p-value = 0.000226524 for chi-square(5) = 31.6552

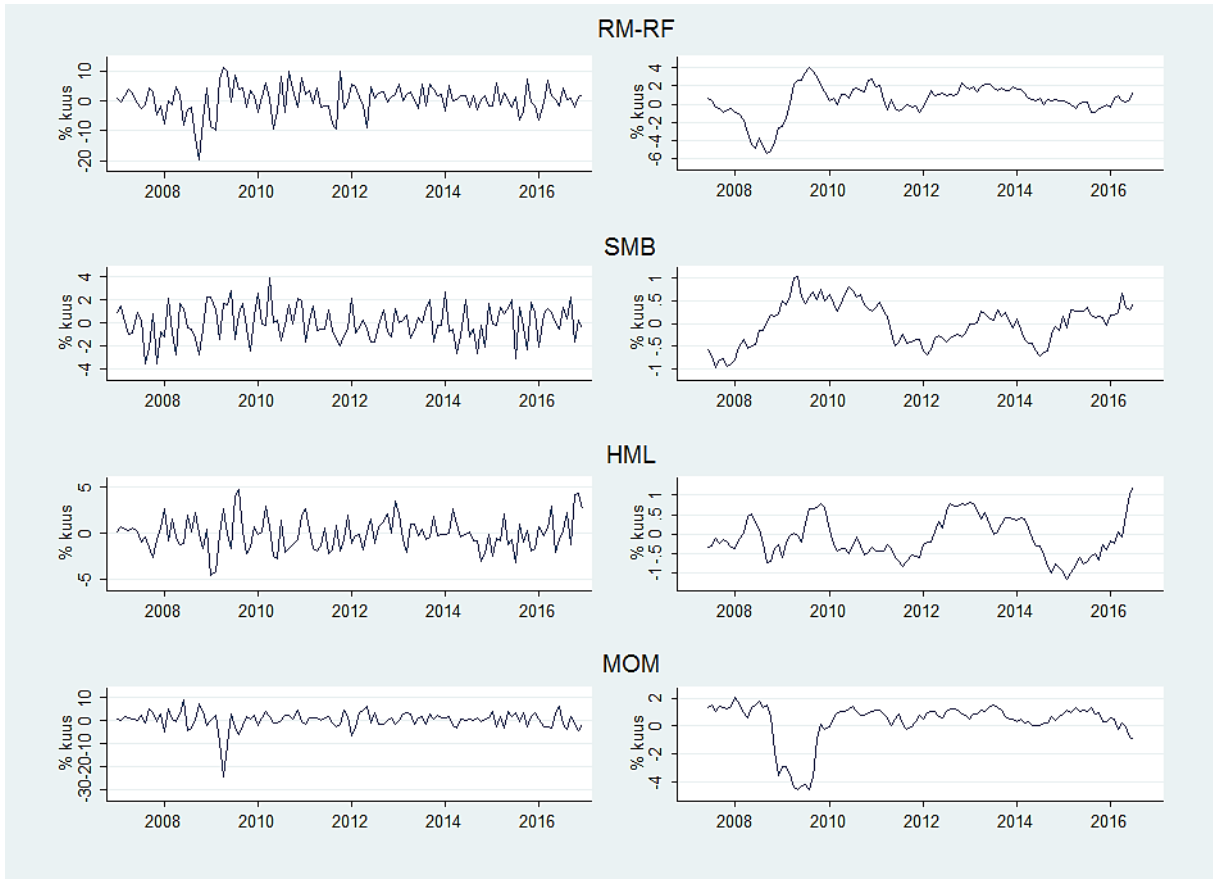
#### Chow testi väljavõte

Augmented regression for Chow test  
OLS, using observations 2007:01-2016:12 (T = 120)  
Dependent variable: RFEWportfell

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.516160	0.337472	-1.529	0.1290	
RM_RF	0.728440	0.0559904	13.01	5.40e-024	***
SMB	0.184370	0.186112	0.9906	0.3240	
HML	-1.15044	0.233139	-4.935	2.87e-06	***
MOM	-0.229552	0.107541	-2.135	0.0350	**
splitdum	0.430789	0.373748	1.153	0.2516	
sd_RM_RF	-0.153211	0.0686211	-2.233	0.0276	**
sd_SMB	-0.105583	0.216262	-0.4882	0.6264	
sd_HML	1.09086	0.251950	4.330	3.31e-05	***
sd_MOM	0.211388	0.117226	1.803	0.0741	*
Mean dependent var	-0.032225	S.D. dependent var	3.621770		
Sum squared resid	248.5197	S.E. of regression	1.503087		
R-squared	0.840789	Adjusted R-squared	0.827763		
F(9, 110)	64.54539	P-value(F)	8.64e-40		
Log-likelihood	-213.9545	Akaike criterion	447.9089		
Schwarz criterion	475.7838	Hannan-Quinn	459.2290		
rho	-0.110289	Durbin-Watson	2.198874		

Chow test for structural break at observation 2009:02  
 $F(5, 110) = 6.33103$  with p-value 0.0000

**Lisa 4. Nelja seletava muutuja aegread (vasakul) ning 11 kuu libisev keskmine (paremal)**



Allikas: (Autori koostatud French 2017 põhjal)

## Lisa 5. Ühikjuure testid seletavate tunnuste jaoks

### Ühikjuure test tunnuse $R_M - R_f$ jaoks

Augmented Dickey-Fuller test for RM\_RF  
including 0 lags of (1-L)RM\_RF  
(max was 12, criterion AIC)  
sample size 119  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test without constant  
model:  $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0.815677  
test statistic:  $\tau_{nc}(1) = -9.00798$   
p-value 3.485e-031  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.010

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0.821558  
test statistic:  $\tau_c(1) = -9.0262$   
p-value 1.033e-012  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.010

with constant and trend  
model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0.827656  
test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -9.05003$   
p-value 1.143e-011  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.011

### Ühikjuure test tunnuse $SMB$ jaoks

Augmented Dickey-Fuller test for SMB  
including one lag of (1-L)SMB  
(max was 12, criterion AIC)  
sample size 118  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test without constant  
model:  $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -1.14456  
test statistic:  $\tau_{nc}(1) = -8.85626$   
asymptotic p-value 2.461e-016  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -1.14457  
test statistic:  $\tau_c(1) = -8.81699$   
asymptotic p-value 1.753e-015  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004

with constant and trend  
model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -1.14925  
test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -8.81716$   
asymptotic p-value 2.854e-015  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002



## Lisa 5 jätk

### Ühikjuure test tunnuse *HML* jaoks

Augmented Dickey-Fuller test for HML  
including 0 lags of (1-L)HML  
(max was 12, criterion AIC)  
sample size 119  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test without constant  
model:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0.762458  
test statistic:  $\tau_{nc}(1) = -8.434$   
p-value 2.835e-024  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.026

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0.762481  
test statistic:  $\tau_c(1) = -8.39706$   
p-value 1.599e-011  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.026

with constant and trend  
model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0.765  
test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -8.39522$   
p-value 1.949e-010  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.025

### Ühikjuure test tunnuse *MOM* jaoks

Augmented Dickey-Fuller test for MOM  
including 4 lags of (1-L)MOM  
(max was 12, criterion AIC)  
sample size 115  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test without constant  
model:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0.69958  
test statistic:  $\tau_{nc}(1) = -4.35721$   
asymptotic p-value 1.425e-005  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.005  
lagged differences:  $F(4, 110) = 3.537 [0.0094]$

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0.714457  
test statistic:  $\tau_c(1) = -4.37697$   
asymptotic p-value 0.0003208  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.006  
lagged differences:  $F(4, 109) = 3.524 [0.0096]$

with constant and trend  
model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0.717799  
test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -4.36365$   
asymptotic p-value 0.002441  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.006  
lagged differences:  $F(4, 108) = 3.500 [0.0100]$

## Lisa 6. Seletavate muutujate korrelatsioonimaatriks alaperioodil

Alaperiood 03.2009 – 2016				
	$R_m - R_f$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>MOM</i>
$R_m - R_f$	1,000			
<i>SMB</i>	0,003	1,000		
<i>HML</i>	0,266***	-0,036	1,000	
<i>MOM</i>	-0,414***	-0,078	-0,405***	1,000

Märkused: \*\*\* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,01; \*\* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,05; \* statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,1.

Allikas: (Autori arvutused French 2017 põhjal)

## Lisa 7. Regressioonimudelite jääkliikmete testide statistika, % fondidest

Periood	2007 – 2016		03.2009 – 2016	
	kolme muutujaga	nelja muutujaga	kolme muutujaga	nelja muutujaga
Ei allu normaaljaotusele	49,44%	49,44%	32,05%	34,62%
Heteroskedastiivsus	49,44%	49,44%	29,49%	25,64%
1. järku autokorrelatsioon	23,60%	22,47%	19,23%	15,38%
6. järku autokorrelatsioon	17,98%	22,47%	15,38%	15,38%

## Lisa 8. Kolme- ja nelja muutujaga mudeli hindamise keskmised tulemused individuaalsete fondide põhjal

### Koguperiood (2007-2016)

	$\alpha_i$	$\beta_i$	$\gamma_i$	$\delta_i$	$\varphi_i$
Kolme muutujaga mudel					
Keskmine	-0,36	0,65	0,16	-0,23	-
Max	0,77	1,23	1,82	0,54	-
Min	-3,52	0,13	-1,40	-1,48	-
Olulisi 5%	20,27%	97,75%	12,36%	28,09%	-
Olulisi 10%	23,60%	98,88%	25,84%	42,70%	-
Nelja muutujaga mudel					
Keskmine	-0,35	0,65	0,16	-0,23	-0,02
Max	0,42	1,22	1,81	0,50	0,81
Min	-4,34	0,14	-1,70	-0,94	-0,45
Olulisi 5%	15,73%	98,88%	12,36%	24,72%	8,99%
Olulisi 10%	22,47%	100%	24,72%	38,20%	15,73%

Allikas: (Autori arvutused)

### Alaperiood (03.2009-2016)

	$\alpha_i$	$\beta_i$	$\gamma_i$	$\delta_i$	$\varphi_i$
Kolme muutujaga mudel					
Keskmine	-0,14	0,59	0,08	-0,078	-
Max	0,80	1,08	0,94	0,54	-
Min	-2,48	0,13	-0,38	-0,67	-
Olulisi 5%	16,67%	98,72%	10,26%	14,10%	-
Olulisi 10%	21,79%	100%	20,51%	20,51%	-
Nelja muutujaga mudel					
Keskmine	-0,13	0,59	0,079	-0,09	-0,02
Max	0,76	1,08	0,99	0,51	0,74
Min	-2,42	0,14	-0,36	-0,69	-0,45
Olulisi 5%	15,38%	100%	8,97%	12,82%	11,54%
Olulisi 10%	20,51%	100%	17,95%	20,51%	17,95%

Allikas: (Autori arvutused)

## Lisa 9. Keskmise portfelli hindamiste tulemused

### Kolme muutujaga mudel, koguperiood (2007-2016)

Regression with Newey-West standard errors  
maximum lag: 6

Number of obs = 120  
F( 3, 116) = 58.14  
Prob > F = 0.0000

EWportfell	Newey-West		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
RM_RF	.6723271	.0580883	11.57	0.000	.5572758	.7873783
SMB	.1827254	.0840288	2.17	0.032	.0162957	.3491551
HML	-.2376916	.1346117	-1.77	0.080	-.5043071	.0289239
_cons	-.3202072	.1667061	-1.92	0.057	-.6503896	.0099752

### Nelja muutujaga mudel, koguperiood (2007-2016)

Regression with Newey-West standard errors  
maximum lag: 6

Number of obs = 120  
F( 4, 115) = 44.49  
Prob > F = 0.0000

EWportfell	Newey-West		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
RM_RF	.6661455	.0589201	11.31	0.000	.549436	.7828549
SMB	.1786616	.0837852	2.13	0.035	.0126992	.344624
HML	-.2583134	.1469783	-1.76	0.081	-.5494491	.0328223
MOM	-.0265821	.0425853	-0.62	0.534	-.1109354	.0577713
_cons	-.3101327	.1649931	-1.88	0.063	-.6369522	.0166868

## Lisa 9 jätk

### Kolme muutujaga mudel, alaperiood (03.2009 – 2016)

Regression with Newey-West standard errors  
maximum lag: 6

Number of obs = 94  
F( 3, 90) = 35.03  
Prob > F = 0.0000

EWportfell	Newey-West		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
RM_RF	.5813184	.0614868	9.45	0.000	.4591642	.7034726
SMB	.0827077	.0884666	0.93	0.352	-.0930466	.258462
HML	-.0512529	.0953497	-0.54	0.592	-.2406818	.1381759
_cons	-.0853831	.1869312	-0.46	0.649	-.4567545	.2859883

### Nelja muutujaga mudel, alaperiood (03.2009 – 2016)

Regression with Newey-West standard errors  
maximum lag: 6

Number of obs = 94  
F( 4, 89) = 34.16  
Prob > F = 0.0000

EWportfell	Newey-West		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
RM_RF	.5729414	.0663199	8.64	0.000	.4411651	.7047177
SMB	.0759884	.08857	0.86	0.393	-.0999984	.2519751
HML	-.0708825	.0954058	-0.74	0.459	-.2604518	.1186868
MOM	-.0277412	.041114	-0.67	0.502	-.1094338	.0539514
_cons	-.0732683	.1910478	-0.38	0.702	-.4528763	.3063396

**Lisa 10. Tegelike ja simuleeritud alfa t-statistikute jaotus protsentiilides, kolme muutujaga mudeli põhjal**

Period 2007 – 2016					Period 03.2009 – 2016				
jrk	protsentiil	sim $t(\alpha)$	tegelik $t(\alpha)$	%< tegelik	jrk	protsentiil	sim $t(\alpha)$	tegelik $t(\alpha)$	%< tegelik
1	99 (max)	3,18	2,56	31,13	1	99 (max)	2,68	2,64	54,75
2	98	2,43	2,52	62,46	2	98	2,13	2,60	83,38
3	97	2,13	1,52	5,81	3	97	1,87	2,52	91,99
4	96	1,93	0,98	0,30	4	96	1,70	2,42	94,19
5	95	1,78	0,85	0,10	5	95	1,57	1,67	63,66
9	90	1,38	0,60	0,20	8	90	1,27	1,11	38,34
18	80	0,89	-0,003	0,00	16	80	0,81	0,72	47,55
27	70	0,56	-0,29	0,00	24	70	0,49	0,40	44,64
36	60	0,28	-0,77	0,00	32	60	0,23	0,07	37,14
45	50	0,02	-1,00	0,00	40	50	-0,01	-0,10	42,94
54	40	-0,24	-1,21	0,10	47	40	-0,23	-0,51	25,83
63	30	-0,52	-1,42	0,20	55	30	-0,49	-0,88	18,22
72	20	-0,84	-1,63	0,40	63	20	-0,81	-1,55	3,80
81	10	-1,30	-2,28	0,40	71	10	-1,26	-2,22	1,50
85	5	-1,65	-2,61	0,70	74	5	-1,53	-2,37	3,30
86	4	-1,77	-2,73	0,70	75	4	-1,67	-2,47	4,20
87	3	-1,93	-2,81	1,20	76	3	-1,85	-2,73	3,90
88	2	-2,18	-2,93	5,81	77	2	-2,10	-3,81	0,50
89	1 (min)	-2,64	-3,43	11,21	78	1 (min)	-2,58	-5,14	0,60

Allikas: (Autori arvutused)

**Lisa 11. Tegelike ja simuleeritud alfa t-statistikute jaotus protsentiilides, nelja muutujaga mudeli põhjal**

Periood 2007 – 2016					Periood 03.2009 – 2016				
jrk	protsentiil	sim $t(\alpha)$	tegelik $t(\alpha)$	%< tegelik	jrk	protsentiil	sim $t(\alpha)$	tegelik $t(\alpha)$	%< tegelik
1	99 (max)	3,13	2,54	27,03	1	99 (max)	2,76	2,542	44,64
2	98	2,45	2,54	61,86	2	98	2,20	2,537	77,38
3	97	2,15	1,09	0,20	3	97	1,93	2,413	84,08
4	96	1,95	1,05	0,60	4	96	1,75	2,409	92,49
5	95	1,80	0,87	0,20	5	95	1,61	1,57	52,05
9	90	1,40	0,49	0,00	8	90	1,31	1,02	26,13
18	80	0,90	0,06	0,10	16	80	0,82	0,67	41,04
27	70	0,57	-0,22	0,00	24	70	0,50	0,43	47,35
36	60	0,28	-0,64	0,00	32	60	0,22	0,15	45,55
45	50	0,02	-0,84	0,10	40	50	-0,02	-0,07	43,25
54	40	-0,24	-1,13	0,20	47	40	-0,24	-0,57	22,42
63	30	-0,52	-1,33	0,20	55	30	-0,50	-0,71	30,23
72	20	-0,85	-1,67	0,30	63	20	-0,82	-1,04	27,43
81	10	-1,31	-2,25	0,50	71	10	-1,28	-2,10	3,60
85	5	-1,66	-2,49	1,30	74	5	-1,56	-2,38	2,90
86	4	-1,79	-2,61	1,60	75	4	-1,70	-2,61	2,70
87	3	-1,96	-2,74	3,10	76	3	-1,88	-2,98	1,90
88	2	-2,21	-2,98	5,31	77	2	-2,15	-3,82	1,20
89	1 (min)	-2,67	-3,29	14,14	78	1 (min)	-2,58	-5,14	0,60

Allikas: (Autori arvutused)



**Lisa 12. Tegelike ja simuleeritud alfade jaotus protsentiilides, kolme muutujaga mudeli põhjal**

Periood 2007-2016					Periood 2009 märts – 2016 detsember				
jrk	protsentiil	tegelik $\alpha$	tegelik $t(\alpha)$	% < tegelik $\alpha$	jrk	protsentiil	tegelik $\alpha$	tegelik $t(\alpha)$	% < tegelik $\alpha$
1	99 (max)	0,77	1,52	7,31	1	99 (max)	0,80	2,64	34,03
2	98	0,36	2,52	0,10	2	98	0,77	1,52	64,56
3	97	0,34	0,69	0,20	3	97	0,463	1,67	18,42
4	96	0,318	2,60	0,30	4	96	0,455	2,42	31,63
5	95	0,316	0,98	0,50	5	95	0,42	1,27	34,93
9	90	0,18	0,50	0,20	8	90	0,34	1,11	44,04
18	80	-0,001	-0,003	0,00	16	80	0,24	0,60	64,16
27	70	-0,11	-0,27	0,00	24	70	0,12	0,33	48,95
36	60	-0,24	-0,31	0,00	32	60	0,02	0,07	39,24
45	50	-0,33	-1,96	0,00	40	50	-0,03	-0,04	41,84
54	40	-0,40	-1,85	0,00	47	40	-0,16	-0,54	18,62
63	30	-0,48	-1,91	0,10	55	30	-0,26	-0,51	12,71
72	20	-0,58	-1,57	0,00	63	20	-0,42	-2,47	5,11
81	10	-0,82	-1,82	0,30	71	10	-0,64	-1,60	2,10
85	5	-1,08	-1,63	0,50	74	5	-0,73	-2,22	4,10
86	4	-1,63	-2,61	0,00	75	4	-0,77	-0,88	5,41
87	3	-1,76	-2,40	0,00	76	3	-1,55	-1,88	0,00
88	2	-1,85	-2,73	1,30	77	2	-1,85	-2,73	0,00
89	1 (min)	-3,52	-1,16	4,10	78	1 (min)	-2,48	-5,14	0,00

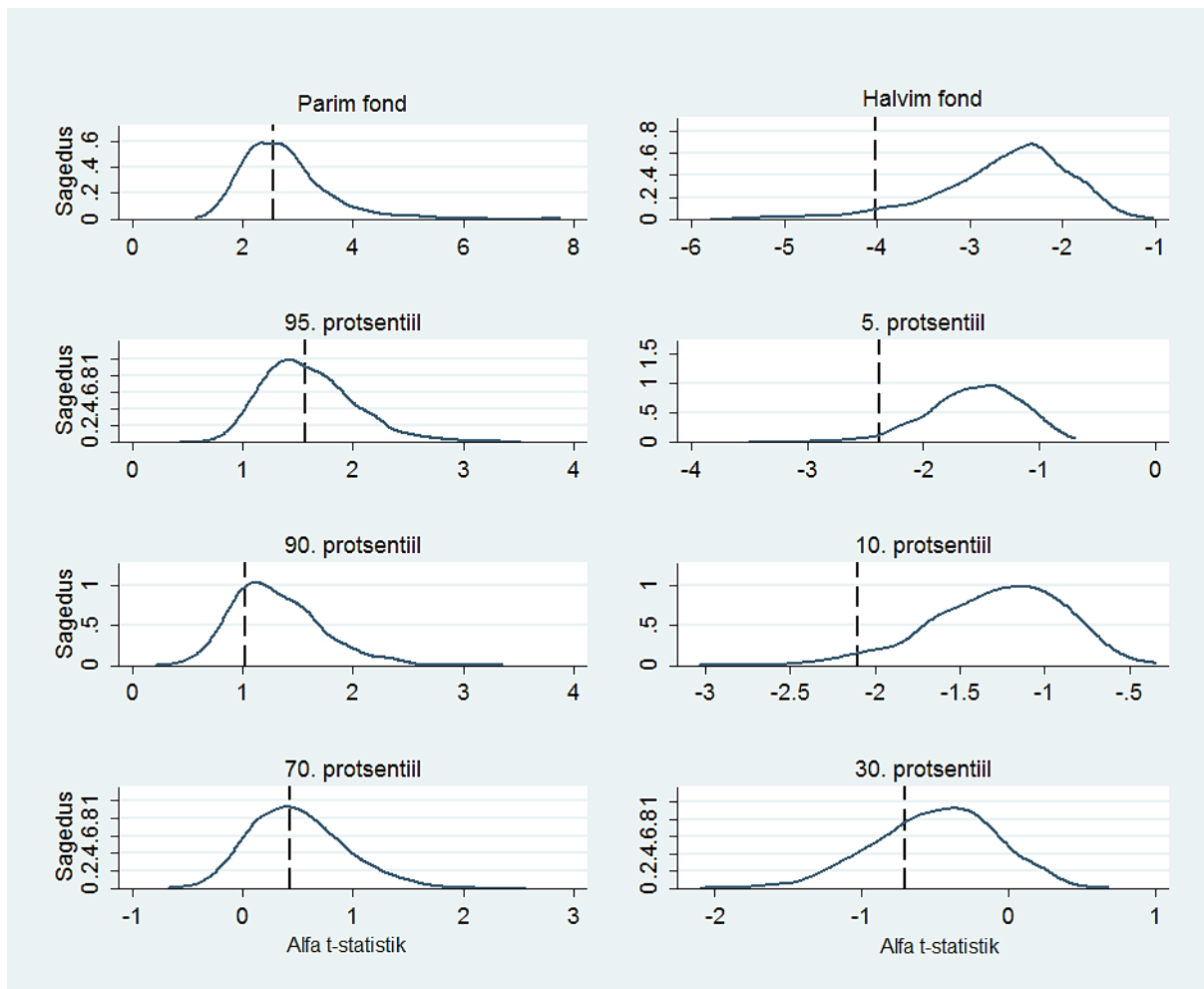
Allikas: (Autori arvutused)

**Lisa 13. Tegelike ja simuleeritud alfade jaotus protsentiilides, nelja muutujaga mudeli põhjal**

Periood 2007-2016					Periood 2009 märts – 2016 detsember				
jrk	protsentiil	tegelik $\alpha$	tegelik $t(\alpha)$	%< tegelik $\alpha$	jrk	protsentiil	tegelik $\alpha$	tegelik $t(\alpha)$	%< tegelik $\alpha$
1	99 (max)	0,42	2,54	0,00	1	99 (max)	0,76	2,409	26,13
2	98	0,37	0,75	0,00	2	98	0,46	2,413	4,10
3	97	0,32	1,05	0,00	3	97	0,45	0,93	12,81
4	96	0,32	2,54	0,20	4	96	0,44	1,57	25,23
5	95	0,30	1,09	0,60	5	95	0,42	2,54	31,33
9	90	0,18	0,52	0,20	8	90	0,31	1,02	27,13
18	80	0,02	0,06	0,10	16	80	0,22	0,85	52,75
27	70	-0,07	-0,46	0,00	24	70	0,12	0,45	47,85
36	60	-0,25	-0,981	0,00	32	60	0,05	0,22	50,75
45	50	-0,31	-0,976	0,00	40	50	-0,01	-0,09	48,95
54	40	-0,38	-2,74	0,00	47	40	-0,14	-0,31	25,53
63	30	-0,45	-1,03	0,10	55	30	-0,27	-0,66	12,81
72	20	-0,53	-0,84	0,60	63	20	-0,36	-0,71	13,71
81	10	-0,83	-1,80	0,40	71	10	-0,64	-3,82	3,30
85	5	-1,09	-1,56	0,20	74	5	-0,75	-0,80	4,50
86	4	-1,60	-2,49	0,00	75	4	-0,84	-1,75	3,10
87	3	-1,76	-2,27	0,10	76	3	-1,54	-1,88	0,00
88	2	-1,82	-2,61	1,50	77	2	-1,82	-2,61	0,00
89	1 (min)	-4,34	-1,30	2,90	78	1 (min)	-2,42	-4,04	0,10

Allikas: (Autori arvutused)

**Lisa 14. *Bootstrap*'iga simuleeritud alfade t-statistikute jaotus erinevatel protsentiilidel (nelja muutujaga mudel, alaperiood 03.2009-2016)**



Allikas: (Autori koostatud)