

# RAHASTOJEN MENESTYS SUOMESSA 1997 - 2015

Jyväskylän yliopisto  
Kauppakorkeakoulu

Pro gradu -tutkielma

2016

Tekijä: Matias Heinonen  
Taloustiede  
Ohjaaja: Juhani Raatikainen



JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

## TIIVISTELMÄ

Tekijä Matias Heinonen	
Työn nimi Rahastojen menestys Suomessa 1997 - 2015	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu -työ
Aika (pvm.) Toukokuu 2016	Sivumäärä 76
Tiivistelmä - Abstract <p>Tässä työssä on tutkittu suomalaisten, aktiivisesti Suomeen sijoittavien rahastojen menestystä ja tuuria tai taitoa menestyksen taustalla. Tutkimuksen kohteena oleva ajanjakso on 1997 - 2015. Aineisto käsitti 41 kasvurahastoa ja 19 tuottorahastoa.</p> <p>Rahastojen menestystä on mitattu yleisesti Jensenin (1968) alphalla sekä faktorimalleilla, mutta näiden ongelmana on se, että ne eivät ota huomioon tuurin tai taidon mahdollisuutta menestyksessä. Ongelman ratkaisemiseksi tässä tutkimuksessa on käytetty Cuthbertsonin ym. (2008) mukaista bootstrap-menetelmää, jolla saadaan simuloitua tuurijakauma, johon menestystä voidaan verrata. Vertaamalla menestystä simuloituun tuurijakaumaan, voidaan vetää johtopäätöksiä siitä, onko menestys aidosti taidon vai tuurin ansiota. Tutkimuksessa on käytetty Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallia, sekä viiden faktorin mallia, jolla pyritään kontrolloimaan suomalaisen markkinan erityispiirteitä. Lisäksi tässä tutkimuksessa etsittiin todisteita siitä, ovatko pienemmät rahastot paremmin menestyviä kuin suuret. Tutkimukset suoritettiin koko aikaperiodille ja osaperiodeille, jotka olivat 1997:1 - 2006:12 ja 2007:1 - 2015:2.</p> <p>Viiden faktorin mallin tulosten perusteella heikosti menestyneiden rahastojen taustalla on ollut taitamattomuus. Kolmen faktorin mallilla taitamattomia rahastoja ei löydy yhtä paljon heikosti menestyneiden rahastojen joukosta. Yleisesti löydetään huomattavasti enemmän heikosti menestyneitä rahastoja kuin hyvin menestyneitä rahastoja. Ainoastaan ensimmäiseltä osaperiodilta löydetään kaksi tilastollisesti merkitsevää ja positiivista alphan arvoa. Rahastojen kokojen tutkiminen paljastaa, että suuremmat rahastot vaikuttaisivat pärjäävän hieman paremmin kuin pienet rahastot. Tulokset ovat kuitenkin riippuvaisia siitä, käytetäänkö periodin alun vai lopun kokotietoja.</p>	
Asiasanat Sijoitusrahasto, menestys, bootstrap, taito, tuuri, koko, Suomi, alpha	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopiston kirjasto	

## SISÄLLYS

	TIIVISTELMÄ .....	3
1	JOHDANTO.....	4
2	KIRJALLISUUSKATSAUS.....	6
	2.1 Perinteisiä menetelmiä .....	6
	2.1.1 Mallien empiiriset tulokset.....	9
	2.1.2 Kritiikkiä perinteisistä malleista.....	12
	2.2 Taidon merkitys .....	13
	2.2.1 "False Discovery Rate" .....	13
	2.2.2 Bootstrap-lähestymistapa .....	17
	2.2.3 Muita taitoa tutkivia tutkimuksia .....	23
	2.3 Rahaston koon merkitys .....	24
	2.4 Pohjoismaalaisia tutkimuksia .....	26
3	MENETELMÄT JA AINEISTO .....	32
	3.1 Aineisto .....	32
	3.2 Käytettävät menetelmät.....	41
	3.2.1 Bootstrap-menetelmä .....	41
	3.2.2 Rahaston koosta riippuva menestys .....	42
4	TULOKSET JA HAVAINNOT .....	44
	4.1 Bootstrap-simulointien tulokset .....	44
	4.1.1 Koko aikaperiodi .....	44
	4.1.2 Ensimmäinen osaperiodi .....	49
	4.1.3 Toinen osaperiodi .....	53
	4.2 Rahaston koon vaikutukset .....	59
	4.3 Tulosten vertailu aiempiin tutkimuksiin .....	63
	4.3.1 Rahastojen menestys .....	64
	4.3.2 Rahastojen koon vaikutukset .....	65
5	YHTEENVETO .....	67
	LÄHTEET .....	69
	LIITTEET .....	75

# 1 JOHDANTO

Sijoitusrahastojen menestymisen mittaaminen on pitkään jatkunut tutkimusten kohde. Menestymisen mittaaminen on sijoittajan kannalta tärkeää, sillä nykyisin moni omistaa osuuksia rahastoista, ja oikeiden rahastojen valinta vaikuttaa tuottoon. Esimerkiksi suomalaisista 22 % omisti osakkeita tai osuuksia rahastoista vuonna 2008 (Keloharju ym. 2012). Suomalainen sijoitusrahastokenttä on verrattain nuori, sillä ensimmäinen rahasto perustettiin Suomeen vasta vuonna 1987. Tämän jälkeen rahastojen määrä on kasvanut tasaisesti, ja sitä myöten myös rahastoihin sijoitetun varallisuuden määrä on myös kasvanut.

Tunnettuja ja perinteisiä rahastojen menestyksen mittareita ovat muun muassa Capital Asset Pricing -malliin pohjautuvat mittarit tai faktorimallit, jotka ottavat riskin huomioon. Nämä mittarit ovat kuitenkin saaneet osakseen kritiikkiä muun muassa tilastollisten menetelmiensä sopimattomuudesta, täydellisen markkinaportfolion havainnoimattomuudesta tai taidon ja tuurin sekoittamisesta. Tästä syystä rahastojen menestymisen mittaamisen kehittäminen on jatkuva tutkimuksen kohde. Viimeaikaisien tutkimusten metodit ovat pyrkinet vastaamaan perinteisten mittareiden kritiikkiin ja varsinkin boots-trap-menetelmän hyödyntäminen vaikuttaisi parantavan mittaamistuloksia (Kosowski ym. 2006). Bootstrap-menetelmän avulla rahastojen menestyksestä voidaan saada tarkka kuva tuurin ja taidon osuudesta. Tämä auttaa sijoittajia valitsemaan taidollisen rahaston, ja välttämään rahastoja, joiden tuotto voidaan seilittää täysin tuurin vaikutukseksi.

Tämä tutkimus pyrkii selvittämään suomalaisten aktiivisten rahastojen menestystä ja tuurin, sekä taidon merkitystä menestyksen takana käyttämällä boots-trap-menetelmää ja laajaa rahastoaineistoa vuosilta 1997–2015. Valitut rahastot ovat Suomeen sijoitettavia. Mielenkiinnon kohteena on myös tutkia, miten tulokset eroavat toisistaan käyttämällä perinteistä kolmen faktorin mallia selittämään tuottoja ja vertaamalla tuloksia bootstrap-havaintoihin. Vertailua suoritetaan myös käyttämällä viiden faktorin mallia, jolla saadaan kontrolloitua pienen markkinan ominaisuuksia. Siinä missä useimmat tutkimukset keskittyvät tutkimaan suurten markkinoiden (kuten Yhdysvaltojen tai Ison-Britannian) rahastoja, niin harvat ovat tutkineet suomalaisia, verrattain kapeita markkinoita.

Suomalaisten, Suomeen sijoittavien rahastojen tutkiminen on erityisen kiinnostavaa, koska se tarjoaa evidenssiä markkinoista, joissa yhdellä yrityksellä on ollut suuri merkitys ja painoarvo vertailuindeksissä (Nokia). Esimerkiksi Nokian osuus Helsingin pörssin HEX-indeksistä oli parhaimmillaan yli 60 % (Nikkinen ym. 2002). Suomalaisten tutkimusten lisäksi esitellään tuloksia myös muista Pohjoismaista, sillä niiden markkinat ovat kotimaisen markkinoiden tavoin verrattain kapeita. Tämä antaa lisätietoa ja kuvailee myös muilla pienillä markkinoilla saatuja tuloksia.

Tässä tutkimuksessa sovelletaan Cuthbertsonin ym. (2008) bootstrap-lähestymistapaa suomalaiseen rahastoaineistoon. Tällä pyritään selvittämään suomalaisten aktiivisten rahastojen menestyksen syitä, tai toisin sanoen, oliko menestyksen takana tuuria vai taitoa. Lisäksi tutkimuksessa pyritään selvittämään, ovatko pienemmät rahastot pärjänneet paremmin kuin suuret rahastot.

Tämä pro gradu -työ on jaoteltu seuraavanlaisesti: kappale 2 keskittyy olemassa olevaan kirjallisuuteen. Ensin esitellään perinteiset mittarit, ja sen jälkeen niillä saatuja tuloksia empiirisistä tutkimuksista. Tämän jälkeen esitetään perinteisiä mittareita kritisoivia tutkimuksia. Tämän jälkeen on luonteva siirtyä uudempien tutkimusten pariin, jotka siis pyrkivät vastaamaan edellä mainittuihin kritiikkeihin. Loppuosa kappaleesta käsittelee rahastojen koon vaikutusta menestykseen ja lisäksi esitellään sekä Suomeen, Ruotsiin, Norjaan ja Tanskaan keskitettyjä tutkimuksia ja niiden tuloksia. Kappale 3 avaa tässä tutkimuksessa käytettyjä metodeja ja aineistoa. Kappaleessa 4 kerrotaan työn tuloksista ja havainnoista verrattuna aiempiin kansainvälisiin tutkimuksiin. Lopuksi kappaleessa 5 esitetään yhteenveto ja jatkotutkimusten mahdolliset kohteet.

## 2 KIRJALLISUUSKATSAUS

Tässä kappaleessa perehdytään olemassa olevaan kirjallisuuteen aloittaen tarkastelu 1960-luvun kuuluisista menestyksen mittareista siirtyen uudempiin ja kattavampiin malleihin. Ensin kerrotaan perinteisistä menetelmistä ja niillä saaduista tuloksista. Tulosten esittelyn jälkeen kiinnitetään huomiota mallien puutteisiin ja esitetään niiden saamaa kritiikkiä. Tämän jälkeen otetaan käsitteelyyn uudempia tutkimuksia ja esitetään niiden tuloksia. Kappaleen loppuosa valottaa pohjoismaita käsitteleviä tutkimuksia ja niiden johtopäätöksiä.

### 2.1 Perinteisiä menetelmiä

Sharpe (1966) esitti rahastojen tuottojen ennustamiseen soveltuvan *ex-ante* -mallin, ja tunnetumman, rahastojen toteutuneiden tuottojen arviointiin soveltuvan *ex-post* -mallin. Jälkimmäinen on muotoa:

$$A = p + \left[ \frac{A_i - p}{V_i} \right] V \quad (1)$$

missä  $A$  on keskimääräinen palautusaste,  $p$  on riskitön tuotto,  $V$  on keskihajonta ja hakasulkeiden sisällä olevaa osaa, jota kutsutaan myös Sharpen suhdeluvuksi, kertoo yksinkertaisesti portfolion ylituottojen suhteen sen kokonaisriskiin. Sharpen (1966) mallin avulla siis saadaan selville kuinka paljon riskiä rahasto on ottanut saadakseen ylituottoa. Malli sopii hyvin vain hieman hajautettujen portfolioiden arviointiin, koska mallissa käytetty riski koostuu systemaattisesta (markkinariskistä) sekä epäsystemaattisesta riskistä (Le Sourd, 2007).

Treynorin (1965) muodostama malli mittaa myös rahastojen menestystä ja, kuten Sharpen (1966) suhdeluku, asettaa rahastot paremmuusjärjestykseen. Ero Sharpen (1966) suhdelukuun on se, että Treynor käyttää mallissaan kokonaisriskin sijaan vain systemaattista riskiä. Treynorin (1965) malli on muotoa:

$$\left( \frac{E(R_p - R_F)}{\beta_p} \right) = E(R_m) - R_F \quad (2)$$

missä yhtälön oikea puoli kuvaa tuottoa yli riskittömän tuoton, ja vasemmalla puolella on portfolion ylituotto suhteessa portfolion beetaan (systemaattiseen riskiin). Jos portfolion Treynorin suhdeluku on suurempi kuin markkinaportfolion keskimääräinen tuotto, niin silloin rahastonhoitaja on kyennyt voittamaan vertailuindeksinsä. Systemaattisen riskin esittäminen tekee tästä mallista pätevän tutkittaessa hyvin hajautettuja portfolioita (Le Sourd 2007). Sharpen (1966)

ja Treynorin (1965) mallit antavat samat tulokset, jos vertailuportfolio on riskitön ja sijoituskohteilla on sama korrelaatio markkinatuottojen kanssa. Cuthbertson ja Nitzsche (2004) kuitenkin toteavat, että tämä ei aina tarkoita samaa investointipäätöstä.

Jensen (1968) kehitti oman mallinsa, joka tunnetaan Jensenin alphan, Sharpen (1964, 1966), Treynorin (1961, 1962<sup>1</sup>) ja Lintnerin (1965) tutkimusten pohjalta. Malli on muotoa:

$$\tilde{R}_{jt} - R_{Ft} = \alpha_j + \beta_j[\tilde{R}_{Mt} - R_{Ft}] + \tilde{u}_{jt} \quad (3)$$

missä yhtälön selitettävä tekijä on rahaston ylituotto,  $\alpha_j$  on Jensenin alpha,  $\beta_j$  kuvaa systemaattista riskiä,  $[\tilde{R}_{Mt} - R_{Ft}]$  kuvaa markkinaportfolion tuottoa yli riskittömän tuoton ja  $\tilde{u}_{jt}$  on virhetermi.

Jensenin (1968) alphan tulkinta on helppoa, sillä positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä alpha tarkoittaa, että rahastonhoitaja on kyennyt tuottamaan rahastolle lisäarvoa toiminnallaan, ja vastaavasti negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä alphan arvo tarkoittaa, että rahastonhoitaja ei kyennyt tuottamaan lisäarvoa rahastolle. Jensen (1968) toteaa, että negatiivisen alphan takana voi olla rahastonhoitajan epäonnistuneet yritykset ennakoita markkinaliikkeitä.

Fama ja French (1993) lisäävät Jensenin (1968) käyttämään regressiomalliin uusia faktoreita tarkoituksenaan parantaa mallin selityskykyä. Tuloksena on Faman ja Frenchin kolmen faktorin mallina tunnettu teoria. Motiivina tähän oli se, että Fama ja French olivat huomanneet, ettei perinteinen Asset-pricing -malli selittänyt kovin hyvin Yhdysvaltojen markkinoiden tuottoja. Kolmen faktorin malli on muotoa:

$$R_t - RF_t = a + b[RM_t - RF_t] + sSMB_t + hHML_t + e_t \quad (4)$$

missä rahaston ylituottoa selitetään vakiolla  $a$ , markkinafaktorilla  $[RM_t - RF_t]$ , kokofaktorilla  $SMB_t$  ja kirjanpitoarvon suhteella markkina-arvoon  $HML_t$ . SMB-faktori (Small Minus Big) on muodostettu vähentämällä pienten yritysten kuukausittainen keskituotto suurten yritysten kuukausittaisesta keskituotosta. HML-faktori (High Minus Low) muodostetaan siten, että yritykset jaetaan kirjanpitoarvonsa suhteen markkina-arvoonsa kolmeen kategoriaan: matala, keskikokoinen ja korkea. Muuttuja on matalan kirjanpitoarvon omaavien yritysten keskituotto vähennettynä korkean kirjanpitoarvon omaavien yritysten keskituotosta. Käyttämällä tätä mallia Fama ja French (1993) havaitsivat, että selitysaste kohosi Jensenin (1968) malliin verrattuna noin 0,7:tä noin 0,95:een.

---

<sup>1</sup> Craig Frenchin (2003) mukaan.

Faman ja Frenchin (1993) mallista on luonteva siirtyä käsittelemään Carhartin (1997) neljän faktorin mallia, sillä pohja on sama, mutta Carhart tuo mukaan uuden selittävän tekijän. Tämä neljäs selittävä tekijä on nimeltään PR1YR, ja se mittaa Jegadeeshin ja Titmanin (1993) havaitsemaa momentum-anomaliaa. Jegadeesh ja Titman (1993) havaitsivat, että ostamalla viime vuonna hyvin tuottaneita osakkeita (parhaiten menestyneet 30 %), ja vastaavasti myymällä viime vuonna huonosti tuottaneita osakkeita (huonoiten menestyneet 30 %), sijoittaja voi saavuttaa jopa 1 % kuukausituoton jokaiselle seuraavalle 12 kuukaudelle. Carhartin (1997) neljän faktorin malli on muotoa:

$$r_{it} = \alpha_{iT} + \beta_{iT}RMRF_t + s_{iT}SMB_t + h_{iT}HML_t + p_{iT}PR1YR_t + e_{iT} \quad (5)$$

missä kolme ensimmäistä selittävää termiä ovat identtiset yhtälössä (4) selitetyihin muuttujiin, ja viimeinen  $PR1YR_t$  kuvaa momentum-faktoria. Carhartin (1997) neljän faktorin malli osoittautuu hieman tarkemmaksi kuin Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin malli. Sekä Carhartin (1997) että Faman ja Frenchin (1993) mallien alfaat kuvaavat rahastonhoitajien kykyä voittaa markkinat.

Jensenin (1968) alphasta on tehty jatkokehitelmiä, jotka pyrkivät tarkentamaan rahastojen menestyksen syitä. Yksi näistä kehitelmistä on Grinblattin ja Titmanin (1989a, b) kehittämä Jensenin alphan (1968) hajotelma. Hajotelmassa Jensenin alpha (1968) ilmaistaan todennäköisyysrajana. Malli on muotoa:

$$J = (\hat{\beta}_p - b_p)\hat{r}_E + plim \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{\beta}_{pt}(\tilde{r}_{Et} - \hat{r}_E) \right] + \hat{\epsilon}_p \quad (6)$$

missä  $\hat{\beta}_p$  kuvaa portfolioiden beetojen painotettua keskiarvoa,  $b_p$  kuvaa regressiosta saatuja beetoja,  $\hat{r}_E$  kuvaa todennäköisyysrajaa  $\tilde{r}_{Et}$  -sarjan otoskeskiarvossa,  $plim \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{\beta}_{pt}(\tilde{r}_{Et} - \hat{r}_E) \right]$  kuvaa ajoituskyvystä johtuvaa tuottoa ja  $\hat{\epsilon}_p$  puolestaan esittää sen osan tuotoista, joka johtuu oikeiden osakkeiden valinnasta. Näitä kolmea komponenttia voidaan arvioida erikseen, jos portfolion painotukset ovat tiedossa.

Rahastojen menestyksen mittaamiseen on kehitetty myös epälineaarisia mittareita, joita esitellään seuraavaksi. Edellä esitetyt mallit tarkastelevat keskimääräistä tuottoa, mutta epälineaariset mittarit keskittyvät huomioimaan markkinoiden käännekohdissa onnistumisen. Treynor ja Mazuy (1966) tutkivat rahastonhoitajien ennakointikykyä ja havaitsivat, etteivät kaikki rahastonhoitajat kyenneet varautumaan vuoden 1929 pörssiromahdukseen siten, kuin markkinat voittavan sijoittajan tulisi varautua.

Treynorin ja Mazuyn (1966) mukaan jos rahastonhoitaja tekee keskimäärin oikeita ennustuksia, niin rahaston tuottojen ja vertailuindeksin tuottojen suhteen tulisi olla käyrä. Tältä pohjalta tulisi käyttää neliöityä CAP-mallia, joka on muodoltaan:



$$R_{Pt} - R_{Ft} = \alpha_P + \beta_P(R_{Mt} - R_{Ft}) + \delta_P(R_{Mt} - R_{Ft})^2 + e_{Pt} \quad (7)$$

missä  $R_{Pt}$  on portfolion tuottovektori periodilla,  $R_{Ft}$  on riskitön tuotto periodilla ja  $R_{Mt}$  on markkinatuottojen vektori periodilla. Estimaatin  $\delta_P$  ollessa tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen, on rahastonhoitaja osoittanut hyvää ennakointikykyä (Le Sourd 2007).

Myös Henrikssonin ja Mertonin (1981) parametrinen malli on epälineaarinen. Mallin oletuksena ovat että rahastonhoitajalla on kaksi sijoituskohdetta, riskitön ja riskillinen. Rahaston varat sijoitetaan vain siihen kohteeseen, kumpi tuottaa paremmin. Malli on muotoa:

$$R_{Pt} - R_{Ft} = \alpha_P + \beta_{1P}(R_{Mt} - R_{Ft}) + \beta_{2P}D_t(R_{Mt} - R_{Ft}) + e_{Pt} \quad (8)$$

missä  $R_{Pt}$  on portfolion tuotto,  $R_{Ft}$  on riskitön tuotto,  $\alpha_P$  on kannattavien osakkeiden valintaa kuvaava termi,  $R_{Mt}$  on markkinatuotto ja  $D_t = 0$ , jos  $R_{Mt} - R_{Ft} > 0$  tai  $D_t = -1$ , jos  $R_{Mt} - R_{Ft} < 0$ . Jos  $\beta_{2P}$  on tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen, niin rahastonhoitaja on kyennyt ennakoimaan markkinoiden muutokset hyvin.

Ferson ja Schadt (1996) muunsivat Jensenin (1968) mallia niin, että parametri  $\beta_j$  vaihtelee ajassa. Nyt parametri riippuu informaatiojoukosta, johon kuuluvat yhden kuukauden valtion rahamarkkinallainan viivästeinen korko, osinkotuotto, dummy-muuttuja tammikuu-ilmiölle, korkojen aikarakenne sekä eri luotto-luokituksessa olevien joukkovelkakirjojen tuottojen erotus. Beeta-parametri on nyt muotoa:

$$\beta_i = \beta_{0i} + \beta'_i(Z_{t-1}) \quad (9)$$

missä  $Z_{t-1}$  on informaatiojoukon muutoksia kuvaava vektori. Lisäämällä tämä alkuperäiseen Jensenin (1968) alphan kaavaan, mallista tulee seuraavanlainen:

$$\tilde{R}_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{0i}[\tilde{R}_{Mt} - R_{Ft}] + \beta'_i[Z_{t-1}(\tilde{R}_{Mt} - R_{Ft})] + \tilde{u}_{jt} \quad (10)$$

missä yhtälön vasen puoli kuvaa ylituottoa,  $\alpha_i$  on vakio ja beeta-termi on nyt riippuvainen informaatiojoukosta. Tätä mallia kutsutaan ehdolliseksi beeta-malliksi.

### 2.1.1 Mallien empiiriset tulokset

Sharpe (1966) tutki 34 rahaston aineistoa vuosien 1944 - 1953 välillä ja pyrki sillä ennustamaan vuosien 1954 - 1963 tuottoja. Vertailuindeksinä käytettiin Dow Jones Industrial Average - indeksiä. Sharpe (1966) havaitsi, että rahastot, jotka olivat aiemmalla aikavälillä pärjänneet, pärjäsivät hyvin myös seuraavalla aikavälillä. Rahastojen menestyksessä oli siis pysyvyyttä. Tulokset eivät anna syytä

sille, miksi eri rahastojen tuotoissa on eroja. Lisäksi menestyksen ennustaminen on epätäydellistä. Sharpe (1966) toteaa kuitenkin, että rahastojen kulusuhteiden eroilla voi olla vaikutuksia menestykseen.

Sharpe (1966) tutkii empiirisesti myös Treynorin (1965) suhdelukua käyttämällä samaa aineistoa kuin omassa (Sharpe 1966) tutkimuksessaan. Tulokset ovat samankaltaisia Sharpen (1966) suhdeluvun antamiin tuloksiin vuosien 1954 - 1963 ennustamisessa. Samankaltaisuus selittyy sillä, että tutkimuksessa käytetyt rahastot olivat kaikki hyvin hajautettuja. Jos hajautus olisi ollut heikompi, niin tuloksissa olisi ollut suurempia eroja. Kun Sharpe (1966) käytti Treynorin (1965) indeksin ennustetta vuosilta 1944 - 1953 ennustamiseen, hän havaitsi, että Treynorin suhdeluvulla sai paremman ennusteen vuosille 1954 - 1963.

Jensen (1968) käytti aineistonaan 115 rahastoa ja hän tutki niiden menestystä vuosina 1945 - 1964. Jensenin (1968) tutkimuksessa pyrittiin löytämään todistetta rahastonhoitajien kyvyille voittoa markkinat, mutta tulokset puhuvat päinvastaisen puolesta. Alpojen keskiarvo oli -0,011, joten keskimäärin rahastot tuottivat 1,1 % vähemmän vuodessa, kuin mitä niiden systemaattinen riski antaisi olettaa (beetojen keskiarvo oli 0,84, eli rahastot pitivät riskittömämpiä salkkuja kuin markkinaportfolio). Kun kaupankäyntikulut lisättiin rahastojen tuottoihin, niin alpojen keskiarvo kohosi -0,004 tasolle. Tämä tarkoittaa, että rahastonhoitajat eivät kyenneet keskimäärin kattamaan edes kaupankäyntikulujaan.

Ippoliton (1989) tutkimuksessa käytettiin myös Jensenin (1968) alfaa, mutta nyt tarkasteltavana ajankohtana olivat vuodet 1965 - 1984, ja rahastojen lukumäärä oli 143. Jensenin (1968) tutkimuksesta poiketen, Ippolito (1989) havaitsi, että on olemassa rahastonhoitajia, jotka ovat voittaneet markkinat. Tästä todistena Ippolito (1989) löytää 12 rahastoa, joille estimoituu tilastollisesti merkitsevä positiivinen alpha, kun tilastollisesti olisi pitänyt löytyä noin 7 rahastoa. Eltonin, Gruberin, Dasin ja Hlavkan (1993) tutkimuksen tulokset ovat puolestaan konsistentteja Jensenin (1968) tulosten kanssa. Elton ym. (1993) kritisoivat Ippoliton (1989) tutkimusta siitä, että siinä olisi käytetty väärää vertailuindeksejä. Elton ym. (1993) toteavat, että erot Jensenin (1968) ja Ippoliton (1989) tuloksissa johtuvat S&P 500 indeksin ulkopuolisten sijoituskohteiden menestyksen eroista tutkimusten ajanjaksoilla.

Fama ja French (1993) tutkivat kolmen faktorin mallillaan rahastoja vuosien 1963 - 1991 välillä. He käyttivät Blackin ym. (1972) lähestymistapaa. Nollahypoteesi siitä, että kaikki vakiot ovat nolliä, hylätään F-testillä 0,95 merkitsevyydellä. Rahastojen joukosta voi siis löytyä ylituottoja. Fama ja French (1993) kuitenkin toteavat, että faktorit imevät itseensä suurimman osan osaketuottojen variaatiosta, mistä johtuen pienikin keskimääräinen epänormaali tuotto pystyy osoittamaan mallin puutteet. Puutteena mainitaan muun muassa yrityskohtainen kohina faktoreissa.

Carhart (1997) tutki omalla neljän faktorin mallillaan yli 1800 rahastoa aikavälillä 1962 - 1993. Tutkimuksessa havaittiin, että ainoastaan parhaat rahastot pystyivät kattamaan transaktiokustannuksensa. Carhart (1997) tutki myös menestyksen pysyvyyttä tutkimuksessaan ja havaitsi, että lyhyellä aikavälillä oli havaittavissa pysyvyyttä rahastojen tuotoissa. Kurssitrendejä seuraavat rahastot loivat suurempia transaktiokustannuksia, jotka suurimmaksi osaksi söivät tuotot. Kuitenkin Wermers (1996) oli havainnut, että trendejä seuraavat momentum-taktiikkaa noudattavat rahastot tuottivat paremmin kuin muut. Carhart (1997) ei löydä pitkällä aikavälillä todisteita rahastonhoitajien kyvystä saavuttaa ylituottoja, vaan suuren alphan omaavien rahastojen alphan laskevat seuraavilla periodeilla.

Grinblatt ja Titman (1994) vertaavat omaa mittariaan (Jensenin alphan hajotelma, Grinblatt ja Titman (1989a, b)), Jensenin (1968) Alphaa sekä Treynorin ja Mazuyn mallista johdettua mittaria keskenään tutkiessaan 279 rahaston tuottoja aikavälillä 31.12.1974 - 31.12.1984. Tutkijat havaitsivat, että rahastojen menestyksen arviointi riippuu vertailuindeksin valinnasta. Jensenin (1968) alpha ja alphan hajotelma antavat hyvin samankaltaisia tuloksia. Mallien antamien tulosten korrelaatio on pienimmilläänkin 0,98. Treynor-Mazuyn mallin kanssa korrelaatio on myös hyvin korkea, 0,97. Samankaltaisuudet selittyvät sillä, että hyvin harva rahastonhoitaja kykenee hyvään markkina-ajoitukseen. Kun markkina-ajoitusta on havaittavissa, mallien erot tulevat selvemmin esiin. Tutkimus esittää, että aktiivisesti tutkimustyötä ja kauppaa tekevät rahastot saattavat todellakin hyötyä siitä.

Treynor ja Mazuy (1966) tutkivat 57 sijoitusrahaston tuottoja vuosilta 1953 - 1962. Tutkimuksessa oletuksena oli se, etteivät rahastonhoitajat halua muuttaa portfolionsa volatiilisuutta kuin korkeintaan kerran vuodessa. Mallissa kuvaajan käyryys mittaa rahastonhoitajan kykyä ennustaa markkinaliikkeitä. Treynor ja Mazuy (1966) käyttävät F-testin arvoa 5,6 vedenjakajana, ja toteavat, että täysin suoran kuvaajan rahastotkin voivat saada F-testin arvon 5,6 perinteisellä 5 % todennäköisyydellä. Aineiston 57 rahastosta ainoastaan yksi sai arvon 5,6 muiden jäädessä sen alle. Tuloksen mukaan ei voida pitää todennäköisenä, että rahastonhoitajat kykenisivät hyvään ennustamiseen. Käyrän kuuluisikin olla suora todisteiden valossa. Tutkijat kuitenkin huomauttavat, että rahastonhoitajilla voi olla kykyä ennustaa yksittäisten osakkeiden liikkeitä, muttei koko markkinoiden.

Henriksson (1984) esittää tuloksia Henrikssonin ja Mertonin (1981) kehittämälle mallille. Tutkimuksessa käytetään aineistona 116 rahaston tuottoja vuosien 1968 - 1980 välillä. Tulosten mukaan vain kolme rahastoa osoitti hyvää ajoituskykyä ja vain yksi näistä osoitti ajoituskykyä tarkasteluperiodin alku- sekä loppupäässä. Henrikssonin ja Mertonin (1981) mallissa vakio kuvaa rahastonhoitajan kykyä valita kannattavimmat osakkeet. Henrikssonin (1984) empiiristen tulosten valossa vain 11 rahastoa sai tilastollisesti merkitsevästi nolosta poikkeavan

alphan. Ei voida pitää todennäköisenä, että rahastonhoitajat kykenisivät ajoittamaan liikkeensä hyvin markkinoilla.

Ferson ja Schadt (1996) tutkivat 67 rahaston menestystä vuosien 1968 ja 1990 välillä sekä perinteisellä CAP-mallilla sekä ehdollisella beeta-mallilla. F-testin avulla kumotaan nollahypoteesi siitä, että lisämuuttujat (ehdollinen informaatiojoukko) eivät ole merkittäviä 50 rahastolle 0,95 merkitsevyytasolla ja kaikkien rahastojen keskimääräinen p-arvo oli 0,06. CAP-mallin tulokset puoltavat rahastonhoitajien alisuorittamista, sillä alphan estimaatit olivat keskimäärin negatiivisia. Fersonin ja Schadtin (1996) ehdollinen beeta-malli antoi rahastonhoitajien kannalta paremman tuloksen, sillä nyt keskimääräinen alpha oli 0. Tällä tuloksella rahastonhoitajat eivät saavuttaneet ylituottoja, muttei toisaalta ylimääräisiä tappioitakaan.

### 2.1.2 Kritiikkiä perinteisistä malleista

CAP-malliin pohjautuvia menetelmiä on kritisoitu jo Rollin toimesta (1977) siten, että markkinaportfolioon kuuluisi sisällyttää osakkeiden lisäksi muutkin arvoa sisältävät kohteet, kuten hyödykkeet, maa, maalaukset ja velkakirjat, jotta se olisi täydellinen. Epätäydellinen markkinaportfolio antaa harhaanjohtavia tuloksia, ja sitä ei tulisi käyttää. CAP-malliin pohjautuvia tutkimuksia ovat muun muassa Treynorin (1965) ja Jensenin (1968) tutkimukset. Kuitenkin Cuthbertsonin ja Nitzschen (2004) mukaan empiriaa sisältävissä tutkimuksissa on käytetty vain epätäydellistä, pelkästään osakkeita sisältävää markkinaportfoliota.

Jensenin (1968) tutkimusta ovat kritisoineet myös Barras ym. (2010) sekä Grinblatt & Titman (1989b) toimesta. Ensin mainitut esittivät kritiikkiä siitä, että tilastollisesti merkitsevän alphan tapauksessa on mahdoton tietää, onko se taidon vai tuurin ansiota. Jälkimmäisten kritiikki taas pureutuu siihen, että rahastonhoitaja voi muuttaa salkkunsaa beetaa sen mukaan, miten hän kuvittelee markkinoiden liikkuvan. Barras ym. (2010) mukailen Doncel ym. (2011) väittävät, että perinteiset mittarit antavat rahastojen menestyksestä hyvän kuvan riippumatta siitä, onko menestys taidon vai tuurin ansiota. Jensen itse osallistuu myös mallinsa kritisoimiseen tutkimuksessaan (1972). Jensen (1972) havaitsee, että Jensenin alphan (1968) systemaattinen riski on ylöspäin harhainen, kun huomioidaan markkina-ajoituksen mahdollisuus. Dybvik ja Ross (1985) osoittavat myös, että Jensenin (1968) alpha on harhainen, jos rahaston ja vertailuindeksin tuotot ovat epälineaarisia.

Faman ja Frenchin (1993) tutkimukseen kritiikkiä ovat esittäneet Kothari ym. (1995) toteamalla, että aineistossa oli valikoitumisharhaa. Tämä olisi johtanut HML-faktorin (kaava 4) korrelaatioon tuottojen kanssa. Fama ja French kumosivat kuitenkin väitteet tutkimuksessaan (1996).

Lisää kritiikkiä perinteisiä menetelmiä kohtaan esittivät Kosowski ym. (2006). Kosowski ym. (2006) esittävät, että koska yksittäisten osakkeiden tuotot eivät välttämättä ole normaalisti jakautuneet, niin rahastojen tuototkaan eivät välttämättä ole. Jos rahastojen tuotot eivät ole normaalisti jakautuneet, niin tuottojakaumamallina ei voi käyttää normaalijakaumaa. Kosowski ym. (2006) mukaan aiemmat tutkimukset ovat tutkineet taidon ja tuurin vaikutusta vertailemalla kahta eri ajanjaksoa, ja jos rahasto saavutti molemmilla jaksoilla positiivisen alphan, niin sen tulkittiin olevan taidon ansiota. Todellisuudessa kuitenkin hyvä tuuri voi jatkua pidemmän aikaa siinä missä taitokin. Perinteisten mittareiden tutkimuksissa voidaan myös olettaa, etteivät rahastojen alphet ole olleet normaalisti jakautuneita. Kosowskin ym. (2006) mukaan tämän takia niiden tuloksia on syytä epäillä. Ratkaisuksi he esittävät käytettäväksi bootstrap-menetelmää, joka on parametriton ja ei vaadi tuottojakauman normalisuutta.

Cuthbertson ym. (2010a) toteavat, etteivät ajoituskykyä mittaavat Treynorin ja Mazuyn (1966) sekä Henrikssonin ja Mertonin (1981) mallit ota huomioon johdettu ajoituskyky rahastonhoitajan ajoitusinformaation laadusta vai pelkästään hänen informaatioon pohjautuvien muutosten aggressiivisuudesta. Cuthbertsonin ym. (2010a) mukaan sijoittajan kannalta informaation laatu on tärkeämpää kuin aggressiivisuus, sillä sijoittaja voi kontrolloida aggressiivisuutta vaihtamalla portfolionsa sisältämään enemmän riskitöntä kohdetta.

## 2.2 Taidon merkitys

Seuraavaksi esiteltävät tutkimukset pyrkivät vastaamaan aiemmin esitettyyn kritiikkiin. Ne pyrkivät nimenomaisesti erottelemaan taidon ja tuurin vaikutukset toisistaan, ja siten osoittamaan sijoittajille, onko rahastonhoitajilla oikeasti ollut taitoa saavuttaa menestystä. Ensiksi esitetään "False Discovery Rate" -menetelmä ja sitten siirrytään bootstrap-lähestymistapaan. Lopuksi esitetään katsaus muutamaa muihin tutkimuksiin, jotka ovat tutkineet rahastojen ja rahastonhoitajien taitoa.

### 2.2.1 "False Discovery Rate"

Barras ym. (2010) kehittivät tutkimuksessaan menetelmän, jolla voidaan tunnistaa niin sanotut väärät hälytykset rahastonhoitajien taidon mallintamisessa. Väärät hälytykset ovat niitä havaintoja, kun rahastolle saadaan tilastollisesti merkitsevä alpha puhtaasti tuurin ansiosta. Tutkimuksessa pyritään etsimään todellista alphia, eli rahastonhoitajan taitoa voittaa markkinat. Käytetty malli on yksinkertainen ja saadaksesen selville väärin hälytysten yleisyyden tarvitsee vain tietää nolla-alpha rahastojen osuus koko tutkitusta populaatiosta. Nolla-alpha rahastot ovat siis niitä rahastoja, joiden rahastonhoitajilla on kyky saavuttaa täsmälleen niin suuret tuotot, että kustannukset saadaan katettua niillä.

Saadakseen selville näiden rahastojen osuuden koko populaatiosta Barras ym. (2010) käyttävät hyväkseen rahastojen estimoitujen alfojen p-arvoja.

Barras ym. (2010) käyttävät tutkimuksessaan 2076 rahaston kuukausituottoja. Rahastot on jaoteltu investointitavoitteen mukaisesti kasvurahastoihin (1304), aggressiivisen kasvun rahastoihin (388) sekä kasvu- ja tuottorahastoihin (384). Mukaan on valittu kaikki rahastot, jotka ovat olleet olemassa jollakin hetkellä aikavälillä 1975–2006. Aluksi tutkitaan rahastojen koko eliniän tuottoja ja sen jälkeen tutkijat pilkkovat aikavälin viiden vuoden jaksoiksi, jotta saadaan selville onko rahastojen menestys pysyvää lyhyellä aikavälillä. Seuraavaksi muodostetaan alphajakauman oikeasta hännästä portfolio ja tutkitaan sen antamia tuottoja. Viimeisenä testataan rahastojen menestystä kun tuotoista ei vähennetä muita kuluja kuin kaupankäyntikustannukset.

Tutkimuksessa Barras ym. (2010) jakavat rahastot saavutusten mukaan taidottomiin ( $\alpha < 0$ ), nolla-alpha ( $\alpha = 0$ ) ja taidollisiin ( $\alpha > 0$ ) rahastoihin. Koska todellista alfaa ei voida havaita, niin tutkitaan estimoitujen alfojen t-arvoja. Sitten valitaan haluttu merkitsevyystaso ( $\gamma$ ) ja tutkitaan onko t-arvo tilastollisesti merkitsevä. Merkitsevyystaso valitaan käyttämällä Storeyn (2002) esittelemää bootstrap-tekniikkaa, jolla saadaan minimoitua  $\hat{\pi}_0(\lambda)$  neliöity keskivirhe (MSE), missä  $\lambda$  kuvaa valittua p-arvojen suuruutta. Jos t-arvo on merkitsevä, niin sitä merkitään joko  $t_{\gamma^-}$  tai  $t_{\gamma^+}$  ja saadaan näin tietää taidottomien ja taidollisten rahastojen osuus. Haasteena on kuitenkin vaikeus erottaa nämä taidolliset ja taidottomat rahastot nolla-alphan rahastoista. Tutkijat mallintavat onnekkaiden rahastojen odotetun osuuden seuraavasti:

$$E(F_{\gamma}^+) = \pi_0 * \gamma/2 \quad (11)$$

missä  $\pi_0$  kuvaa nolla-alpha rahastojen osuutta populaatiossa. Taidollisten rahastojen odotettu osuus on vastaavasti:

$$E(T_{\gamma}^+) = E(S_{\gamma}^+) - E(F_{\gamma}^+) = E(S_{\gamma}^+) - \pi_0 * \gamma/2 \quad (12)$$

missä  $E(S_{\gamma}^+)$  kuvaa rahastoja, joilla on tilastollisesti merkitsevä positiivinen t-arvo ja  $E(F_{\gamma}^+)$  kuvaa onnekkaiden rahastojen odotettua osuutta. Koska nolla-alpha rahaston todennäköisyys olla epäonnekas on sama  $\gamma/2$ , niin odotettu osuus taidottomista rahastoista on vastaavasti:

$$E(T_{\gamma}^-) = E(S_{\gamma}^-) - E(F_{\gamma}^-) = E(S_{\gamma}^-) - \pi_0 * \gamma/2 \quad (13)$$

missä  $E(S_{\gamma}^-)$  kuvaa nyt rahastoja, joilla on tilastollisesti merkitsevä mutta negatiivinen alpha ja  $E(F_{\gamma}^-)$  kuvaa epäonnisten rahastojen odotettua osuutta. T-jakauman molemmissa hännissä sijaitsevat epäonniset ja onnekkait rahastot saadaan selville vain valitsemalla tarpeeksi suuri merkitsevyystaso.

Barrasin ym. (2010) tutkimuksessa käytetään vain kaksisuuntaisia p-arvoja ja niihin liittyviä t-arvoja. Kun tiedetään, että onnekkaiden ja epäonnisten rahastojen p-arvot ovat pieniä johtuen suurista t-arvoista, voidaan tämän tiedon avulla estimoida  $\pi_0$  tietämättä onnekkaiden ja epäonnisten rahastojen tarkkaa p-arvojen jakaumaa. Barrasin ym. (2010) mukaan tämän menetelmän tärkein oivallus on käyttää t-jakauman keskivaiheita, jossa on eniten nolla-alpha rahastoja, tarkentamaan jakauman ääripäiden todellisia onnen vaikutuksia.

Bootstrap-menetelmällä saadaan tuotettua estimaatti  $\hat{\pi}_0$ , joka kuvaa estimoitua nolla-alpha rahastojen osuutta populaatiossa. Kun tämä estimaatti sijoitetaan yhtälöihin (11) ja (12), ja vaihdetaan  $E(S_\gamma^+)$  paikalle  $\hat{S}_\gamma^+$ , joka kuvaa havaittua tilastollisesti merkittävien alfojen rahastojen määrää jakauman oikeassa hännässä, saadaan estimoitua epäonnisten ja onnekkaiden rahastojen osuudet:

$$\hat{F}_\gamma^- = \hat{F}_\gamma^+ = \hat{\pi}_0 * \gamma/2. \quad (14)$$

Käyttämällä yhtälöä (14) saadaan estimoitua taidottomien ja taidollisten rahastojen osuudet merkitsevyystasolla ( $\gamma$ ) seuraavasti:

$$\hat{T}_\gamma^- = \hat{S}_\gamma^- - \hat{F}_\gamma^- = \hat{S}_\gamma^- - \hat{\pi}_0 * \gamma/2, \quad (15)$$

$$\hat{T}_\gamma^+ = \hat{S}_\gamma^+ - \hat{F}_\gamma^+ = \hat{S}_\gamma^+ - \hat{\pi}_0 * \gamma/2. \quad (16)$$

Yhtälö (15) kuvaa taidottomien rahastojen estimoitua osuutta ja (16) vastaavasti taidollisten rahastojen estimoitua osuutta. Nyt saadaan estimoitua taidottomien ja taidollisten rahastojen osuus koko populaatiosta:

$$\hat{\pi}_A^- = \hat{T}_{\gamma^*}^- \quad (17)$$

$$\hat{\pi}_A^+ = \hat{T}_{\gamma^*}^+. \quad (18)$$

Yhtälöissä (17) ja (18)  $\gamma^*$  kuvaa haluttua merkitsevyystasoa. Tämä menetelmä tarkentaa esimerkiksi Jensenin (1968) tutkimusta, jossa yliarvioidaan epäonnisten rahastojen odotettua osuutta.

Barrasin ym. (2010) tutkimuksen regressiomallissa käytetään Carhartin (1997) neljän faktorin mallia sekä Fersonin ja Schadtin (1996) kehittämää ehdollista mallia (käytetään ehdollista beeta-parametria Carhartin (1997) mallissa). Samankaltaisista tuloksista johtuen tutkimuksessa esitellään vain perinteisen neljän faktorin mallin tuloksia. Lopussa esitellään myös vertailua CAP-mallin ja Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallin kesken. Aineistosta saadut tulokset osoittavat, että suurin osa rahastoista (75,4 %) on nolla-alphan rahastoja, eli rahastoja joiden hoitajat kykenevät taidollaan juuri kattamaan aiheuttamansa kustannukset. Taidollisten rahastojen osuus on tilastollisesti merkityksetön, sillä vain 12 rahastoa (0,6 %) osoitti taitoa. Taidottomia rahastoja taas oli 499

kappaletta (24 %). Tutkimuksessa Barras ym. (2010) havaitsivat, että taidottomien rahastojen elinikä on verrattain pitkä, keskimäärin 12,7 vuotta, vaikka rahastot näyttävät menestyvän tasaisen huonosti koko elinikänsä. Niiden pitkää selviytymisaikaa tutkijat selittävät Eltonia ym. (2004) mukailleen että ne onnistuvat houkuttelemaan tarpeeksi suuren joukon epäpäteviä sijoittajia. Lisäksi näiltä epäpäteviltä sijoittajilta peritään korkeampia maksuja Christoffersenin ja Muston (2002) mukaan.

Kun rahastoja arvioidaan investointikategorioihin jaoteltuna, Barras ym. (2010) havaitsivat, että kasvurahastot olivat jakaantuneet lähes samoin kuin koko populaatio. Taidollisia rahastoja ei löytynyt yhtään, taidottomia oli 23,5 % ja nolla-alphan rahastoja 76,5 %. Aggressiivisen kasvun rahastot pärjäsivät hieman paremmin, sillä 3,9 % niistä osoitti taitoa. Kasvun ja tuoton rahastot tuottivat eniten taidottomia havaintoja, sillä niistä 30,7 %:ssa oli taidoton rahastonhoitaja. Aikaperiodeihin jaoteltuna havainnot osoittavat mielenkiintoisesti, että nolla-alphan rahastojen osuus pysyy koko tarkastelujaksona suhteellisen tasaisena, mutta taidollisten ja taidottomien rahastojen osuudet muuttuvat voimakkaasti vuodesta 1989 vuoteen 2006. Taidollisten rahastojen osuus putoaa 14,4 %:sta 0,6 %:iin tuona ajanjaksona ja vastaavasti taidottomien rahastojen osuus kasvaa 9,2 % aina 24 % saakka. Tuona ajanjaksona myös keskimääräinen estimoitu alpha putoaa 0,16 %:sta -0,97 %:iin vuositasolla mitattuna. Tähän liittyen tutkijat havaitsivat, että rahastojen määrä kasvaa huomattavasti kyseisenä ajanjaksona. 1990-luvulla aineistoon mukaan otetut rahastot (siis rahastot joilla vähintään 5 vuoden minimi olemassaoloaika tulee täyteen), joita on 1328 kappaletta, ovat olleet verrattain taidottomia. Mukaan otetuista rahastoista 24 % oli taidottomia, 0 % taidollisia ja loput olivat nolla-alphan rahastoja. Vanhemmista rahastoista nähdään myös rahastojen lukumäärän vaikutus. Vanhemmista rahastoista 14,4 % osoittivat taitoa aina joulukuuhun 1996 saakka, mutta 1997 – 2006 välisellä ajanjaksolla mikään vanhemmista rahastoista ei osoittanut positiivista alfaa.

Viiden vuoden pätkiin jaettuna aineistosta tutkittiin lyhyen aikavälin taitoa. Koko populaatiosta 2,4 % (keskihajonta 0,7) rahastoista osoitti tällaista lyhytkestoisesta taitavuutta. Havaittiin myös, että rahastojen taito oli kääntäen verrannollinen rahaston liikevaihtoon nähden. Tämä havaittiin jakauman vasemman hännän rahastojen liikevaihtoa tutkimalla. Barras ym. (2010) päättelevät että tämä voisi johtua siitä, että huonommat rahastonhoitajat pyrkivät vaikuttamaan paremmilta tekemällä paljon transaktioita, ja täten nostavat rahastojen kustannuksia.

Viimeiseksi tutkitaan rahastojen alfoja, kun niiden tuotoista ei vähennetä muita kuluja kuin kaupankäyntikustannukset. Tulokset osoittavat, että taidottomien rahastojen osuus putoaa jyrkästi 24 %:sta 4,5 %:iin. Barras ym. (2010) päättelevät, että aidosti taidottomia rahastonhoitajia on hyvin vähän, mutta kustannusten vähentämisen jälkeiset alfat laskevat koska rahastot veloittavat rahastonhoitajien taitoihin nähden liian paljon. Taidollisten rahastojen, eli rahastojen,



joiden hoitajat saavuttavat suuremmat tuotot kuin kustannukset, osuus kasvaa 9,6 %:iin.

CAP-mallia käytettäessä taidottomien rahastojen osuus 14,3 % ja taidollisten osuus on 8,6 %. CAP-malli siis antaa paremman kuvan rahastonhoitajien taidoista. Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin malli antaa puolestaan osuudet 25 % ja 1,7 % taidottomille ja taidollisille rahastoille. kolmen faktorin mallia käytettäessä tulokset ovat siis hyvin samankaltaiset kuin Carhartin (1997) neljän faktorin mallia käytettäessä.

Cuthbertson ym. (2012) tutkivat myös oikeasti taidollisten rahastojen määrää. Cuthbertson ym. (2012) käyttivät 675 brittiläisen rahaston aineistoa vuosien 1975 – 2002 väliltä. Aineistossa on mukana sekä selviytyneet että poistuneet rahastot. Malleina Cuthbertson ym. (2012) käyttivät Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallia, Carhartin (1997) neljän faktorin mallia, sekä ehdollisia beeta- ja alpha-beeta -malleja.

Valtaosa Cuthbertsonin ym. (2012) tutkimuksen rahastoista osoittautuivat nolla-alpha rahastoiksi. Nolla-alphan rahastoja oli kaiken kaikkiaan 478 kappaletta. Huonosti pärjänneistä rahastoista (yhteensä 160 kappaletta) huono-onnisia oli vain 12 kappaletta ja rahastonhoitajan taitamattomuuden takia huonosti menestyneitä rahastoja oli 148 kappaletta. Vastaavasti jakauman toisessa päässä hyvin menestyneitä rahastoja oli 37, joista 25 rahastoa osoitti oikeasti taitoa. Rahastoista 12 saavutti menestystä vain hyvän onnen johdosta. Nämä tulokset tulivat 0,05 merkitsevyystasolla, mutta Cuthbertson ym. (2012) tekivät testit myös vaihtelemalla merkitsevyystasoa, jolloin tulokset paranivat merkitsevyystasoa laskemalla ja vastaavasti huononivat merkitsevyystason kiristytessä.

### 2.2.2 Bootstrap-lähestymistapa

Kosowski ym. (2006) erottelevat tutkimuksessaan taidon ja tuurin vaikutuksen sijoitusrahastojen tuotoissa. Tutkimuksessa Kosowski ym. (2006) käyttävät bootstrap-menetelmää, koska sillä voidaan vastata rahastojen poikkileikkausaineiston alphojen monimutkaisista epänormaaleista jakaumista aiheutuviin ongelmiin. Muita ongelmia, joihin bootstrap-menetelmä antaa tarkempia vastauksia ovat rahastojen samankaltaiset riskiprofiilit, sekä yksittäisten rahastojen epänormaalit alphan jakaumat. Cuthbertson ym. (2010b) toteavat, että bootstrap-menetelmällä voidaan lieventää laumaantumista johtuvaa poikkileikkaukskorrelaatiota rahastojen tuotoissa.

Kosowski ym. (2006) huomauttavat, että rahastojen suuresta määrästä johtuen (vuonna 2005 tammikuussa Yhdysvalloissa oli yli 4500 sijoitusrahastoa) täytyy olettaa että tietty osa rahastoista voittaa vertailuindeksinsä puhtaasti onnen vaikutuksesta. Käyttämällä bootstrap-menetelmää tekijät saavat arvion siitä, kuinka monella rahastolla kuuluisi puhtaasti tuurin vaikutuksesta olla suuri ja tilastollisesti merkityksenkäs alpha ja he voivat verrata siihen aineistosta saatuja

havaittuja lukuja rahastojen lukumäärästä, joilla on suuri ja merkityksenkäs alpha.

Kosowski ym. (2006) perustelevat bootstrap-menetelmän käyttöä sillä, että vain hyvin harvoin löydetään täysin normaalisti jakautunut aineisto rahastojen alfoista. Aluksi estimoidaan Carhartin (1997) neljän faktorin mallilla PNS-estimaatit alfoille, faktorien kertoimille ja jäännösarvoille käyttäen kuukausittaista aikasarjaa rahastojen nettotuotoista (miinustettuna Treasury-billien tuotto). Malli on siis:

$$r_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i RMRF_t + \hat{s}_i SMB_t + \hat{h}_i HML_t + \hat{p}_i PR1YR_t + \hat{\epsilon}_{i,t}. \quad (19)$$

Tämän jälkeen jäännöksille tehdään satunnaisotanta palauttaen. Jäännösten ja parametriestimaattien kautta saadaan simuloitua uusi aineisto asettamalla alpha nollihypoteesin mukaiseksi. Malli on nyt muotoa:

$$r_{i,t}^b = \hat{\beta}_i RMRF_t + \hat{s}_i SMB_t + \hat{h}_i HML_t + \hat{p}_i PR1YR_t + \hat{\epsilon}_{i,t}^b \quad (20)$$

Näin saadusta bootstrap-otoksesta estimoidaan kaavan (19) mukainen malli, josta otetaan talteen alpha ja sen t-testisuure. Menettely toistetaan 1000 kertaa kaikille rahastoille Kosowski ym. (2006) mukaan. Nyt voidaan estimoida alphan t-testisuureen kriittiset arvot ilman, että jakaumasta tarvitsee tehdä oletuksia. T-testisuureen lisäksi saamme estimaatin niiden rahastojen lukumäärästä, jotka ovat saavuttaneet tilastollisesti merkitsevän alphan puhtaasti onnen ansiosta.

Kosowski ym. (2006) aineistona on käytetty yhteensä 2118 rahastoa, joista 1788 ovat olleet olemassa vähintään viisi vuotta ajanjaksolla 31.1.1975–31.12.2002. Aineistoa tutkitaan kokonaisuutena, kuin myös jaoteltuna investointitavoitteiden mukaisesti aggressiivisen kasvun (285), kasvun (1227), kasvu ja tuotto – (396) ja balanced- tai tuottorahastoihin (210). Aineistoa on regressoitu 15 eri mallilla, joista 2 on esitetty tutkimuksessa. Tutkimuksessa esitetyt mallit ovat Carhartin (1997) neljän faktorin malli ja neljän faktorin malliin pohjautuva ehdollinen neljän faktorin malli, joka on Fersonin ja Schadtin (1996) kehittämä. Ehdollinen neljän faktorin malli laskee rahaston alphan kontrolloiden strategiat, jotka kallistavat beetaa markkinatuottojen ennustettavan osan seurauksena (Kosowski ym. 2006). Tässä tutkimuksessa keskitytään tavallisen neljän faktorin mallin antamiin analyysiin ja todetaan muiden mallien osalta, että tulokset ovat hyvin samankaltaisia. Näiden kahden mallin valintaa Kosowski ym. (2006) perustelevat sillä, että ne sopivat parhaiten aineistoon. Tunnuksilukuina käytetään estimoitua alfaa ja alphan t-arvoa ( $\hat{\alpha}$  ja  $\hat{t}_{\hat{\alpha}_t}$ ).

Kosowski ym. (2006) havaitsevat, että yleisesti parhaimman kymmenyksen rahastot (rahastot järjestetty alfojen perusteella) tuottavat riittävän suuret alphan estimaatit, jotta hypoteesi pelkän onnen avulla saavutetuista tuotoista voidaan hylätä. Tämä viittaa siihen, että parhaimman kymmenyksen rahaston-

hoitajat saavuttivat tuotot taidon, eikä pelkästään onnen avulla. Rahastot toisesta kymmenyksestä mediaanirahastoon eivät osoita tarpeeksi suuria alfoja, että ne olisivat kattaneet kustannuksensa. Mediaanirahastosta alaspäin testattaessa nollahypoteesia "rahastot eivät pärjää vertailuindeksiä huonommin" huomataan, että bootstrapin p-arvot kumoavat hypoteesin voimakkaasti. Tilastollisesti merkitsevän negatiivisen alphan tuottaneet mediaanin alapuoliset rahastot eivät välttämättä voita pienten kustannusten indeksirahastoja (Kosowski ym. 2006).

Tutkimuksessa havaitaan, että 1788 rahastosta, jotka ovat olleet olemassa viisi vuotta, mallin mukaan yhdeksän rahaston kuuluisi tuottaa yli 10 % alphan vuositasolla pelkästään onnesta johtuen. Todellisuudessa aineistosta havaitaan, että 29 rahastoa saavutti 10 % alphan. Vastaavasti 63 rahaston olisi pitänyt tuottaa alphan estimaatti, joka on alle -5%, kun aineistossa 128 rahastoa tuotti vieläkin huonommin. Havainnot tukevat päätelmää siitä, että ääripäiden rahastoista usealla on suuri positiivinen tai negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä alpha tai alphan t-arvo. Aineisto jaetaan myös osaperiodeihin 1975–1989 ja 1990–2002. Havaitaan, että pätevät rahastonhoitajat ovat harvemmassa vuoden 1990 jälkeen, johtuen joko kilpailullisemmista markkinoista tai kilpailun lisääntymisestä seuraavasta tuottojen pienenemisestä. Kosowski ym. (2006) tutkivat myös kuinka herkkiä heidän tuloksensa ovat muutoksille. Työssä arvioitiin muun muassa tulosten herkkyyttä aikasarjariippuvuuteen, aineiston pituuteen sekä puuttuvan muuttujan aiheuttamaa harhaa. Kokeet eivät aiheuttaneet suuria muutoksia tuloksiin.

Kosowski ym. (2006) havaitsevat, että parhaiten ja huonoimmin pärjänneiden rahastojen saavutukset eivät johdu pelkästään onnesta. Lisäksi nähdään, että aggressiivisen kasvun – ja kasvu-orientoituneiden rahastojen joukosta löytyvät todennäköisimmin ne rahastonhoitajat, jotka kykenevät voittamaan markkinat. Kasvu-kategorian rahastonhoitajat osoittavat myös pysyvyyttä saavutuksissaan, toisin sanoen, näiden rahastojen hoitajat kykenevät säännöllisesti voittamaan markkinat. Vastaavasti tuotto-kategorian rahastonhoitajat eivät osoittaneet merkkejä taidosta.

Fama ja French (2010) tutkivat rahastojen tuottoja aggregaattitasolla. Tutkimuksessa he toteavat, että arvopainotettu aktiivisesti hoidettujen rahastojen portfolio on hyvin lähellä markkinaportfoliota. Lisäksi he tarkastelevat rahastojen menestystä nollasumma-pelinä. Siinä missä jotkut rahastot tuottavat positiivisen alphan, toiset tuottavat negatiivisen alphan ja tasapainottavat toisensa. Fama ja French (2010) pyrkivät erottelemaan myös taidon tuurista ja selvittämään, onko mahdollista löytää aidosti positiivisia alfoja, jotka eivät johdu vain tuurista. Lisäksi testataan, onko kulujen vähentämisellä tai lisäämisellä vaikutusta rahastojen tuloksiin.

Fama ja French (2010) käyttävät aineistoa tammikuusta 1984 syyskuuhun 2006 saakka. Aineisto on jaoteltu rahastojen markkina-arvon perusteella kolmeen ka-

tegoriaan: yli 5 miljoonan rahastoihin, yli 250 miljoonan rahastoihin ja yli miljardin rahastoihin. Selittävinä malleina käytetään Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallia sekä Carhartin (1997) neljän faktorin mallia. Lisäksi taulukoidaan myös CAP-mallin tuloksia. Mallien vakiot, eli alphet, tulkitaan samoin, kuin aiemmin; positiivinen alpha on hyvä suoritus ja negatiivinen huono suoritus. Tulokset esitetään kahdelle portfoliolle, jotka ovat arvopainotettu ja tasaisilla painoilla laskettu portfolio. Kahden eri tavalla painotetun portfolion tapauksessa myös tulosten tulkinta vaihtelee. Arvopainotetun portfolion (VW) alpha kertoo miten aggregoitu rahastoihin sijoitettu rahamäärä pärjää suhteessa passiiviseen vertailuindeksiin, ja tasaisesti painotetun portfolion (EW) tapauksessa taas alpha kertoo rahastojen keskimääräisen menestyksen verrattuna passiiviseen vertailuindeksiin. Tulokset esitetään bruttotuottoina laskettuna sekä nettotuottoina laskettuna. Nettoina laskettuna alphet kertovat ovatko rahastonhoitajat kyenneet tuottamaan tarpeeksi voittoja kattaakseen kustannukset ja bruttoina laskettuna alphet mittaavat ennemminkin sitä, onko rahastonhoitajilla taitoa ylipäänsä.

Kolmen faktorin ja neljän faktorin malleilla lasketut nettotuottojen alphet ovat EW ja VW portfolioille negatiiviset, ja vaihtelevat -0,81 % ja -1,0 % välillä. Tarvot vaihtelevat vastaavasti -2,05 ja -3,02 välillä. Bruttotuottoina lasketut alphet ovat positiivisia, mutta tilastollisesti ei-merkitsevästi poikkeavia nolasta. CAP-mallilla, missä siis ainoa selittävä tekijä on markkinafaktorin vakio, vakio on -0,18 %, mutta se jää tilastollisesti ei-merkitseväksi. Alphan estimaatit arvopainotetussa portfoliossa osoittavat, etteivät rahastoon sijoitetut varat hyödy eivätkä kärsi aktiivisesta salkunhoidosta.

Seuraavaksi Fama ja French (2010) tutkivat aineistoa bootstrap-menetelmän avulla. Tarkoituksena on testata, päteekö kaikille rahastoille  $\alpha = 0$  vai löytyykö aitoa nolasta poikkeavaa alphaa erityisesti jakauman hännistä. Ensimmäinen Fama ja French (2010) asettavat alphan nolaksi vähentämällä alphan verran rahaston kuukausituotoista. Simuloidaan aineistoa 10000 kertaa, ja saadaan  $12^2$  tarvon jakaumaa aineistosta, missä alpha on nolla. Tulkinta tapahtuu nettotuottojen osalta nyt siten, että oletetaan jokaisen rahastonhoitajan kykenevän kattamaan kaikki kulut. Bruttotuottojen tulkinnassa oletetaan rahastonhoitajien kykenevän kattamaan kaikki kulut, joita ei ole huomioitu rahastojen kulusuhteessa. Toisin sanoen kaikki havaitsemattomat kulut oletetaan nyt katetuiksi. Tuloksista havaitaan, että alimmassa 10 % havainnoidun aineiston alphojen t-estimaatit ovat paljon suurempia, kuin simuloidussa aineistossa. Havaitut tarvot ovat -2,34, -2,37 ja -2,53 järjestyksessä 5 miljoonan, 250 miljoonan ja miljardin dollarin ryhmässä. Simuloidusta aineistosta saadut arvot ovat taas -1,32, -1,31 ja -1,30 vastaavissa ryhmissä. Kolmen faktorin mallia käyttämällä oikean

---

<sup>2</sup> Fama ja French (2010) tutkivat kolmen ja neljän faktorin malleilla sekä netto- että bruttotuotot kolmelle eri kokoluokalle ja näiden eri yhdistelmät tuottavat 12 alphan estimaattia.

aineiston alfojen t-estimaatit 5 miljoonan dollarin ryhmässä ovat pienempiä, kuin simuloitussa aineistossa alle 98 persentiilissä. Miljardin dollarin ryhmässä vain 99 persentiilin havaitut tuotot ovat suurempia kuin simuloitussa aineistossa. Neljän faktorin mallia käyttämällä todelliset alfojen t-arvot ovat järjestäen pienempiä, kuin simuloitusta aineistosta saadut t-arvot. Kolmen faktorin mallin alfojen t-arvojen kumulatiivisen tiheysfunktion vasen häntä paljastaa, että laskettaessa tuotot bruttoina (siis ennen kuluja), löydetään rahastonhoitajia, jotka tuottavat aidosti negatiivisen alphan. Vastaavasti oikea häntä paljastaa, että on olemassa rahastonhoitajia, jotka tuottavat enemmän kuin vertailuindeksi.

Verrattaessa eri persentiilien havaittuja alphan t-testisuureen estimaatteja simuloituihin estimaatteihin, saadaan tietää vaikuttaako rahastonhoitajan kyvyt odotettuihin tuottoihin. Fama ja French (2010) näyttävät millä todennäköisyyksillä simuloitu aineisto tuottaa pienemmän alphan t-estimaatin kuin oikea aineisto. Kolmen faktorin mallia käytettäessä nettotuottoihin, oikea aineisto voittaa (tuottaa korkeamman t-estimaatin) simuloitun aineiston tuottaman estimaatin alle 80 persentiilin joukossa vain sadassa simulaatiossa 10000 simulaatiosta. Voidaan todeta, että suurin osa rahastonhoitajista ei kykene tuottamaan tarpeeksi kattaakseen kulunsa. Toisaalta taas äärimmäisessä oikeassa laidassa olevat rahastot osoittavat, että jotkin rahastonhoitajat kykenevät tuottamaan kuluja enemmän. Toinen esimerkki auttaa asian ymmärtämisessä. Fama ja French (2010) näyttävät, että 30 % rahastoista 5 miljoonan dollarin ryhmässä tuottaa nettona positiivisen alphan estimaatin. Todennäköisyys osoittaa kuitenkin, että suurin osa näistä rahastoista saavuttaa positiivisen alphan vain onnen ansiosta. Bruttotuottoina laskettuna nähdään, että suurin osa vasemman hännän rahastoista ei tuota tarpeeksi kattaakseen edes kaupankäyntikulunsa, mutta oikeassa hännässä taas usea rahasto tuottaa tarpeeksi.

Vertailtaessa tuloksia Kosowskin ym. (2006) tuloksiin, nähdään, että Faman ja Frenchin (2010) tutkimuksessa löydetään myös taitavia rahastonhoitajia, mutta ne ovat harvemmassa kuin Kosowskin ym. (2006) tutkimuksen mukaan. Eroja Fama ja French (2010) selittävät eri ajanjaksolla sekä erilaisella lähestymistavalla simulointiin. Faman ja Frenchin (2010) tutkimuksessa satunnaisotanta suoritettiin kuukausille, eikä yksittäisille rahastoille, kuten Kosowskin ym. (2006) ja Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksissa. Tällä tavalla saadaan kerralla huomioidua korrelaatio rahastojen välillä sekä residuaalien heteroskedastisuus. Kosowskin ym. (2006) sekä Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksissa on Faman ja Frenchin (2010) mukaan enemmän selviytymisharhaa aineistossaan.

Cuthbertson ym. (2008) tutkivat myös rahastojen menestystä käyttämällä bootstrap-menetelmää. Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksessa tarkasteltiin 935 rahaston tuottoja vuosien 1975 – 2002 välillä. Aineistoa rajoitettiin siten, että mukana olivat vain ne rahastot, joiden varallisuudesta vähintään 80 % oli sijoitettu Iso-Britanniaan. Rahastoilta piti lisäksi löytyä 36 kuukauden havainnot, jotta ne otettiin mukaan. Näiden rajoitusten jälkeen mukaan otettiin 675 rahas-

toa, joista 486 rahastoa selviytyi periodin loppuun asti ja 189 ei selviytynyt. Kosowskin ym. (2006) tutkimuksessa minimimäärä havaintoja mukaan otetuille rahastoille oli 5 vuotta eli 60 kuukautta.

Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksessa rahastojen menestystä mitattiin käytämällä Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallia, Carhartin (1997) neljän faktorin mallia, sekä ehdollista beeta- ja alpha-beeta -mallia. Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin malli valittiin parhaimmaksi kaikista mallikategorioista. Cuthbertson ym. vertailivat perinteisten mallien antamia tuloksia bootstrap-menetelmän antamiin tuloksiin kolmen parhaan rahaston kohdalla ja havaitsivat, että pelkkiä perinteisiä malleja käyttämällä tulokset olisivat puoltaneet taidokkaiden rahastojen olemassaoloa, mutta bootstrap-menetelmän tulokset taas eivät löytäneet taitoa vaan onnea. Kun tutkittiin 10 tai 12 parhaiten pärjänneen rahaston tuloksia, niin sekä perinteiset että bootstrap-mallit antoivat saman tuloksen; rahastonhoitajilla oli ollut taitoa. Molemmat menetelmät antoivat tilastollisesti merkitsevän tuloksen myös huonoiten pärjänneille rahastoille. Huonoiten pärjänneiden rahastojen tapauksessa merkitsevyys tarkoitti sitä, että niiden huono menestys johtui puhtaasti rahastonhoitajien taitamattomuudesta, eikä huonosta onnesta. Sekä Cuthbertson ym. (2008), että Kosowski ym. (2006) löysivät oikeiden osakkeiden valintakykyä mallista riippuen 5 - 10 % parhaista rahastoista.

Cuthbertson ja Nitzsche (2013) tutkivat saksalaisten rahastojen menestystä vuosien 1990 ja 2009 välillä. Rahastoja tutkimuksessa oli mukana yhteensä 555 kappaletta, joista 85 sijoittivat pelkästään saksalaisiin osakkeisiin. Rahastojen sisällyttäminen aineistoon edellytti vähintään 24 kuukausihavaintoa. Tutkimuksessa käytettiin Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallia, mutta lisäksi tutkittiin kolmen faktorin mallin sekä Treynorin ja Mazuyn (1966) neliöidyn mallin yhdistelmää. Cuthbertson ja Nitzsche (2013) käyttivät edellä mainittua Kosowskin ym. (2006) tutkimuksen mukaista bootstrap-menetelmää. Bootstrap-menetelmän käyttöä tutkijat puoltavat sillä, että keskimääräinen rahastojen residuaalien vinous oli -0,2 ja huipukkuus sai arvon 8. Lisäksi kaikkien rahastojen residuaaleista noin 47 % olivat epänormaaleja.

Cuthbertson ja Nitzsche (2013) havaitsivat, että yhdenkään rahaston tapauksessa ei löytynyt tilastollisesti merkitsevää positiivista alfaa kun käytettiin kolmen faktorin mallia, riippumatta siitä, käytettiinkö alfaa vai alphan t-arvoa. Käytettäessä kolmen faktorin ja ajoitusta kuvaavan Treynorin ja Mazuyn (1966) mallin yhdistelmää, tilastollisesti merkittäviä ja positiivisia alfoja löytyi nyt yli 200 kappaletta. Myös nämä tulokset ovat riippumattomia siitä, kumpaa menestyksen mittaria käytettiin. Menestyneiden rahastojen tapauksessa kyse oli kuitenkin onnesta, eikä taidosta.

Jakauman vasemmasta hännästä löydetään suuri joukko huonosti menestyneitä rahastoja. Cuthbertson ja Nitzsche (2013) raportoivat, että kolmen faktorin mallilla taidottomia rahastoja löytyi 307 kappaletta ja yhdistelmämallilla taidottomien

rahastojen lukumäärä oli 43 kappaletta. Analyysi osoittaa, että suurin osa näistä rahastoista oli aidosti taidottomia, eikä vain epäonnisia. Jos kulut lisättiin takaisin rahastoihin, niin vielääkään ei löytynyt todisteita taidokkaista rahastoista, mutta vasemmasta hännästä löytyi silti huomattava määrä rahastoja tilastollisesti merkittävillä negatiivisilla alfoilla.

### 2.2.3 Muita taitoa tutkivia tutkimuksia

Berk ja van Binsbergen (2015) toteavat, että rahastonhoitajien taito on yhtä kuin rahaston markkinoilta saama arvonlisä. Berk ja van Binsbergen (2015) laskevat tämän kertomalla rahaston ylituoton vertailuindeksiin nähden sekä rahaston sijoitettavan varallisuuden. Tutkimus poikkeaa aiemmista töistä siinä, että se ei keskity pelkästään yhdysvaltalaisiin osakkeisiin sijoittaviin rahastoihin, vaan mukana on myös ulkomaille sijoittavat rahastot.

Berk ja van Binsbergen (2015) havaitsivat, että keskimäärin rahastot tuottavat tällä tavalla lasketulla taidollaan 3,2 miljoonaa dollaria vuodessa. Lisäksi taidossa havaitaan merkitsevää pysyvyyttä jopa kymmenen vuoden ajan. Tutkijat tekevät tästä johtopäätöksen, että tämä on taidon ansiota, eikä pelkästään tuuria. Sijoittajat havaitsivat tämän, ja sijoittavat yhä enemmän varallisuuttaan taidokkaihin rahastoihin. Tutkimuksen mukaan taidokkaat rahastot keräävät sijoittajilta suuremman kompensaation taidostaan kulujen muodossa, ja korkeammat kulut myös ennustavat tulevaa arvonnousua.

Kacperczyk ym. (2014) tutkivat olettamustaan, että taito olisikin yleistä kognitiivista kykyä valita oikeat osakkeet tai kykyä tehdä oikea-aikaisia markkina- liikkeitä. Kacperczyk ym. (2014) testaavat sitä, vaihtelevatko kyvykkäät rahastonhoitajat strategiaansa kulloisenkin taloustilanteen mukaan. Kacperczykin ym. (2014) tutkimus poikkeaa aiemmista töistä siten, että se tutkii sekä osakkeiden valintaa, että ajoituskykyä ehdollisina taloustilanteelle.

Kacperczyk ym. (2014) havaitsivat, että keskimääräinen rahastonhoitaja osoittaa parempaa valintakykyä nousukaudella, ja parempaa ajoituskykyä taantumassa. Mitä taitavampi rahastonhoitaja on kyseessä, sitä enemmän hän vaihtelee strategiaansa syklien mukaan. Tästä todisteena tutkijat osoittavat, että rahastot pitävät taantumassa enemmän käteisvaroja, portfolioiden beetat ovat pienemmät sekä varoja siirretään enemmän defensiivisille sektoreille. Kacperczykin ym. (2014) mukaan paras neljännes rahastonhoitajista valintakyvyn (nousukaudella) mukaan jaoteltuna osoittaa myös merkitsevää ajoituskykyä (taantumassa). Tämä pätee myös niin päin, jos jaotellaan rahastonhoitajat ensin ajoituskyvyn mukaan ja sitten tutkitaan parhaan neljänneksen osoittamaa valintakykyä. Nämä parhaat rahastot tuottavat 50 - 90 peruspistettä vuodessa parempaa tuottoa riippumatta taloustilanteesta. Tutkimuksen mukaan parhaat rahastot ovat pienempiä ja aktiivisempia. Taidokkaammat rahastonhoitajat taas an-

saitsevat rahastoilleen uusia rahavirtoja sijoittajilta, ja vaihtavat todennäköisemmin vipurahastoihin myöhemmin urallaan.

Mikhail ym. (2004) tutkivat osakeanalyttikoiden valintakyvyn pysyvyyttä mitattuna aiempien suositusten mukaisilla ylituotoilla. Tutkittavana on 4923 analyttikon vuosien 1985 ja 1999 välillä julkaistut 268170 suositusta. Mikhailin ym. (2004) mukaan kyseisen vuoden suositus analyttikolta, joka viime vuonna antoi tuottavimmat suositukset, ansaitsee keskimäärin 3,14 % ylituoton verrattuna 1,22 % ylituottoon, jonka saa seuraamalla viime vuonna huonoimmat suositukset antaneen analyttikon ohjeita. Tutkijoiden mukaan paremmat suositukset antaneet analyttikot jatkavat parempien suositusten antamista myös tulevaisuudessa, ja osoittavat näin osakkeiden valintakyvyn pysyvyyttä. Kaupankäyntistrategia, jossa noudatetaan aiemman menestyksen perusteella valittuja analyttikoita, ei kuitenkaan ole taloudellisesti kannattava transaktiokustannukset huomioon ottaen.

### 2.3 Rahaston koon merkitys

Sijoitusrahastojen menestykseen voi vaikuttaa myös rahaston sijoitettavan varallisuuden määrä. Berk ja Green (2004) mukaan rahastojen nettomääräinen rahan liikkuminen sisään ja ulos riippuu läheisesti rahastojen aiemmasta menestyksestä. Mitä menestyneempi rahasto on aiemmin ollut, sitä enemmän se houkuttelee rahavirtoja. Polletin ja Wilsonin (2008) mukaan, mitä suuremmaksi rahasto kasvaa, sitä vaikeampi sen on löytää varoilleen uusia tuottavia kohteita. Vaihtoehtoisesti rahasto voi sijoittaa lisää jo aiemmin omistamiinsa kohteisiin, tai muuttaa rahaston sijoitusstrategiaa. Polletin ja Wilsonin (2008) mukaan rahaston varallisuuden kasvu johtaa useimmiten samoihin kohteisiin sijoittamiseen. Tutkimuksen mukaan rahaston koon kaksinkertaistuminen aiheuttaa alle 10 % kasvun rahaston omistamien osakkeiden lukumäärään. Jos rahaston menestys heikkenee koon kasvaessa, niin se on tutkijoiden mukaan seurausta kasvaneista kaupankäyntikuluista suurempien osakepositioiden takia.

Keim ja Madhavan (1995) havaitsivat, että institutionaalisilla sijoittajilla kaupankäyntikulut kasvavat kun kaupan koko kasvaa. Tutkijat eivät kuitenkaan voineet erottaa, olivatko pienet kaupat yksittäisiä kauppvoja, vai ainoastaan osa suurempaa kauppaa, joka vain tehtiin pienissä osissa. Suuremmat rahastot aiheuttaisivat siten suuremmat kulut ja nämä vähentävät rahaston menestystä. Christoffersen ym. (2006) puolestaan saavat tuloksen, jonka mukaan suuremmilla rahastoilla on pienemmät kaupankäyntikustannukset kuin pienillä rahastoilla.

Elton ym. (2012) tutkivat rahastoja vuosien 1999 ja 2009 välillä päätyen tulokseen, jonka mukaan rahastojen kulusuhteet ja salkunhoitopalkkiot pienenevät



koon kasvaessa. Lisäksi tutkijat havaitsivat, että parhaiten menestyneet rahastot laskevat palkkioitaan ja huonoiten menestyneet rahastot vastaavasti nostavat palkkioitaan. Tutkimuksessa ei myöskään havaittu, että rahaston aiempi alpha vaikuttaisi tulevaan alphaan. Tämä tutkimus puoltaa sitä, että suurempien rahastojen kulut pienenevät, jolloin niiden menestys voisi olla parempi kuin pienten rahastojen.

Tangjitprom (2014) tutki aktiivisten thaimaalaisten rahastojen menestystä ja kooka vuosien 2006 ja 2012 välillä. Tämän tutkimuksen mukaan alhoiden ollessa positiivisia, keskisuuret rahastot saavuttivat suuremmat alhat kuin suuret tai pienet rahastot. Tangjitprom (2014) löytää rahaston koon ja menestyksen väliltä epälineaarisen suhteen. Tutkimuksen mukaan suuremmat rahastot saavuttavat tietyissä kokoluokissa parempia tuottoja, mutta tietyn kokoluokan jälkeen rahastojen menestys huononee. Rahaston koon kerroinestimaatti on positiivinen, mutta neliöity koko saa negatiivisen estimaatin. Pienille rahastoille kasvu on hyvästä, sillä ne voivat hyödyntää mahdollisesti skaalaetua, mutta suurille rahastoille skaalaetu voi kääntyä negatiiviseksi. Yan (2008) esittää, että yksi faktori negatiiviselle skaalaedulle olisi juurikin kaupankäyntikulut.

Myös likviditeetti voi vaikuttaa rahastojen menestyksen huononemiseen koon kasvaessa. Chenin ym. (2004) mukaan rahaston koko vaikuttaa voimakkaasti menestykseen. Tämä tulos on ristiriidassa Carhartin (1997) tutkimuksen kanssa. Carhartin (1997) mukaan rahastojen koko, ikä tai rahasto-osuuksien ostosta tai myynnistä aiheutuvat kulut eivät selitä ylimpien ja alimpien rahastoportfolioiden välisiä menestyseroja. Chenin ym. (2004) mukaan koon vaikutus näkyy erityisen hyvin rahastoissa, jotka keskittyvät pieniin osakkeisiin. Lisäksi tutkimuksessa havaitaan, että suurien rahastoperheiden rahastot pärjäävät yhtä hyvin kuin muut rahastot ja lisäksi pienet rahastot voittavat suuret rahastot, kun sijoitetaan paikallisiin osakkeisiin.

Bussen ym. (2013) mukaan pienemmät rahastot saavuttavat paremman menestyksen kuin suuret, koska pienempien rahastojen omistamat osakkeet tarjoavat suuremmat tuotto-premiot. Suuret rahastot preferoivat likvidejä osakkeita ja kaupankäyntikustannusten kurissapitämiseksi osta ja pidä -strategiaa. Nämä seikat aiheuttavat sen, että suurien rahastojen omistamien osakkeiden tuotto-premiot ovat pienempiä. Pienien rahastojen etu on siinä, että niiden on mahdollista sijoittaa monipuolisempaan valikoimaan osakkeita. Suuret rahastot joutuvat suurten kaupankäyntikustannusten pelossa ostamaan likvidejä osakkeita ja pitämään niitä verrattain pidempiä aikoja kuin pienet rahastot.

## 2.4 Pohjoismaalaisia tutkimuksia

Kasanen ja Kinnunen (1990) tutkivat suomalaisten rahastojen alkutaivalta vuosina 1988 sekä 1989. Aineisto oli verrattain pieni, sillä se käsitti vain 11 rahastoa. Tässä on muistettava, että ensimmäinen suomalainen sijoitusrahasto perustettiin vasta vuonna 1987. Markkinatuottona Kasanen ja Kinnunen (1990) käyttivät Unitas-indeksiä ja riskittömänä tuottona on käytetty viikon korkotasoksi muutettua Helibor-koron kuukausikorkoa. Malleina tutkimuksessa käytettiin Sharpen (1966) sekä Treynorin (1965) suhdelukuja, Jensenin (1968) alfaa, Treynorin ja Mazuyn (1966) neliöityä mallia sekä Henrikssonin ja Mertonin (1981) mallia. Tulokset antoivat varsin huonon kuvan suomalaisten rahastojen menestyksestä ensimmäisinä toimintavuosinaan. Sharpen (1966) ja Treynorin (1965) suhdeluvut antoivat kumpikin negatiivisen tuloksen ja Jensenin (1968) alfa oli myös negatiivinen. Rahastot eivät voittaneet markkinaportfoliota vuosina 1988 tai 1989.

Heikkilä (1993) tutkii 13 suomalaista rahastoa ja niiden tuottoja vuosina 1990 – 1991. Markkinatuottona tässä tutkimuksessa on käytetty Unitas-indeksiä vuonna 1990, mutta vuonna 1991 markkinatuottona oli HEX-indeksi. Heikkilä (1993) havaitsi, että neljän rahaston tapauksessa, kulut huomioiden, tuotot olivat markkinaindeksiä paremmat. Heikkilän (1993) tulokset antoivat positiivisemmän kuvan suomalaisten sijoitusrahastojen menestyksestä kuin Kasanen ja Kinnunen (1990).

Liljeblom ja Löflund (2000) tutkivat suomalaisten rahastojen menestystä markkinoiden voimakkaiden liikkeiden aikana 1990-luvulla. Tutkimuksessa kiinnitetään huomiota markkinoiden pieneen kokoon, Nokian suureen painoarvoon indeksissä sekä oikeiden vertailuindeksien ja mittareiden valintaan. Suomalaisien rahastojen tutkimuksessa tällä ajanjaksolla on kiinnitettävä huomiota myös rahastojen pieneen määrään ja mahdollisuuteen, että ”ohuilla” markkinoilla aiemmin aloittaneilla rahastoilla saattaa olla etulyöntiasema (Sandvall, 2000). Aineistonaan Liljeblom ja Löflund (2000) käyttävät kaikkia listautuneita rahastoja vuodelta 1995, joilla on listahistoriaa kokonaiset 1, 3 tai 4 vuotta. Tutkimuksessa on hieman selviytymisharhaa, sillä mukaan ei kelpuutettu lyhyemmän historian omaavia rahastoja. Rahastot on lisäksi jaoteltu osake-, seka- ja joukkovelkakirjarahastoiksi.

Vertailuindekseinä Liljeblom ja Löflund (2000) käyttävät HEX-indeksiä, FOX-indeksiä, SFI-indeksiä, joka on tasapainotettu indeksi 15 pienimmän yrityksen osaketuotoista, sekä joukkovelkakirjaindeksiä. Riskittömänä tuottona käytetään kolmen kuukauden Heliboria. Aineisto koostuu viikkohavainnoista, jotka on laskettu logaritimuodossa keskiviikosta keskiviikkoon. Tällä pyritään vähentämään mahdollista viikonpäiväefektiä. Mallit on tutkimuksessa jaoteltu kolmeen ryhmään. Ensimmäinen ryhmä koostuu perinteisistä malleista ja niitä

edustavat Sharpen (1966), Treynorin (1965) sekä Jensenin (1968) mallit. Toisessa ryhmässä ovat markkina-ajoitusta kuvaavat mallit Treynorilta ja Mazuylta (1966) sekä Henrikssonilta ja Mertonilta (1981). Kolmanteen malliperheeseen kuuluvat mallit, joissa käytetään useampia vertailuindeksejä. Käytännössä tämä tehdään estimoimalla ensin perinteisillä malleilla alfat käyttäen joko HEX- tai FOX-indeksiä, jonka jälkeen tehdään uudet analyysit käyttäen uusia verrokki-indeksijä tai vain lisäämällä niiden määrää.

Liljeblom ja Löflund (2000) havaitsivat, että 4 vuoden periodilla positiivisia alfoja oli 6/11 rahaston tapauksessa käyttäen HEX-indeksiä. FOX-indeksin tapauksessa positiivisia alfoja oli seitsemällä rahastolla. Tarkemmin tutkittaessa tutkijat havaitsivat, että kahdella rahastolla alpha on tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen. 3 vuoden periodilla kaikki perinteiset mittarit osoittivat huonoa menestystä rahastoille. Yhdeksällä rahastolla neljästätoista oli negatiivinen alphan estimaatti, ja yksi näistä oli tilastollisesti merkitsevä. Vuoden periodia tarkasteltaessa Liljeblom ja Löflund (2000) havaitsivat, että kaikki joukkovelkakirjarahastot osoittivat positiivista, mutta merkityksetöntä alfaa sekä Sharpen suhdelukua, kun taas osakerahastojen sekä balanced-rahastojen tapauksessa suurin osa osoitti negatiivista menestystä. 14/16 osakerahaston ja 7/8 balanced-rahaston tapauksessa negatiivinen alpha oli lisäksi tilastollisesti merkitsevä. Tämä viimeisin yhden vuoden aikaperiodi sattui välille 6/1994 – 5/1995, jolloin Nokian painoarvo indeksissä oli jo alkanut kasvaa. Rahastojen maksimipaino yhdelle osakkeelle on 10 % sijoitusrahastolainsäädännön mukaan (Sijoitusrahastolaki 11:73§), eivätkä rahastot enää voineet tehokkaasti seurata indeksien painotuksia.

Markkina-ajoitusmalleja tutkiessaan Liljeblomin ja Löflundin (2000) havaitsivan, että sekä HEX- että FOX-indeksi tuottavat samanlaisia tuloksia. Pisimmällä aikavälillä ei havaita minkäänlaista markkina-ajoituskyyä. Samankaltainen teema toistuu kolmen vuoden periodia tarkasteltaessa; ei havaintoja markkina-ajoituskyyvystä yhdelläkään rahastolla. Vuoden aikaperiodilla havaitaan mallista riippuen 8 tai 10 rahastolla merkitsevää negatiivista markkina-ajoituskyyä. Merkitsevää positiivista kyyä (10 % riskitasolla) havaitaan kahdella rahastolla. Alfat ovat lähes järjestään negatiivisia. Liljeblom ja Löflund (2000) tarkastelevat myös kulusuhteen vaikutusta tuottoihin. He havaitsivat, että kulujen ja tuottojen välillä oli negatiivinen korrelaatio, eli kulujen kasvaessa tuotot vastaavasti pienenevät.

Sandvall (2000) tutki selviytymisharhasta vapaalla aineistolla suomalaisten rahastojen menestystä vuosien 1995 – 1998 välillä. Tuotot on laskettu logaritmoidulla tuotot keskiviikosta keskiviikkoon. Sandvall (2000) tutkii rahastojen menestyksen pysyvyyttä vertaamalla kumuloituneita epänormaaleita tuottoja suoriutumisperiodilta aiempaan järjestysperiodiin. Menestyksen pysyvyyttä havaitaan, sillä erot voittaja- ja häviöjä-portfolioiden tuotoissa ovat tilastollisesti merkittäviä. Tulos puoltaa väitettä, että ”ohuilla” markkinoilla aiemmin aloittaneilla rahastoilla saattaa tosiaan olla etulyöntiasema. Sandvall (2001) teki myös toi-

sen tutkimuksen ja havaitsi, että keskimäärin suomalaiset sijoitusrahastot hävisivät vertailuindekseilleen, kun käytettiin perinteisiä mittareita tai ehdollisia malleja. Sandvall (2001) tutki myös sitä, vaikuttivatko rahaston alkuvuonna saavuttamat tuotot loppuvuonna rahaston ottamaan riskiin. Tulokset olivat kuitenkin tätä väitettä vastaan.

Dahlquist ym. (2000) tutkivat rahastojen menestyksen ja ominaisuuksien suhdetta ruotsalaisilla rahastoilla. Aineisto käsitti aikavälin vuodesta 1993 vuoteen 1997. Rahastoja tutkimuksessa oli mukana 210 kappaletta. Dahlquist ym. (2000) mukaan heidän aineistonsa käsitti lähes kaikki rahastot tuolta aikaväliltä, joten selviytymisharhaa ei pitäisi esiintyä. Rahastojen menestystä mitataan Fersonia ja Schadtia (1996) mukailleen kahdella mittarilla, jotka ovat ehdollinen ja ehdoton malli. Kummassakin tapauksessa alfaat otetaan talteen ja niitä käytetään menestyksen mittareina.

Dahlquist ym. (2000) jaottelevat rahastot neljään kategoriaan: normaaleihin osakerahastoihin, veroetuja tarjoaviin rahastoihin, joukkovelkakirjarahastoihin sekä rahamarkkinarahastoihin. Ehdotonta mallia käytettäessä keskimääräinen normaalien osakerahastojen alpha oli 0,24, kun taas veroetuja tarjoavien rahastojen alpha oli -1,30. Joukkovelkakirjarahastojen keskimääräinen alpha oli -0,95 ja rahamarkkinarahastojen alpha puolestaan oli -0,85. Ehdollista mallia käytettäessä keskimääräiset alfaat olivat samassa järjestyksessä 0,52, -1,02, -0,53 sekä -0,94. Tutkimuksessa keskitytään analysoimaan ehdollisen mallin tuloksia, sillä Waldin testin mukaan 53 – 77 % rahaston tapauksessa nollahypoteesi ajassa muuttumattomista beetoista hylätään. Normaalien osakerahastojen tapauksessa tilastollisesti merkittäviä alfoja sai 10 % rahastoista. Kulut vähennettyinä menestys oli lähellä nollassa.

Dahlquist ym. (2000) tutkivat myös olisiko aineistossa ollut merkitsevää selviytymisharhaa, mikäli siihen olisi sisällytetty vain ajanjakson loppuun asti toiminnassa olleet rahastot. Tulokset osoittavat, että tavallisten osakerahastojen tapauksessa harha oli merkitsevä. Tutkimuksessa havaitaan myös, että suuremmat osakerahastot eivät menestyneet yhtä hyvin kuin pienet osakerahastot, mutta joukkovelkakirjarahastojen kohdalla tulokset puoltavat päinvastoin pienempiä rahastoja. Dahlquist ym. (2000) havaitsivat Liljeblomin ja Löflundin (2000) tapaan negatiivisen korrelaation kulujen ja tuottojen suhteen. Myös ruotsalaisten rahastojen tapauksessa suuremmat kulut johtivat pienempiin tuottoihin.

Myös Engström (2004) teki tutkimuksen ruotsalaisten rahastojen menestyksestä. Malleina käytetään perinteistä Jensenin (1968) alfaa sekä Fersonin ja Schadtin (1996) ehdollista mallia. Aineistona on käytetty 112 osakerahastoa vuosien 1996 ja 2000 välillä. Rahastoista 97 sijoitti varansa laajasti eri osakkeisiin (Ruotsi-rahastot) ja 15 rahastoa sijoitti pieniin yrityksiin (Small Cap). Engströmin (2004) mukaan aineistossa ei esiinny selviytymisharhaa.

Keskimääräinen alpha Ruotsi-rahastoissa oli 1,7 % vuositasolla käyttämällä ehdollista mallia (Engström 2004). Small Cap -rahastojen tapauksessa keskimääräinen alpha oli 3,2 % vuositasolla. Tulokset olivat samankaltaiset ehdotonta mallia käytettäessä. Engströmin (2004) mukaan kuitenkin vain muutaman rahaston tapauksessa alpha oli tilastollisesti nollaa suurempi. Menestys oli samankaltaista rahastojen kesken, sillä 77 % kaikista rahastoista saavuttivat tuotot -2 % ja 4 % väliltä vuositasolla mitattuna.

Gjerde ja Sættem (1991) tutkivat norjalaisten rahastojen menestystä vuosien 1982 ja 1990 välissä. Tutkimuksen kohteena oli myös selvittää, eroavatko saman sijoitusyhtiön eri rahastojen riskiprofiilit tai tuotot toisistaan. Norjalaisia rahastoja oli listattuna vain yksi kappale Oslon pörssissä ennen vuotta 1982. Vuonna 1982 tullut asetus siitä, että rahastoihin sijoitetusta pääomasta sai 25 % verovähennyksen, johti rahastojen lukumäärän kasvuun (1991).

Aineistona käytettiin vain ennen vuotta 1988 perustettuja rahastoja, joita oli yhteensä 14 kappaletta. Malleina Gjerdin ja Sættemin (1991) tutkimuksessa käytettiin Jensenin (1968) alfaa, Treynorin ja Mazuyn (1966) neliöityä mallia sekä Henrikssonin ja Mertonin (1981) mallia. Rahastoilta ei tulosten mukaan löytynyt tilastollisesti merkittäviä alfoja, joten nollahypoteesia olemattomista ylituotoista ei voida hylätä. Jokaisen rahaston beeta-kerroin oli myös alle yhden. Lisäksi kymmenen rahaston tapauksessa tämä oli tilastollisesti merkitsevä. Tämä implikoisi sitä, ettei löytynyt sellaista rahastoa, joka olisi pitänyt systemaattista riskiä korkeampaa riskiä.

Gjerdin ja Sættemin (1991) aineistossa Treynorin ja Mazuyn (1966) malli sekä Henrikssonin ja Mertonin (1981) malli antavat samankaltaiset tulokset, joten vain ensin mainitun tulokset raportoitiin. Neliöityä mallia käytettäessä havaitaan, että kaikkien rahastojen markkina-ajoituskerroin oli positiivinen, ja viiden rahaston tapauksessa tilastollisesti merkitsevä. Kahta rahastoa lukuun ottamatta kaikki rahastot antoivat kuitenkin oikeiden osakkeiden valintakyvyille negatiivisen estimaatin. Tilastollisesti merkitsevä negatiivinen estimaatti löytyi kuitenkin vain yhdeltä rahastolta.

Gjerde ja Sættem (1991) havaitsivat tutkimuksessaan, että eri sijoitusyritysten rahastojen riskiprofiileissa oli eroja, mutta saman sijoitusyrityksen rahastojen keskuudessa ei kuitenkaan merkittäviä eroja löytynyt. Vuosien 1982 ja 1984 välillä kaikki rahastot voittivat markkinat, mutta tämän jälkeen ei ylituottoja ollut enää havaittavissa.

Sørensen (2009) puolestaan tutki kaikkien vuosien 1982 ja 2008 välillä toimineiden norjalaisten, Norjaan pääasiallisesti sijoittavien rahastojen menestystä. Aineisto koostuu yhteensä 97 rahastosta, joilla kaikilla on vähintään yhden vuoden edestä havaintoja. Sørensen (2009) käyttää malleinaan perinteistä CAP-mallia, Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallia sekä Carhartin (1997) neljän faktorin mallia. Lopuksi Sørensen (2009) suorittaa Faman ja Frenchin

(2010) tutkimuksen mukaisen bootstrap-analyysin aineistolle. Tuloksia vertailaan käyttämällä kahta eri vertailuindeksiä.

Sørensen (2009) havaitsee, että rahastot kokonaisuutena eivät keskimäärin saavuttaneet ylituottoja. Alphan estimaatit ja t-arvot pienenevät sitä mukaa, kun siirrytään CAP-mallista ( $\alpha = 0,15$ ,  $t = 1,6$ ) ensin kolmen faktorin malliin ( $\alpha = 0,04$ ,  $t = 0,51$ ) ja lopuksi neljän faktorin malliin ( $\alpha = 0,02$ ,  $t = 0,23$ ). Sørensenin (2009) tutkimus on linjassa Gjerden ja Sættemin (1991) tutkimuksen kanssa siinä, että myös tässä tutkimuksessa havaittu keskimääräinen beeta-estimaatti oli alle yhden. Kolmen ja neljän faktorin malleilla tilastollisesti merkittävät estimaatit olivat markkinafaktorilla ja kokofaktorilla.

Seuraavaksi Sørensen (2009) esittää bootstrap-simuloinnin antamat tulokset. Toisen vertailuindeksin tapauksessa menestynein rahasto osoitti taitoa. Suurimmalle osalle rahastoista simuloidut alphet olivat suurempia kuin havaitut alphet. Jakauman vasemmassa hännässä simuloidut alphet ovat järjestäen suurempia kuin havaitut alphet 90 % simulaatioista. Jos tuloksia analysoidaan käyttämällä alphan sijasta t-testisuuretta, niin tulokset olivat hieman parempia rahastojen kannalta. Vasemman hännän rahastojen huono taito ei saa enää niin vakuuttavia todisteita. Myös parhaan rahaston tapauksessa t-statistiikkaa käyttämällä havaitaan nyt, että simuloitu t-arvo oli suurempi kuin havaittu t-arvo vain 5 % simuloinneista. Bootstrap-analyysin tulokset puhuvat huonojen rahastonhoitajien, tai liiallisten kustannusten olemassaolon puolesta. Lisäksi, parasta rahastoa lukuun ottamatta, ei havaittuja todisteita taidollisista rahastoista.

Christensen (2005) tutki tanskalaisten rahastojen menestystä vuosien 1996 ja 2003 välissä. Christensenin (2005) mukaan aiemmat tanskalaistutkimukset ovat tehty pääosin rahastojen itsensä toimesta, ja niissä oli käytetty Sharpenin (1966) suhdelukua Jensenin (1968) alphan sijaan. Christensenin (2005) tutkimuksen tavoite oli tuottaa ensimmäinen itsenäinen tutkimus tanskalaisten rahastojen menestyksestä. Aineisto koostui 47 rahastosta, joista 34 oli osakerahastoja ja 13 oli kiinteän tuoton rahastoja. Aineisto käsitti lähes kaikki tuolla aikavälillä olemassa olleet rahastot, lukuun ottamatta muutamaa yhdistelmärahastoa.

Malleina Christensen (2005) käyttää Jensenin (1968) alfaa, Treynorin ja Mazuyn (1966) neliöityä mallia sekä Henrikssonin ja Mertonin (1981) mallia. Christensenin (2005) mukaan Tanskassa rahastojen veloittamat kustannukset ovat matalat moneen muuhun maahan verrattuna, ja tästä syystä rahastoille saattaisi olettaa löytyvän menestystä. Tulokset eivät kuitenkaan puolla tätä oletusta. Käyttämällä Jensenin (1968) alfaa, yksikään rahasto ei osoita tilastollisesti merkitsevää positiivista vakiota. Useimmiten alfa oli negatiivinen, mutta tilastollisesti merkityksetön. Osakerahastojen keskuudesta löytyi 6 rahastoa, joiden alphet olivat merkisevästi negatiiviset. Yleisesti tanskalaisten rahastojen voidaan sanoa olleen tuotoiltaan neutraaleja.

Markkina-ajoitusta tutkittaessa Christensen (2005) toteaa, että tulokset olivat pääosin huonoja. Rahastot eivät keskimäärin osoittaneet hyvää markkina-ajoituksen kykyä. Ainoastaan kahden rahaston tapauksessa löytyi tilastollisesti merkitsevää positiivista ajoituskykyä. Tulokset ovat linjassa Yhdysvaltojen, sekä muiden Skandinavian valtioiden rahastoja koskevien tutkimusten kanssa.

Christensen (2013) teki toisen tutkimuksen tanskalaisista rahastoista, mutta tässä tutkimuksessa mielenkiinnon kohteena oleva ajanjakso oli 2001 – 2010. Rahastoja tässä tutkimuksessa oli mukana 71 kappaletta, joista 59 oli osakerahastoja ja 12 kiinteän tuoton rahastoja. Malleina tässä tutkimuksessa käytettiin Jensenin (1968) alfaa sekä Treynorin ja Mazuyn (1966) neliöityä mallia.

Christensenin (2013) tulosten mukaan keskimääräinen alfa tanskalaisille rahastoille vuosien 2001 ja 2010 välillä oli -1,80. Alphan estimaatti on lisäksi tilastollisesti merkitsevästi negatiivinen 11 osakerahaston tapauksessa. Näiden 11 huonosti pärjänneen rahaston joukosta 7 osoitti merkitsevää ajoituskykyä, mutta negatiivisen alphan takia ajoituskyky ei ollut tehokasta. Vastaavasti vain yhden rahaston tulkitaan menestyneen hyvin. Koko aineistosta 10 rahastoa osoitti markkina-ajoituskkyä, mutta yksikään näistä rahastoista ei onnistunut saamaan tilastollisesti merkitsevää positiivista alfaa. Tilastollisesti merkitsevä negatiivinen alfa löytyi kahdeksalta rahastolta näistä. Christensenin (2013) tutkimuksessa rahastoista 57 sai negatiivisen alphan ja näistä 30 oli tilastollisesti merkitsevästi negatiivisia. Rahastoista 36 saavuttivat neutraalin alphan estimaatin ja vain viisi rahastoa saavutti tilastollisesti merkitsevän positiivisen alphan osoittaen kykyä voittaa markkinat.

### 3 MENETELMÄT JA AINEISTO

Tässä luvussa esitellään työssä käytettävää rahastoaineistoa, sekä aineistolle tehtyjen testien tulokset. Tehtyjä testejä ovat muun muassa havaittujen tuottojen väliset korrelaatiot, rahastojen autokorrelaatiofunktiot sekä rahastoihin sovitettun Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallin jäännökset. Tutkimuksessa käytetään myös kolmen faktorin mallista johdettua viiden faktorin mallia, missä lisäfaktoreita ovat HEX-indeksin tuotosta vähennetty Nokian tuotto, sekä Eurooppa-indeksin tuotosta vähennetty HEX-indeksin tuotto. Tässä luvussa esitellään myös käytettävää bootstrap-menetelmää tarkemmin.

#### 3.1 Aineisto

Tässä tutkimuksessa käytetään 60 aktiivisen suomalaisen rahaston kuukausiaineistoa aikaväliltä joulukuu 1996 – helmikuu 2015. Aineisto on kerätty Kauppalehden verkkosivuilta<sup>3</sup>. Rahastoista 19 on tuottorahastoja ja loput 41 on kasvurahastoja. Ero tuotto- ja kasvurahastojen suhteen on se, että tuottorahastot maksavat saamansa tuotot kuten osingot ja korot asiakkailleen, kun taas kasvurahastot sijoittavat saamansa osingot ja tuotot uudelleen.

Suomalaisten rahastojen tuottojen väliset korrelaatiot tutkittavalla aikavälillä ovat suuria. Aineistossa tuotot ovat laskettu logaritmuotoon kaavalla  $\log\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) * 100$ , missä on logaritmoitu rahaston  $i$  hinta hetkellä  $t$  jaettuna rahaston  $i$  hinnalla hetkellä  $t-1$ . Korrelaatiot on esitetty taulukossa (1). Taulukosta nähdään, että korrelaatiot ovat suuria, sillä molemmissa rahastokategorioissa suurin osa korrelaatioista sijoittuu yli 0,9. Kasvurahastojen tuottojen korrelaatioista noin 93 % oli yli 0,9. Kasvurahastoissa kaikki korrelaatiot olivat vähintään yli 0,85. Vastaavasti tuottorahastojen korrelaatioista noin 75 % oli yli 0,9. Tuottorahastoista löytyi hieman matalampia korrelaatioita, kuin kasvurahastoista. Tässä kategoriassa alimmat korrelaatiot olivat 0,7 ja 0,75 välissä. Suomeen sijoitettavien rahastojen tuottojen väliset suuret korrelaatiot selittyvät hyvin kapealla sijoituskentällä. Sijoitusrahastot voivat sijoittaa vain hyvin rajalliseen määrään osakkeita Suomessa ja kun tähän yhdistetään se tosiasia että useimmat rahastot hajauttavat salkkuaan useisiin osakkeisiin, eivät tuottojen väliset suuret korrelaatiot ole ihme.

---

<sup>3</sup> [www.kauppalehti.fi](http://www.kauppalehti.fi)



Taulukko 1: Tuottojen väliset korrelaatiot

	<u>Tuottojen väliset korrelaatiot:</u>			
	<b>Kasvurahastot</b>		<b>Tuottorahastot</b>	
	Lukumäärä	%-osuus	Lukumäärä	%-osuus
Rahastojen määrä	41	68.3 %	19	31.7 %
Korrelaatiot yht.	820	82.7 %	171	17.3 %
$r > 0.95$	383	46.7 %	55	32.2 %
$0.90 < r < 0.95$	377	46.0 %	74	43.3 %
$0.85 < r < 0.90$	60	7.3 %	29	17.0 %
$0.80 < r < 0.85$	0	0 %	7	4.1 %
$0.75 < r < 0.80$	0	0 %	3	1.8 %
$0.70 < r < 0.75$	0	0 %	3	1.8 %

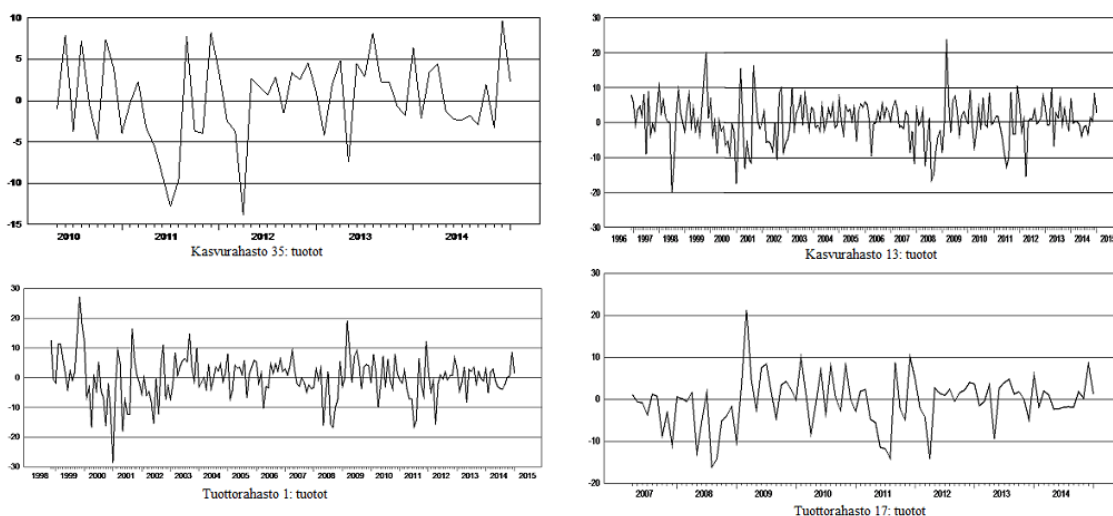
Taulukosta (2) käy ilmi rahastohavaintojen lukumäärä tutkittavan ajanjakson eri periodeilla. Tiettyyn aikaperiodiin on sisällytetty vain niiden rahastojen lukumäärä, joilla oli kaikki kuukausihavainnot kyseisellä periodilla. Aikaperiodin pituus on 24 kuukautta, pois lukien viimeinen periodi, jonka pituus on 26 kuukautta. Kasvurahastojen kohdalla nähdään, että eniten toiminnassa olleita rahastoja oli aikavälillä 1/2011 – 12/2012. Tuottorahastoissa vastaava aikaväli oli viimeisin, eli 1/2013 – 02/2015. Aineistossa ei ole selviytymisharhaa, sillä tutkimukseen sisällytetyn aineiston 60 rahastosta neljä ei selviytynyt tutkittavan aikavälin loppuun. Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksessa rahastoilla täytyi olla vähintään kolmen vuoden havainnot, ennen kuin se sisällytettiin tutkimukseen. Tässä tutkimuksessa pidetään 12 kuukauden eli vuoden havaintoja riittävänä kriteerinä sisällyttämiseen. Tällä kriteerillä mukaan tulee valituksi kaikki rahastot, sillä lyhimmilläänkin yksittäisellä rahastolla aineistossa on 25 kuukausihavaintoa.

Kuviosta (1) nähdään sattumalla valittujen kahden kasvu- ja kahden tuottorahaston kuukausituottojen aikasarjat. Havainnollistaviksi esimerkeiksi valikoituivat kasvurahastot 35 sekä 13 ja tuottorahastot 1 ja 17. Ylärivillä esitetään kasvurahastojen 35 ja 13 tuotot ja alarivillä tuottorahastojen 1 ja 17 kuukausituottojen aikasarjat. Aikasarjoista nähdään, että kasvurahasto 35 ja tuottorahasto 17 ovat perustettu paljon myöhempään, kuin kasvurahasto 13 ja tuottorahasto 1. Siten niillä on paljon vähemmän käytettävissä olevia kuukausihavaintoja. Kasvurahaston 35 tuotoissa on havaittavissa suurta vaihtelua vuosina 2011 – 2012, mutta tämän jälkeen vaihtelu pienenee. Kasvurahasto 13 puolestaan osoittaa suuria vaihteluita vuosina 1998 – 2002, jonka jälkeen vaihtelu pienenee, mutta kasvaa jälleen vuonna 2008. Tuottorahaston 1 aikasarjassa on samaa vaihtelua vuosina 1998 – 2002 ja jälleen vuosina 2008 ja 2011 – 2012. Tuottorahasto 17 osoittaa suurempaa vaihtelua vuosina 2008 ja 2011, muutoin aikasarja näyttää suhteellisen tasaista vaihtelua. Aikasarjat osoittavat mielenkiintoisesti vuosittu-hannen vaihteen IT-kuplan puhkeamisen, joka näkyy hyvin kahden pidempään toiminnassa olleen rahaston tuottojen kuvaajissa, sekä vuonna 2007 alkaneen

finanssikriisin vaikutukset. Kasvurahaston 13 sekä molempien tuottorahastojen kuvaajat osoittavat myös finanssikriisin vaikutuksia vuosien 2007 – 2009 tietämillä.

Taulukko 2: Havaintojen määrät aikaperiodeittain

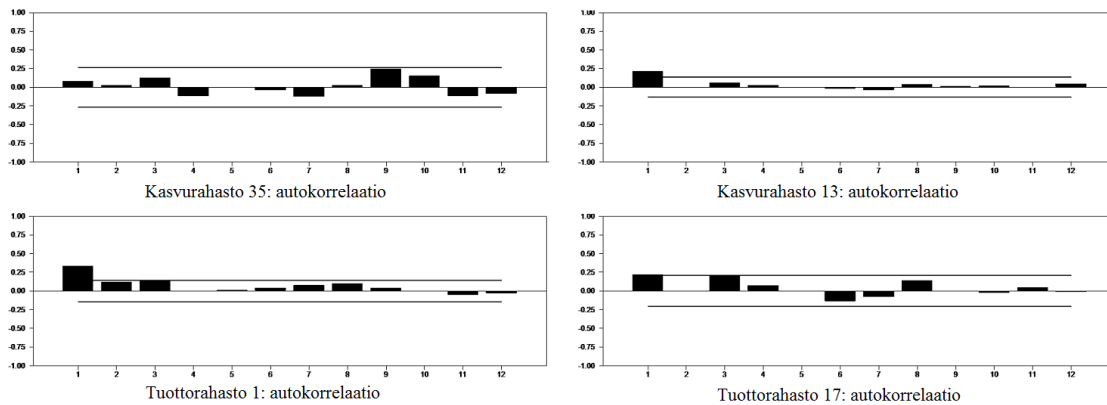
Periodit	Havainnot aikaperiodeittain:			
	Kasvurahastot		Tuottorahastot	
	Lukumäärä	%-osuus	Lukumäärä	%-osuus
1/1997 - 12/1998	16	39.0 %	6	31.6 %
1/1999 - 12/2000	23	56.1 %	8	42.1 %
1/2001 - 12/2002	23	56.1 %	8	42.1 %
1/2003 - 12/2004	25	61.0 %	11	57.9 %
1/2005 - 12/2006	27	65.9 %	12	63.2 %
1/2007 - 12/2008	31	75.6 %	14	73.7 %
1/2009 - 12/2010	35	85.4 %	15	78.9 %
1/2011 - 12/2012	40	97.6 %	16	84.2 %
1/2013 - 02/2015	38	92.7 %	17	89.5 %



Kuvio 1: Neljän rahaston tuottojen aikasarjat

Kuviossa (2) puolestaan esitetään samojen rahastojen tuottojen autokorrelaatiofunktioita. Tilastollisesti merkitsevä autokorrelaatio viiveissä tarkoittaa, että tuotto on korreloitunut joko positiivisesti tai negatiivisesti kyseisen kuukauden tuottojen kanssa. Kuviossa autokorrelaatiot on esitetty 12 kuukauden viiveellä. Kasvurahasto 13 sekä molemmat tuottorahastot osoittavat tilastollisesti merkitsevää autokorrelaatiota viiveellä 1. Näiden rahastojen tuotot korreloivat positiivisesti edelliskuukauden tuottojen kanssa. Tuottorahastot 1 ja 17 osoittavat myös positiivisesti merkitsevää autokorrelaatiota viiveellä 3. Tämän mukaan kolmen kuukauden takainen tuotto korreloisi nykyisen tuoton kanssa, mikä ei

vaikuta loogiselta. Poikkeuksena kasvurahasto 35 ei osoita merkitsevää autokorrelaatiota millään viiveellä, vaikkakin viive 9 saa lähes merkitsevän positiivisen arvon.



**Kuvio 2: Neljän rahaston tuottojen autokorrelaatiofunktiot**

Rahastojen kuukausituotoista vähennetään seuraavaksi riskitön korko, joka on saatu Kenneth Frenchin kotisivulta<sup>4</sup>, näin saadaan rahastojen ylituotto. Riskittömänä korkona French käyttää Yhdysvaltojen valtion liikkeeseen laskemaa yhden kuukauden lainan korkoa. Frenchin kotisivuilta on saatu myös perinteiset kolmen faktorin mallinnuksessa käytetyt faktorit, joita ovat markkinafaktori, yrityskokoa kuvaava SMB-faktori, sekä kirjanpitoarvon suhdetta markkina-arvoon kuvaava HML-faktori. Markkinafaktori on muodostettu vähentämällä markkinoiden tuotosta riskitön korko. Markkinoiden tuotto, kuten muutkin faktorit, on saatu usean eurooppalaisen maan<sup>5</sup> osakkeista sekä niiden tuotoista. SMB-faktori on muodostettu järjestämällä mukana olevien maiden yritykset järjestykseen pienimmästä alkaen ja vähentämällä suurien osakkeiden keskituotoista pienien yritysten osakkeiden keskituotto. Vastaavasti HML-faktori on muodostettu siten, että ensin yritykset on jaettu kirjanpito- ja markkina-arvon mukaisesti kolmeen kategoriaan, jonka jälkeen korkean kirjanpitoarvon suhteessa markkina-arvoon omaavien yritysten keskituotoista on vähennetty matalan suhdeluvun omaavien yritysten keskituotot.

Tässä tutkimuksessa rahastojen ylituottoihin sovitetaan Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin malli ja viiden faktorin malli, missä edellä kerrottujen faktorien lisäksi mukaan otetaan HELIND sekä HELNOK. HELIND-faktori on muodostettu vähentämällä Faman ja Frenchin (1993) markkinatuotosta HEX-indeksin ylituotto, minkä tarkoituksena on kontrolloida suomalaisen, kapean markkinan vaikutuksia. HELNOK-faktori puolestaan on muodostettu vähen-

<sup>4</sup> Data library: [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html)

<sup>5</sup> Mukana olevat maat ovat Itävalta, Belgia, Sveitsi, Saksa, Tanska, Espanja, Suomi, Ranska, Iso-Britannia, Kreikka, Irlanti, Italia, Alankomaat, Norja, Portugali ja Ruotsi.

tämällä HELIND-faktorista Nokian ylituotto. Tällä faktorilla pyritään kontrolloimaan Nokian suurta painoarvoa HEX-indeksissä. Kuvio (3) havainnollistaa Nokian osakekurssin ja HEX-indeksin korrelaatiota ja taulukko (3) esittää korrelaatiot koko tutkittavalta periodilta, sekä ajalta ennen vuotta 2005. Kuviossa (3) yhtenäisellä viivalla kuvataan Nokian osakekurssia ja katkoviivalla HEX-indeksiä. Kuvioista käy selväksi, että vuoden 2004 loppuun korrelaatio näiden muuttujien välillä oli hyvin suurta, mutta sen jälkeen korrelaatio pienenee Nokian painoarvon laskun mukana. Nikkinen ym. (2002) mukaan Nokian painoarvo HEX-indeksissä oli parhaimmillaan yli 60 %, eli voidaan sanoa Nokian osakekurssin määrittäneen hyvin suurelta osin HEX-indeksin liikkeitä. Taulukko (3) esittää korrelaatiot koko tutkittavalta periodilta sekä ennen vuotta 2005. Koko periodin korrelaatio on 0,577763, mikä ei ole valtavan suuri, mutta kun tutkitaan aikaa 1996 joulukuu – 2004 joulukuu, niin korrelaatio on 0,98007. Tämä puoltaa vahvasti HELNOK- faktorin sisällyttämistä regressioon.



Kuvio 3: Nokian osakekurssin ja Helsingin Pörssin yleisindeksin kehitys

Taulukko 3: Nokian osakekurssin ja HEX - indeksin korrelaatio

<u>Nokian osakekurssin ja HEX - indeksin korrelaatio</u>	
	Korrelaatio
Koko aikaperiodi	r = 0.577763
Vuoden 2004 loppuun	r = 0.98007

Taulukko (4) esittää aineistoon sovitettujen mallien tilastollisesti merkitsevien tekijöiden lukumäärät, sekä mallien selitysasteet. Taulukon (4) vasemmassa puoliskossa esitellään tilastollisesti merkitsevien selittävien tekijöiden lukumäärät 41 kasvurahaston ja 19 tuottorahaston tapauksessa. Taulukkoon on erikseen merkitty perinteisen kolmen faktorin mallin tulos, kuin myös jatkettun viiden faktorin mallin tulokset. Kasvurahastojen tapauksessa nähdään, että alphan sekä SMB-faktorin merkitsevien tekijöiden lukumäärät kasvavat huomattavasti kun siirrytään kolmen faktorin mallista viiden faktorin malliin. Markkinafaktori

puolestaan on kummallakin mallilla lähes poikkeuksetta merkitsevä. HML-faktorin merkitsevien tekijöiden lukumäärä laskee siirryttäessä kolmen faktorin mallista viiden faktorin malliin. Viiden faktorin mallissa HELIND-faktori on merkitsevä jokaisella rahastolla, mutta HELNOK-faktori on vain yhdessä tapauksessa merkitsevä. Vastaavasti tuottorahastojen tapauksessa merkitsevien alphojen sekä SMB-faktorien lukumäärä kasvoi kun tarkastelu suoritettiin viiden faktorin mallilla. Markkinafaktorit olivat jokaisella rahastolla merkitseviä ja merkitsevien HML-faktorien lukumäärä taas pieneni tutkittaessa viiden faktorin mallia. Jälleen HELIND-faktori on merkitsevä kaikilla rahastoilla, mutta HELNOK puolestaan ei ole merkitsevä yhdelläkään rahastolla.

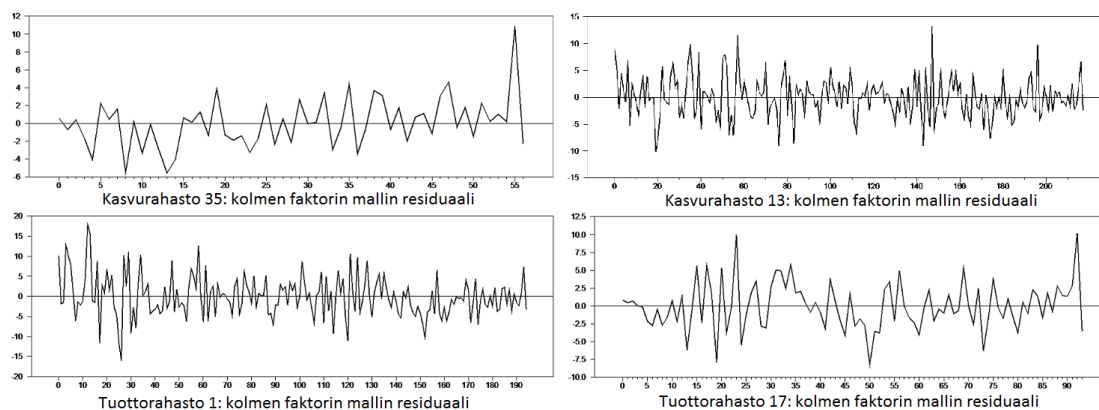
Taulukosta (4) käy ilmi myös mallien selitysasteiden minimi, maksimi, mediaani, keskiarvo sekä keskihajonta. Sekä kasvu- että tuottorahastojen tapauksessa selitysasteiden minimi, maksimi, mediaani sekä keskiarvo kasvavat kun siirrytään kolmen faktorin mallista viiden faktorin malliin. Kasvurahastojen tapauksessa kolmen faktorin minimi 52,5 prosenttia kasvaa viiden faktorin mallin 66,7 prosenttiin. Vastaavasti maksimi kasvaa 72,5 prosentin selitysasteesta 93,1 prosentin selitysasteeseen. Keskiarvo kasvaa 60,9 prosentista 81,6 prosenttiin, mutta keskihajonta kasvaa hieman 5,4 prosentista 6 prosenttiin. Tuottorahastoissa kolmen faktorin mallissa pienin selitysaste oli 34,7 prosenttia ja siirryttäessä viiden faktorin malliin tämä oli 55,4 prosenttia. Maksimi puolestaan kasvaa 83,3 prosentista aina 94,3 prosenttiin. Myös tuottorahastoissa keskiarvo kasvaa mallia vaihdettaessa, mutta keskihajonta laskee tässä tapauksessa 11 prosentista 9,9 prosenttiin. Yleisesti voidaan todeta, että viiden faktorin malli sopii suomalaisen rahastoaineistoon paljon paremmin kuin kolmen faktorin malli selitysasteita vertaamalla.

**Taulukko 4: Sovitteiden tilastollisesti merkitsevien tekijöiden lukumäärät**

<u>Kasvurahastojen tilastollisesti merkitsevät* selittävät tekijät:</u> * p-arvo < 0.05			<u>Kasvurahastojen sovitteiden selitysasteet:</u>		
Selittävä tekijä	Kolmen faktorin malli	Viiden faktorin malli		Kolmen faktorin malli	Viiden faktorin malli
Alpha	4	17	Minimi	0.525	0.667
Markkinafaktori	41	40	Maksimi	0.725	0.931
SMB	21	38	Mediaani	0.611	0.829
HML	22	10	Keskiarvo	0.609	0.816
HELIND	Ei mallissa	41	Keskihajonta	0.054	0.060
HELNOK	Ei mallissa	1			
<u>Tuottorahastojen tilastollisesti merkitsevät* selittävät tekijät:</u> * p-arvo < 0.05			<u>Tuottorahastojen sovitteiden selitysasteet:</u>		
Selittävä tekijä	Kolmen faktorin malli	Viiden faktorin malli		Kolmen faktorin malli	Viiden faktorin malli
Alpha	6	16	Minimi	0.347	0.554
Markkinafaktori	19	19	Maksimi	0.833	0.943
SMB	11	17	Mediaani	0.602	0.798
HML	8	4	Keskiarvo	0.603	0.786
HELIND	Ei mallissa	19	Keskihajonta	0.110	0.099
HELNOK	Ei mallissa	0			

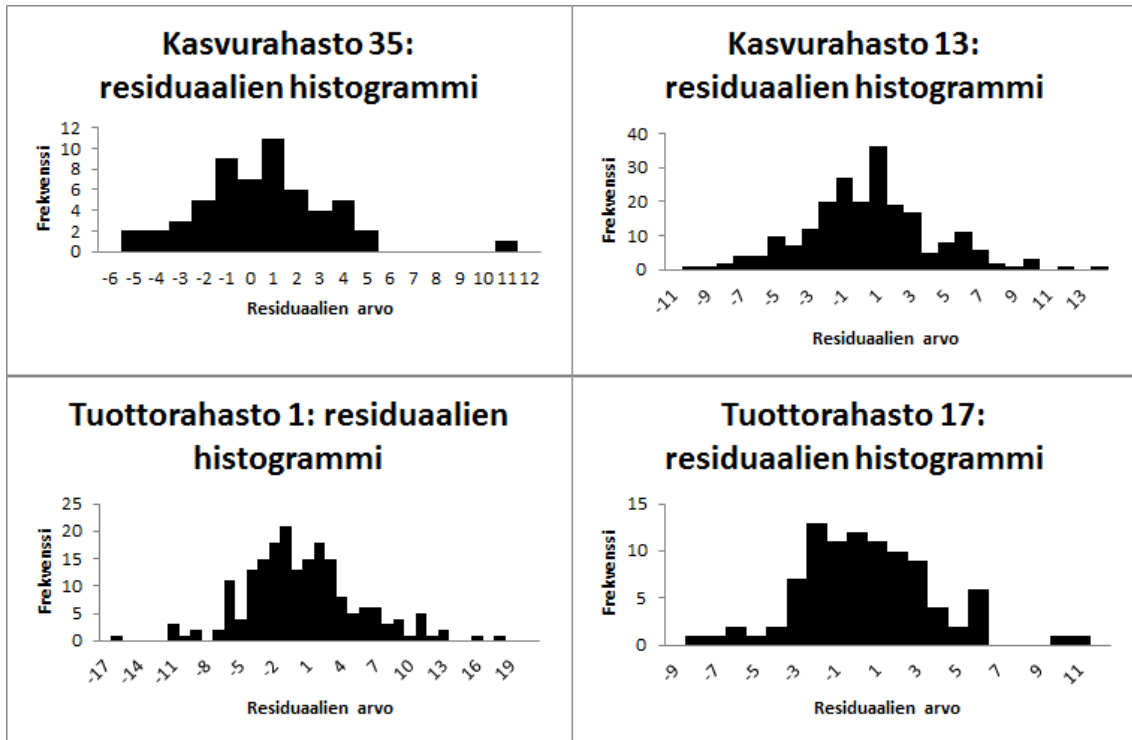
Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksen kolmen faktorin mallin selitysteiden maksimi oli 80,7 %. Vertailtaessa artikkelin tulosta tämän tutkimuksen tuloksiin voidaan päätellä, että kolmen faktorin malli ei sovellu suomalaisiin kasvurahastoihin yhtä hyvin, sillä selitysteiden maksimi oli 72,5 %. Kuitenkin suomalaisille tuottorahastoille kolmen faktorin malli antaa korkeamman maksimiarvon: 83,3 %. Tässä tutkimuksessa käytettävään aineistoon sovellettu viiden faktorin malli tuo huomattavaa parannusta Cuthbertsonin ym. (2008) selitysteeseen, sillä korkeimmat selitysteet nousevat nyt 93,1 ja 94,3 prosenttiin.

Seuraavaksi on vuorossa aineistoon sovitettujen mallien jäännösten, eli residuaalien, tarkastelu. Kuviossa (4) on esitetty valittujen rahastojen residuaalit kolmen faktorin mallista. Esitetyistä residuaaleista ei voida havaita trendiä. Sama voidaan todeta myös lähes kaikkien muiden kuin tässä esitettyjen rahastojen tapauksessa. Ainoastaan kolmen kasvurahaston ja yhden tuottorahaston tapauksessa voidaan havaita heikkoa trendiä. Kuviossa (5) puolestaan esitetään jäännösten histogrammit. Histogrammeista nähdään, että kolmen faktorin mallien jäännökset eivät ole normaalijakauman mukaisia, vaan jokaisen mallirahaston jäännös osoittaa paksuhäntäisyyttä ja vinoutta. Paksuhäntäisessä jakaumassa äärimmäiset tulokset ovat todennäköisempiä kuin normaalijakaumassa.

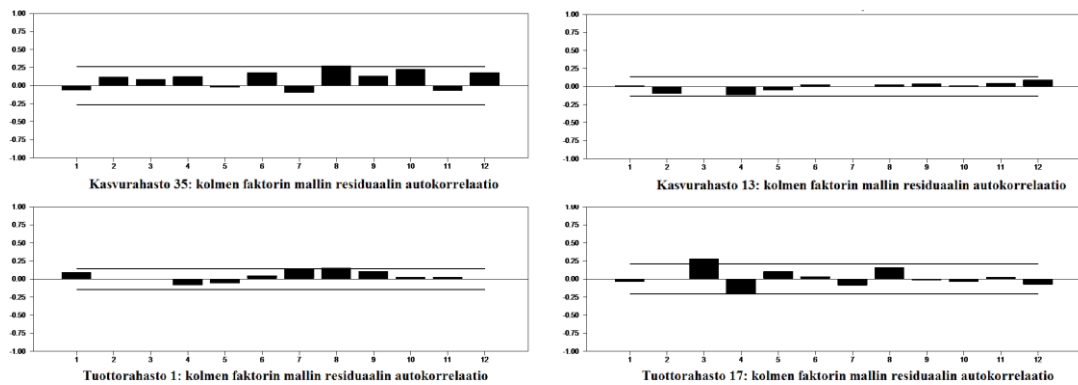


**Kuvio 4: Kolmen faktorin mallin residuaalit neljälle rahastolle**

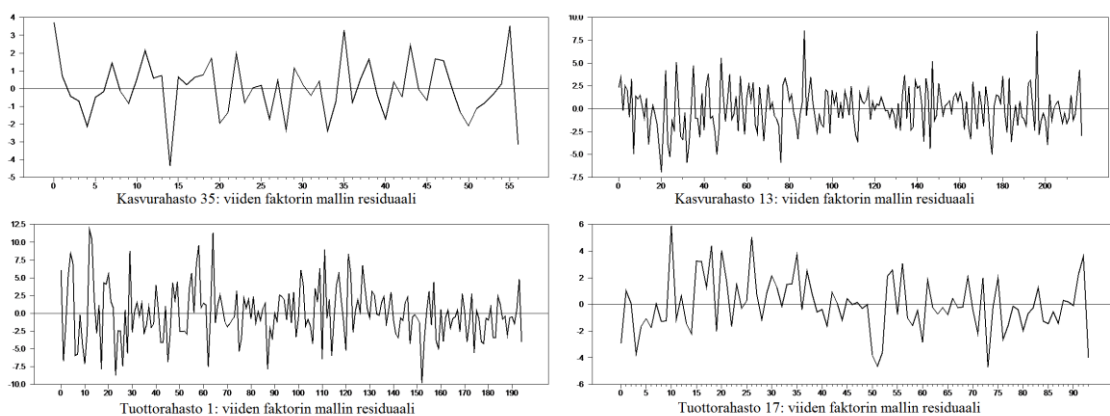
Kuviossa (6) esitetään kolmen faktorin mallilla saatujen residuaalien autokorrelaatiot. Residuaalien autokorrelaatioiden kuvaajista nähdään, että kolmella esimerkkirahastolla löytyy merkitsevää autokorrelaatiota. Kasvurahasto 35 jäännökset ovat autokorreloituneet viiveellä 8, tuottorahasto 1 jäännökset ovat autokorreloituneet sekä viiveillä 7 ja 8 ja tuottorahasto 17 jäännökset ovat autokorreloituneet viiveillä 3 ja 4. Kasvurahasto 13 puolestaan ei osoita autokorrelaatioita kolmen faktorin mallin jäännöksissään millään viiveellä. Kuviot (7), (8) ja (9) havainnollistavat samat tulokset aineistolle, kun käytettiin viiden faktorin mallia.



Kuvio 5: Kolmen faktorin mallin residuaalien histogrammit

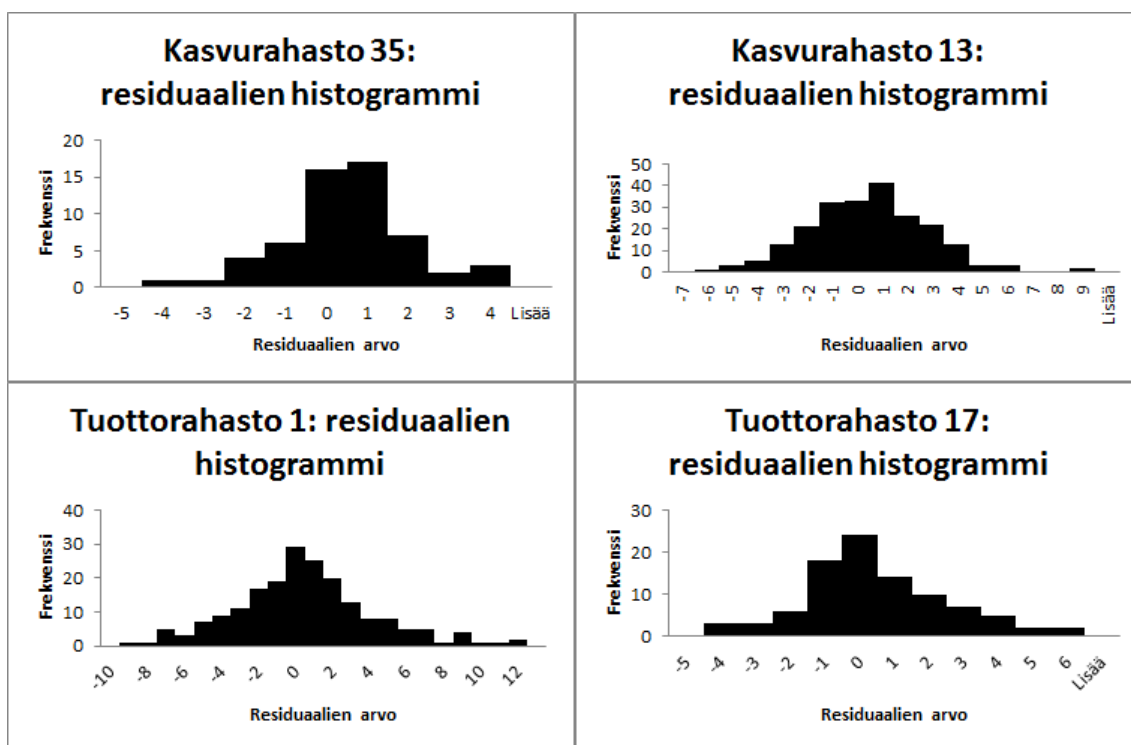


Kuvio 6: Kolmen faktorin mallin residuaalien autokorrelaatiot

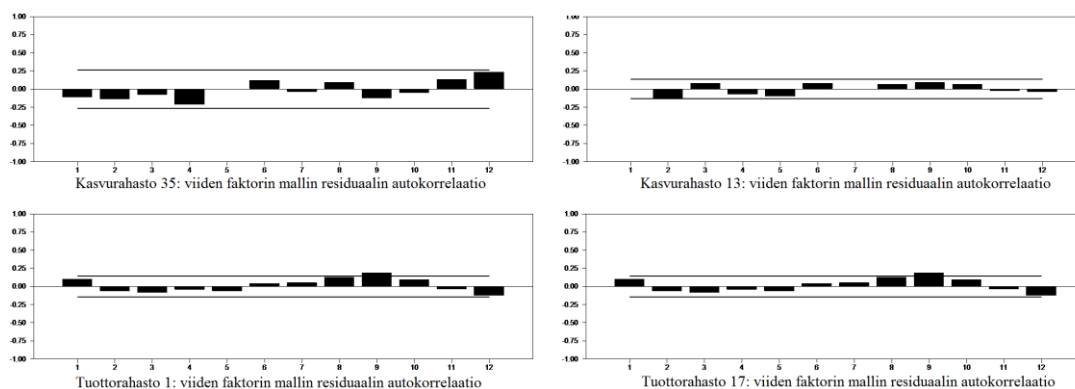


Kuvio 7: Viiden faktorin mallin residuaalit neljälle rahastolle

Kuvio (7) osoittaa, ettei viiden faktorin mallin jäännöksistä ole myöskään havaittavissa trendiä. Viiden faktorin mallin tapauksessa itse asiassa yksikään rahasto ei enää osoita havaittavaa trendiä. Kuvio (8) havainnollistaa residuaalien histogrammit viiden faktorin mallille. Nyt residuaalien histogrammi näyttää päällisin puolin enemmän normaalijakauman mukaiselta, vaikka toki näissäkin on havaittavissa lievää pakushäntäisyyttä. Esimerkiksi Kosowskin ym. (2006) tutkimuksessa melkein joka toisen rahaston jäännökset eivät olleet normaalisti jakautuneita ja Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksessa taas noin kaksi kolmasosaa rahastojen jäännöksistä ei ollut normaalisti jakautuneita. Kuvio (9) esittää sovitetun viiden faktorin mallin jäännösten autokorrelaatiofunktiot.



Kuvio 8: Viiden faktorin mallin residuaalien histogrammit



Kuvio 9: Viiden faktorin mallin residuaalien autokorrelaatiot



Kuviosta (9) voidaan havaita, että viiden faktorin mallissa myös esiintyy autokorrelaatiota jäännöksissä. Kasvurahasto 35 on esimerkkirahastoista ainoa, missä ei esiinny autokorrelaatiota jäännöksissä millään viiveellä. Kasvurahasto 13 jäännöksessä löytyy autokorrelaatiota viiveellä 2, kun taas tuottorahastoilla 1 ja 17 löytyy merkitsevää positiivista autokorrelaatiota viiveessä 9. Jäännöksistä löytyy siis mallista riippumatta merkittäviä autokorrelaatioita. Hyvästä mallista ei tulisi löytyä autokorrelaatioita tai trendiä jäännöksistä. Lisäksi jäännösten tulisi olla normaalisti jakautuneita. Edellä esitettyjen tulosten valossa voidaan todeta, että kumpikaan malli ei ole täydellinen. Sekä kolmen faktorin mallissa että viiden faktorin mallissa jäännöksistä löytyy autokorrelaatiota. Kuitenkin viiden faktorin mallissa jäännökset ovat enemmän normaalijakauman mukaisia, ja tätä voidaan pitää hyvänä merkinä. Kolmen faktorin mallissa löytyi lisäksi muutama rahasto, joiden jäännöksistä saattoi havaita trendiä, mutta viiden faktorin mallissa trendiä ei löytynyt enää yhdestäkään rahastosta. Näin ollen viiden faktorin mallia voitaneen pitää sopivampana suomalaiselle rahastoaineistolle.

## 3.2 Käytettävät menetelmät

Tässä tutkimuksessa noudatetaan Cuthbertsonin ym. (2008) käyttämiä menetelmiä. Tämä osuus on jaoteltu siten, että ensin kerrotaan käytettävästä bootstrap-menetelmästä, ja tämän jälkeen esitellään menetelmä, jolla tutkitaan ovatko kooltaan pienemmät rahastot pärjänneet paremmin kuin suuret rahastot.

### 3.2.1 Bootstrap-menetelmä

Cuthbertson ym. (2008) käyttävät Efronin ja Tibshiranin (1993) mukaista lähestymistapaa. Tähän tutkimukseen sovellettu menetelmä noudattaa Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksen vaiheita. Ensin rahastojen kuukausihavainnot muutetaan logaritmisiksi tuotoiksi, jonka jälkeen tuotoista vähennetään riskitön tuotto. Näin saadaan selvitettyä rahastokohtaiset ylituotot. Näitä ylituottoja mallinnetaan seuraavaksi kolmen faktorin mallilla ja erikseen viiden faktorin mallilla. Malleista otetaan talteen vakiotermit eli alphet, näiden t-arvot, ja lisäksi beetojen estimaatit sekä jäännökset.

Seuraavaksi simuloidaan satunnaisotos jäännöksistä palauttaen jokaiselle rahastolle. Säilyttäen parametriestimaattien alkuperäisen kronologisen järjestyksen, luodaan jokaiselle rahastolle simuloitu ylituottosarja siten, että alpha on asetettu mallissa nollassa. Käyttämällä simuloituja ylituottosarjoja, estimoidaan kolmen faktorin ja viiden faktorin mallit ja otetaan näistä talteen alphan estimaatit ja t-arvot. Nämä alphan estimaatit kuvaavat otantavariaatiota ja johtuvat puhtaasti tuurista. Lopuksi estimoitujen alphojen t-arvot järjestetään pienimmästä

suurimpaan. Tätä prosessia toistetaan 10 000 kertaa<sup>6</sup> jokaiselle rahastolle ja näin saadaan erillinen ”tuurijakauma” menestyksestä jokaiselle rahastolle.

Edellä kuvatulla menetelmällä saadaan rakennettua puhtaasti tuurista johtuva alphan t-arvojen jakauma. Nyt voidaan verrata alkuperäiseen aineistoon sovitettujen mallien alfojen t-arvoja simuloituihin t-arvoihin. Jos esimerkiksi halutaan tietää saavuttiko parhaiten menestynyt rahasto menestyksensä taidolla vai tuurilla, voidaan verrata kyseisen rahaston alphan t-arvoa simuloidun t-jakauman oikean hännän 5 % leikkauskohtaan (95 % merkitsevyytasolla). Jos rahaston alphan t-arvo on suurempi kuin simuloidun t-jakauman leikkauskohta, voidaan hylätä nollahypoteesi siitä, että menestys johtuisi pelkästään tuurista. Täten rahastolla on täytynyt olla taitoa saavuttaa menestyksensä. Samaa periaatetta voidaan käyttää kaikille rahastoille aina huonoimpaan saakka, ja näin voidaan verrata myös huonoiten pärjänneiden rahastojen menestyksen tai menestymättömyyden syitä. Huonoiten pärjänneiden rahastojen alfojen t-arvoa verrataan simuloidun jakauman vasemman hännän 5 % leikkauskohtaan. Poiketen aiemmista tutkimuksista, Cuthbertsonin ym. (2008) käyttämä menetelmä aiheuttaa sen, että ”tuurijakauma” kuvaa kaikkien rahastojen kohtaamaa jakaumaa, eikä ainoastaan parhaimman rahaston kohtaamaa jakaumaa. Tässä tutkimuksessa käytetään sekä kolmen faktorin mallia että viiden faktorin mallia, joten edellä kuvattu menetelmä tehdään kummallekin mallille erikseen.

### 3.2.2 Rahaston koosta riippuva menestys

Rahastojen koon vaikutuksia menestykseen tutkitaan siten, että jaetaan rahastot kvartiileihin koko aikaperiodissa, sekä molemmissa osaperiodeissa. Pienimmän ja suurimman kvartiilin rahastoista muodostetaan portfoliot siten, että portfolioiden rahastojen tuotoista otetaan keskiarvo jokaiselta kuukaudelta ja tämä keskiarvo muodostaa ”uuden rahaston”, jonka tuotolle tehdään edellisessä kappaleessa kuvattu bootstrap-simulointi ja estimointi. Pienimmän ja suurimman kvartiilin rahastoista muodostettujen portfolioiden alfojen t-arvoja vertaillaan tämän jälkeen keskenään.

Rahastoista on kerätty kokotietoja vuosilta 1997, 2007 ja 2016. Vuoden 1997 tiedot ovat peräisin Suomen Optimeklareiden (SOM) rahastoraportista ja vuosien 2007 ja 2016 tiedot ovat Suomen Sijoitustutkimuksen raporteista. Aikaperiodit ovat 1997:1 – 2006:12 ja 2007:1 – 2015:2. Ensimmäiseen periodiin sattuu vuosittain vaihteen IT-kuplan puhkeaminen ja jälkimmäiseen vuonna 2007 alkanut finanssikriisi. Rahastojen jako eri kvartiileihin tehdään koko aikaperiodin tarkastelussa kahdella tavalla, joista ensimmäisessä käytetään vuoden 1997 kokotietoja, ja toisessa käytetään vuoden 2016 kokotietoja. Osaperiodeilla jako ta-

---

<sup>6</sup> Cuthbertson ym. (2008) käyttävät 1000 simulointikertaa.

pahtuu myös ensin käyttäen periodin alun kokotietoja ja sen jälkeen käyttämällä periodin lopun kokotietoja.

## 4 TULOKSET JA HAVAINNOT

### 4.1 Bootstrap-simulointien tulokset

#### 4.1.1 Koko aikaperiodi

Aineiston 60 rahaston yhteiset kolmen faktorin mallin simulointitulokset esitetään taulukossa (5)<sup>7</sup>. Taulukossa näkyy kolmen faktorin mallin simuloitujen alfojen t-jakauman arvot 10 %, 5 % ja 1 % merkitsevyystasoilla molemmista hännistä. Lisäksi taulukkoon on kirjattu kolmen parhaan ja kolmen huonoimman rahaston indeksinumerot, sekä oikeat alphan t-arvot kolmen faktorin mallilla tehdyistä regressioista. Taulukosta nähdään, että koko aikavälin kolmen faktorin regressioista rahasto 15 saavutti korkeimman alphan t-arvon, 1,51965. Kun sitä verrataan simuloitujen t-jakauman eri merkitsevyystasoihin, havaitaan että se on selvästi pienempi. Toisin sanoen, korkeimman alphan saavuttanut rahasto ei saavuttanut menestystään taidon ansiosta edes 10 % merkitsevyystasolla. Sama tulkinta pätee taulukossa näkyviin 2. ja 3. parhaiten menestyneisiin rahastoihin. Niiden menestys johtui myös hyvästä onnesta eikä taidosta.

Taulukon (5) alalaidassa näkyvät simuloitujen alfojen t-jakauman vasemman hännän kriittiset arvot. Pienimmän alphan tuottaneen rahasto 59 alphan t-arvo oli -3,03801. Kun sitä verrataan vasemman laidan kriittisiin arvoihin, nähdään että se on pienempi kuin 5 % merkitsevyysrajan kriittinen arvo, mutta suurempi kuin 1 % kriittinen arvo. Pienimmän alphan estimaatin tuottanut rahasto ei saavuttanut huonoa menestystään pelkästään huonon onnen takia 5 % merkitsevyystasolla tarkasteltuna. Myös toiseksi ja kolmanneksi huonoiten menestyneet rahastot eivät voi väittää huonon menestyksensä johtuneen pelkästään huonosta onnesta 5 % merkitsevyystasolla. Neljänneksi huonoin rahasto (ei taulukoitu) saavutti alphan t-arvon -2,40393, joten 5 % merkitsevyystasolla sen huono menestys johtui vain huonosta onnesta.

Seuraavaksi tarkastellaan viiden faktorin mallilla saatuja tuloksia koko aikavälin tarkastelussa. Tulokset on esitetty taulukossa (6). Kuin taulukossa (5), myös tässä taulukossa esitellään jakauman kriittiset arvot kummastakin hännästä, rahastojen indeksinumerot, sekä alkuperäisestä viiden faktorin mallinnuksesta saadut alphan t-arvot. Myös viiden faktorin mallilla saadut parhaiden rahasto-

---

<sup>7</sup> Indeksinumerot 1-41 kuvaavat kasvurahastoja ja 42-60 tuottorahastoja.

jen alphan jäävät alle 5 % merkitsevyystason kriittisestä arvosta. Parhaan rahaston alphan t-arvo oli 0,61329, kun taas kriittinen arvo olisi ollut 4,8530. Nollahypoteesia siitä, että menestys olisi vain tuurin ansiota, ei voida hylätä. Toiseksi ja kolmanneksi menestyneimpien rahastojen alphan t-arvot olivat jo negatiivisia. Ainoastaan yksi rahasto siis saavutti positiivisen alphan estimaatin viiden faktorin mallilla. Tosin kyseisen rahaston alphan t-arvo paljastaa senkin olevan tilastollisesti merkityksetön. Skaalan toisesta päästä havaitaan, että kaikki kolme huonointa rahastoa saavuttivat pienemmät alkuperäiset alphan t-arvot, kuin 1 % merkitsevyystason kriittinen arvo. Kolmetoista huonoiten menestynyttä rahastoa saavuttivat itse asiassa pienemmät alphan t-arvot kuin 1 % merkitsevyystason kriittinen arvo. Näin ollen kyseessä olevat rahastot eivät voi sanoa huonon menestyksensä johtuneen vain huonosta onnesta. Taulukoista (5) ja (6) havaitaan, että tuottorahastot (indeksiluvut 42 - 60) esiintyvät useammin heikoimpien rahastojen joukossa.

**Taulukko 5: Kolmen faktorin mallin tulokset kolmelle parhaimmalle ja huonoimmalle rahastolle**

Simuloitujen alhojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	4.17693	15	1.51965
	5 %	4.46527	27	0.57559
	1 %	5.11499	25	0.43672
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.36978	39	-2.78287
	5 %	-2.59436	60	-2.94258
	1 %	-3.07354	59	-3.03801

**Taulukko 6: Viiden faktorin mallin tulokset kolmelle parhaimmalle ja huonoimmalle rahastolle**

Simuloitujen alhojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	4.57768	15	0.61329
	5 %	4.8530	30	-0.53347
	1 %	5.41409	27	-0.55789
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.34435	44	-3.71035
	5 %	-2.62746	46	-3.98471
	1 %	-3.18173	39	-4.17039

Seuraavaksi tutkitaan muuttuvatko estimaatit, kun simuloinnit tehdään erikseen rahastokategorioittain. Taulukko (7) esittää tulokset vain kasvurahastoille tehdyistä kolmen ja viiden faktorin estimoinneista. Taulukon yläosassa esitetään kolmen faktorin mallin tulokset ja vastaavasti alaosassa viiden faktorin mallin tulokset. Kolmen faktorin tuloksissa ei tapahdu muutosta, kun jälleen menestyneimmätkin rahastot jäävät alle 5 % merkitsevyystason kriittisen arvon. Kolmetoista kasvurahastoa saavutti positiivisen alphan estimaatin, mutta jokainen niistä oli tilastollisesti merkityksetön. Kaikista heikoimmin menestynyt rahasto saavutti alphan t-arvon -2,78287, joka on pienempi kuin 5 % merkitsevyystason kriittinen arvo. Täten kasvurahasto numero 39 ei voi syyttää pelkäs-

tään huonoa tuuria menestymättömydestään. Neljä huonoimmin menestynyttä rahastoa saivat kaikki tilastollisesti merkitsevän negatiivisen alphan estimaatin.

Viiden faktorin mallin tulokset kasvurahastoille ovat suurin piirtein samantaisia, kuin kaikille rahastoille yhdessä tehdyissä estimoinneissa. Ainoastaan yksi rahasto saavutti positiivisen alphan estimaatin, joka sekin oli tilastollisesti merkitsevä. Lisäksi menestys on kriittisen arvon alapuolella, joten tulos on saavutettu tuurin ansiosta. Huonosti menestyneistä rahastoista peräti 17 saivat tilastollisesti merkitsevän negatiivisen alphan estimaatin. Kaksitoista huonointa rahastoa eivät voi syyttää pelkästään huonoa onnea menestymättömydestään 5 % merkitsevyystasolla tarkasteltuna.

Taulukko 7: Kolmen parhaimman ja huonoimman kasvurahaston tulokset

Kolmen faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alfojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	4.00089	15	1.51965
	5 %	4.2834	27	0.57559
	1 %	4.89595	25	0.43672
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.21841	23	-2.19301
	5 %	-2.44085	36	-2.33323
	1 %	-2.94592	39	-2.78287
Viiden faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alfojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	4.4782	15	0.61329
	5 %	4.7540	30	-0.53347
	1 %	5.28978	27	-0.55789
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.13648	9	-3.6789
	5 %	-2.4114	41	-3.68031
	1 %	-3.03411	39	-4.17039

Taulukossa (8) on esitetty vain tuottorahastoille tehdyt kolmen ja viiden faktorin estimointien ja simuloitujen tulokset. Tuottorahastojen menestys on ollut heikkoa kautta linjan, sillä jokaisen rahaston saavuttama alphan estimaatti on negatiivinen. Parhaiten menestynyt tuottorahasto saavutti -0,71131 alphan t-arvon kolmen faktorin mallilla. Tämä ei kuitenkaan johtunut taidosta vaan tuurista, kun verrataan sitä 5 % merkitsevyystason kriittiseen arvoon. Kuusi huonoimmin pärjännyttä tuottorahastoa saavuttivat kaikki tilastollisesti merkitsevän negatiivisen alphan estimaatin. Lisäksi viisi heikointa rahastoa saavuttivat huonon menestyksensä oman taitamattomuutensa, eikä pelkästään huonon onnen takia.

Taulukko 8: Kolmen parhaan ja huonoimman tuottorahaston tulokset

Kolmen faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alpojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	3.77685	50	-0.71131
	5 %	4.0985	42	-0.71255
	1 %	4.74624	55	-0.84902
Jakauman vasen häntä	10 %	-1.98315	51	-2.74317
	5 %	-2.24312	60	-2.94258
	1 %	-2.83856	59	-3.03801
Viiden faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alpojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	4.04944	53	-1.55418
	5 %	4.3158	43	-1.61911
	1 %	4.95876	50	-1.9277
Jakauman vasen häntä	10 %	-1.96885	56	-3.35876
	5 %	-2.2703	44	-3.71035
	1 %	-2.74165	46	-3.98471

Tuottorahastoille tehty viiden faktorin mallin estimointi ei anna parempia tuloksia. Jälleen jokaisen rahaston alphan estimaatti on negatiivinen, ja jopa 16 rahaston estimaatti on tilastollisesti merkityksellinen. Viidentoista huonoimman tuottorahaston alkuperäiset alphan t-arvot ovat 5 % merkitsevyydestason kriittistä arvoa pienemmät. Tämä tarkoittaa sitä, että jokainen niistä saavutti huonon menestyksensä oman taitamattomuutensa ansiosta. Ainoastaan kolme vähiten huonosti menestynyttä rahastoa voi sanoa syyksi vain huonon tuurin.

Taulukko (9) esittää kaikkien rahastojen yhdessä estimoidut ja simuloitut tulokset perinteisillä faktorimalleilla sekä bootstrap-menetelmällä arvioituna. Taulukosta nähdään tilastollisesti merkitsevät<sup>8</sup> alphan faktorimalleilla mitattuna ja lisäksi ilmoitetaan onko menestys ollut hyvää vai huonoa, sekä onko taustalla ollut tuuri vai taito. Bootstrap-sarakkeiden yhdistelmä "Hyvä + Tuuri" tarkoittaa, että perinteisillä malleilla arvioituna menestys on ollut hyvä, mutta bootstrap paljastaa, että se on saavutettu tuurin ansiosta. Vastaavasti "Huono + Taito" tarkoittaa, että menestys on ollut huonoa ja sen on aiheuttanut taitamattomuus.

<sup>8</sup> Merkitsevyydet on merkitty \* = 10 %, \*\* = 5 % ja \*\*\* = 1 %.

Taulukko 9: Kaikille rahastoille yhdessä tehtyjen simulointien ja estimointien tulokset

Koko aikaperiodin tulokset						
Indeksinumero	3 faktorin alpha-t	Bootstrap		5 faktorin alpha-t	Bootstrap	
		Menestys	Taustalla		Menestys	Taustalla
1	0.31382	Hyvä	Tuuri	-1.24278	Huono	Tuuri
2	0.1845	Hyvä	Tuuri	-2.24879**	Huono	Tuuri
3	0.05915	Hyvä	Tuuri	-1.30129	Huono	Tuuri
4	-0.49792	Huono	Tuuri	-0.76609	Huono	Tuuri
5	-0.78937	Huono	Tuuri	-1.24664	Huono	Tuuri
6	-1.99808**	Huono	Tuuri	-1.4574	Huono	Tuuri
7	-0.2739	Huono	Tuuri	-2.006**	Huono	Tuuri
8	-0.10524	Huono	Tuuri	-2.35111**	Huono	Tuuri
9	-1.20573	Huono	Tuuri	-3.6789***	Huono	Taito
10	0.35413	Hyvä	Tuuri	-1.33966	Huono	Tuuri
11	-0.73281	Huono	Tuuri	-2.75421***	Huono	Taito
12	-1.39175	Huono	Tuuri	-2.31059**	Huono	Tuuri
13	0.22516	Hyvä	Tuuri	-1.93757*	Huono	Tuuri
14	0.16107	Hyvä	Tuuri	-2.08478**	Huono	Tuuri
15	1.51965	Hyvä	Tuuri	0.61329	Hyvä	Tuuri
16	-1.04273	Huono	Tuuri	-2.58397***	Huono	Taito
17	0.41244	Hyvä	Tuuri	-1.20567	Huono	Tuuri
18	-0.99577	Huono	Tuuri	-1.17008	Huono	Tuuri
19	-0.56572	Huono	Tuuri	-2.60802***	Huono	Taito
20	-0.01409	Huono	Tuuri	-2.43057**	Huono	Taito
21	-1.18437	Huono	Tuuri	-1.9245*	Huono	Tuuri
22	-0.62578	Huono	Tuuri	-3.21913***	Huono	Taito
23	-2.19301**	Huono	Tuuri	-2.70913***	Huono	Taito
24	-0.13922	Huono	Tuuri	-1.08746	Huono	Tuuri
25	0.43672	Hyvä	Tuuri	-1.65675*	Huono	Tuuri
26	-0.848	Huono	Tuuri	-0.81812	Huono	Tuuri
27	0.57559	Hyvä	Tuuri	-0.55789	Huono	Tuuri
28	-1.81127	Huono	Tuuri	-1.89161*	Huono	Tuuri
29	-0.65392	Huono	Tuuri	-1.79265*	Huono	Tuuri
30	-0.39737	Huono	Tuuri	-0.53347	Huono	Tuuri
31	-0.25004	Huono	Tuuri	-0.69413	Huono	Tuuri
32	0.00915	Hyvä	Tuuri	-1.43374	Huono	Tuuri
33	0.24451	Hyvä	Tuuri	-1.72178*	Huono	Tuuri
34	0.32153	Hyvä	Tuuri	-1.31422	Huono	Tuuri
35	-1.92357*	Huono	Tuuri	-2.98836***	Huono	Taito
36	-2.33323**	Huono	Tuuri	-3.47738***	Huono	Taito
37	-1.02472	Huono	Tuuri	-1.67085*	Huono	Tuuri
38	-0.22205	Huono	Tuuri	-1.08569	Huono	Tuuri
39	-2.78287***	Huono	Taito	-4.17039***	Huono	Taito
40	-1.24576	Huono	Tuuri	-3.20338***	Huono	Taito
41	-0.84505	Huono	Tuuri	-3.68031***	Huono	Taito



Koko aikaperiodin tulokset						
Indeksinumero	3 faktorin alpha-t	Bootstrap		5 faktorin alpha-t	Bootstrap	
		Menestys	Taustalla		Menestys	Taustalla
42	-0.71256	Huono	Tuuri	-2.28323**	Huono	Taito
43	-1.24509	Huono	Tuuri	-1.61911	Huono	Tuuri
44	-1.0203	Huono	Tuuri	-3.71035***	Huono	Taito
45	-1.08127	Huono	Tuuri	-3.19853***	Huono	Taito
46	-1.1865	Huono	Tuuri	-3.98471***	Huono	Taito
47	-2.40393**	Huono	Taito	-2.93703***	Huono	Taito
48	-2.36067**	Huono	Taito	-3.11252***	Huono	Taito
49	-1.74643*	Huono	Tuuri	-2.26667**	Huono	Tuuri
50	-0.71131	Huono	Tuuri	-1.9277**	Huono	Tuuri
51	-2.74317***	Huono	Taito	-2.98545***	Huono	Taito
52	-2.05224**	Huono	Tuuri	-2.48356**	Huono	Taito
53	-1.0121	Huono	Tuuri	-1.55418	Huono	Tuuri
54	-0.97792	Huono	Tuuri	-2.72273***	Huono	Taito
55	-0.84902	Huono	Tuuri	-3.32049***	Huono	Taito
56	-1.77268*	Huono	Tuuri	-3.35876***	Huono	Taito
57	-0.99745	Huono	Tuuri	-2.49606**	Huono	Taito
58	-1.70951*	Huono	Tuuri	-2.72465***	Huono	Taito
59	-3.03801***	Huono	Taito	-3.35436***	Huono	Taito
60	-2.94258***	Huono	Taito	-3.20307***	Huono	Taito

#### 4.1.2 Ensimmäinen osaperiodi

Seuraavaksi siirrytään tarkastelemaan kahden osaperiodin tuloksia. Ensimmäinen osaperiodi kattaa aikavälin 1997:1 – 2006:12 ja jälkimmäinen periodi kattaa aikavälin 2007:1 – 2015:2. Ensimmäiseen periodiin osuu IT-kuplan puhkeaminen ja toiseen periodiin osuu finanssikriisi. Ensimmäisen osaperiodin aineistosta täytyi pudottaa 16 rahastoa<sup>9</sup>, sillä näiltä ei ollut saatavilla vaadittua 12 kuukausihavaintoa. Pudotetuista rahastoista 11 oli kasvurahastoja ja 5 tuottorahastoja. Taulukko (10) esittää kaikille rahastoille estimoidut ja simuloidut arvot ensimmäiseltä osaperiodilta. Heti havaitaan, että ensimmäisen osaperiodin estimoinneista rahastojen alphet ovat suurempia, kuin koko aikaperiodin estimoinneissa. Perinteisen Jensenin (1968) alphan tulkinnan mukaan kolmen faktorin mallilla estimoituna rahastojen 15 ja 3 rahastonhoitajia pidettäisiin taidokkaina, sillä niiden alphet ovat positiivisia ja tilastollisesti merkitseviä. Cuthbertsonin ym. (2008) bootstrap-menetelmällä nähdään kuitenkin, että vaikka alphet ovat positiivisia ja merkitseviä, ne jäävät kuitenkin simuloidun tuurijakauman kriittisistä arvoista. Rahaston 15 alphan t-arvo oli 4,13554, kun 5 % merkitse-

<sup>9</sup> Rahastojen indeksinumeroivat olivat 6, 12, 16, 18, 21, 23, 31, 35, 36, 37, 39, 47, 53, 58, 59 ja 60.

vyystason kriittinen arvo olisi ollut 8,73512. Rahaston hyvä menestys johtui siis vain tuurista. Heikoimmin pärjänneiden rahastojen tapauksessa tulkinta ensimmäisellä osaperiodilla on myös hieman positiivisempi kuin koko aikavälin tarkastelussa. Jopa alhaisimman alphan estimaatin saavuttanut rahasto 52 voi sanoa huonon menestyksensä johtuneen vain huonosta tuurista. Ensimmäisellä osaperiodilla jälleen tuottorahastot ovat ylliedustettuina huonoimpien rahastojen joukossa.

Taulukko 10: Kolmen parhaimman ja huonoimman rahaston tulokset ensimmäisellä osaperiodilla

Kolmen faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alphojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	7.88362	15	4.13554
	5 %	8.73512	3	2.27348
	1 %	10.69855	34	1.80972
Jakauman vasen häntä	10 %	-3.17040	43	-1.4828
	5 %	-3.45736	57	-1.55321
	1 %	-3.99677	52	-1.62361
Viiden faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alphojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	7.28337	15	2.45308
	5 %	8.2056	34	0.06258
	1 %	10.43956	27	-0.03945
Jakauman vasen häntä	10 %	-1.65021	43	-3.04896
	5 %	-1.90603	29	-3.64297
	1 %	-2.40492	57	-4.06037

Viiden faktorin mallilla estimoidut ja simuloitut tulokset esitetään taulukon alaosassa. Korkeimmat alphan estimaatit saaneet rahastot saavuttivat menestyksensä tuurin ansiosta, sillä alphan t-arvot jäivät kriittisten arvojen alle jokaisella rahastolla. Heikoimpien rahastojen tapauksessa tulkinta ei ole enää yhtä positiivinen, sillä 12 rahaston tapauksessa huono menestys ei johtunut pelkästään tuurista. Näiden 12 rahaston alphojen t-arvot olivat kaikki pienempiä kuin 5 % merkitsevyytason kriittinen arvo -1,90603.

Seuraavaksi esitetään rahastotyypeittäin estimoidut tulokset. Taulukko (11) esittelee tulokset, kun kolmen ja viiden faktorin mallit on estimoitu vain kasvurahastoille. Vaikka simuloitujen alphojen t-arvot laskevat, ei yksikään parhaimmista rahastoista saavuttanut menestystään taidon ansiosta. Tulkinta on sama, käytettiinpä sitten kolmen faktorin tai viiden faktorin mallia. Kolmen faktorin mallilla estimoituna heikoimmin pärjänneet rahastot voivat edelleen todeta huonon onnen aiheuttaneen niiden huonon menestyksen. Viiden faktorin mallilla estimoituna kuitenkin 7 huonointa rahastoa eivät voi sanoa, että vain huono tuuri olisi syyllinen niiden huonoon menestykseen.

Taulukko 11: Kolmen parhaimman ja huonoimman rahaston tulokset kasvurahastoille 1. periodilla

Kolmen faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alpojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	7.08753	15	4.13554
	5 %	7.88455	3	2.27348
	1 %	9.80967	34	1.80972
Jakauman vasen häntä	10 %	-3.04824	5	-1.0965
	5 %	-3.30682	29	-1.15031
	1 %	-3.86395	4	-1.4828
Viiden faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alpojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	6.5496	15	2.45308
	5 %	7.2662	34	0.06258
	1 %	9.29412	27	-0.03945
Jakauman vasen häntä	10 %	-1.54374	5	-2.65598
	5 %	-1.80725	4	-3.04896
	1 %	-2.31254	29	-3.64297

Taulukko 12: Kolmen parhaimman ja huonoimman rahaston tulokset tuottorahastoille 1. periodilla

Kolmen faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alpojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	7.02793	42	1.65949
	5 %	7.93266	54	1.12973
	1 %	9.81392	45	0.99586
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.57048	43	-1.4828
	5 %	-2.85719	57	-1.55321
	1 %	-3.45172	52	-1.62361
Viiden faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alpojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	6.4327	54	-0.68213
	5 %	7.2613	50	-0.83179
	1 %	9.22754	42	-0.85734
Jakauman vasen häntä	10 %	-1.15067	56	-2.67539
	5 %	-1.42423	43	-3.04896
	1 %	-2.00871	57	-4.06037

Taulukko (12) esittelee vastaavat tulokset vain tuottorahastoille suoritetuista estimoinneista ja simuloinneista. Tulokset ovat samanlaiset kuin kasvurahastoillakin. Mallista riippumatta parhaiden rahastojen menestys johtuu vain tuurista. Viiden faktorin mallilla suurinkin alphan estimaatti on negatiivinen, joten yksikään rahasto ei saavuttanut positiivista tuottoa. Kolmen faktorin mallilla estimoituneet heikoimpien rahastojen huono menestys johtui vain tuurista,

mutta viiden faktorin mallilla heikoimmat 10 rahastoa eivät voi sanoa huonon menestyksensä johtuneen vain tuurista. Ensimmäisellä osaperiodilla tuottorahastoista 10/14 saavuttivat negatiivisen tuoton taidottomuuden ansiosta. Taulukko (13) esittää jälleen kaikille rahastoille yhteisesti suoritettujen estimointien ja simulointien tulokset ensimmäisellä osaperiodilla.

Taulukko 13: Kaikille rahastoille yhdessä tehtyjen simulointien ja estimointien tulokset 1. periodilla

Ensimmäisen osaperiodin tulokset						
Indeksinumero	kolmen faktorin alpha-t	Bootstrap		viiden faktorin alpha-t	Bootstrap	
		Menestys	Taustalla		Menestys	Taustalla
1	1.13725	Hyvä	Tuuri	-1.08804	Huono	Tuuri
2	1.55918	Hyvä	Tuuri	-1.28842	Huono	Tuuri
3	2.27348**	Hyvä	Tuuri	-0.08053	Huono	Tuuri
4	-1.4828	Huono	Tuuri	-3.04896***	Huono	Taito
5	-1.0965	Huono	Tuuri	-2.65598***	Huono	Taito
7	1.2466	Hyvä	Tuuri	-0.90733	Huono	Tuuri
8	1.51629	Hyvä	Tuuri	-0.68729	Huono	Tuuri
9	0.81988	Hyvä	Tuuri	-1.41025	Huono	Tuuri
10	1.53506	Hyvä	Tuuri	-0.35262	Huono	Tuuri
11	0.90395	Hyvä	Tuuri	-1.07744	Huono	Tuuri
13	1.38262	Hyvä	Tuuri	-1.35416	Huono	Tuuri
14	1.66577*	Hyvä	Tuuri	-0.59384	Huono	Tuuri
15	4.13554***	Hyvä	Tuuri	2.45308**	Hyvä	Tuuri
17	1.7834*	Hyvä	Tuuri	-0.59013	Huono	Tuuri
19	0.60555	Hyvä	Tuuri	-1.93445*	Huono	Taito
20	1.14955	Hyvä	Tuuri	-1.55849	Huono	Tuuri
22	0.63987	Hyvä	Tuuri	-2.0503**	Huono	Taito
24	0.51505	Hyvä	Tuuri	-0.62262	Huono	Tuuri
25	1.70066*	Hyvä	Tuuri	-0.55471	Huono	Tuuri
26	0.0002744	Hyvä	Tuuri	-0.70775	Huono	Tuuri
27	1.45935	Hyvä	Tuuri	-0.03945	Huono	Tuuri
28	-0.73858	Huono	Tuuri	-1.39972	Huono	Tuuri
29	-1.15031	Huono	Tuuri	-3.64297***	Huono	Taito
30	-0.49437	Huono	Tuuri	-0.19967	Huono	Tuuri
32	1.60456	Hyvä	Tuuri	-0.05401	Huono	Tuuri
33	1.28689	Hyvä	Tuuri	-0.99	Huono	Tuuri
34	1.80972*	Hyvä	Tuuri	0.06258	Hyvä	Tuuri
38	-0.84818	Huono	Tuuri	-0.74356	Huono	Tuuri
40	0.12878	Hyvä	Tuuri	-2.271**	Huono	Taito
41	0.79942	Hyvä	Tuuri	-2.2077**	Huono	Taito

Ensimmäisen osaperiodin tulokset						
Indeksinumero	kolmen faktorin alpha-t	Bootstrap		viiden fakto- rin alpha-t	Bootstrap	
		Menestys	Taustalla		Menestys	Taustalla
42	1.65949*	Hyvä	Tuuri	-0.85734	Huono	Tuuri
43	-1.4828	Hyvä	Tuuri	-3.04896***	Huono	Taito
44	0.79711	Hyvä	Tuuri	-1.66395*	Huono	Tuuri
45	0.99586	Hyvä	Tuuri	-1.49235	Huono	Tuuri
46	0.29787	Hyvä	Tuuri	-2.40043**	Huono	Taito
48	-0.67861	Huono	Tuuri	-1.44492	Huono	Tuuri
49	-0.40722	Huono	Tuuri	-1.26784	Huono	Tuuri
50	0.596	Hyvä	Tuuri	-0.83179	Huono	Tuuri
51	-1.21408	Huono	Tuuri	-1.95599*	Huono	Taito
52	-1.62361	Huono	Tuuri	-1.55259	Huono	Tuuri
54	1.12973	Hyvä	Tuuri	-0.68213	Huono	Tuuri
55	0.77748	Hyvä	Tuuri	-1.80352*	Huono	Tuuri
56	-0.1179	Huono	Tuuri	-2.67539***	Huono	Taito
57	-1.55321	Huono	Tuuri	-4.06037***	Huono	Taito

Osaperiodien estimoinnit tehtiin myös jakamalla aineisto 1997:1 – 2007:9, sillä usein juuri syyskuuta 2007 pidetään finanssikriisin alkamishetkenä. Kolmen faktorin mallilla tuloksiin ei tullut muutoksia, mutta viiden faktorin mallilla kahden rahaston alphan etumerkki vaihtui. Tulokset pysyivät näiden rahastojen osalta edelleen tilastollisesti merkityksettömänä. Lisäksi yhden rahaston tilastollinen merkitsevyys nousi 10 prosentista 5 prosenttiin ja yhden rahaston merkitsevyys nousi 5 %:sta 1 %:iin. Näitä tuloksia ei ole taulukoitu, mutta ne ovat saatavilla pyydettäessä.

#### 4.1.3 Toinen osaperiodi

Toinen osaperiodi ajoittuu välille 2007:1 – 2015:2 ja tähän otokseen valikoituivat kaikki rahastot, sillä jokaiselle tuli täyteen vaadittu 12 kuukauden havaintoaineisto. Osaperiodin tulokset estimoinneista ja simuloinneista on esitetty taulukoissa (14)-(16). Taulukko (14) esittelee jälleen ensin kaikille rahastoille yhdessä suoritettujen estimointien ja simulointien tulokset. Toisella osaperiodilla yksikään rahasto ei saavuttanut positiivista alphan estimaattia kolmen tai viiden faktorin mallilla estimoituna.

Simuloidun tuurijakauman kriittiset arvot oikeassa hännässä ovat kaikki positiivisia, joten taidosta ei voida puhua rahastojen menestyksen syynä. Toisesta ääripäästä taas havaitaan, että kolmen rahaston alphan t-arvot kolmen faktorin mallilla ovat pienempiä kuin vasemman hännän 5 % merkitsevyystason kriittinen arvo, joten nämä rahastot saavuttivat huonon menestyksensä taidottomuu-

den ansiosta. Viiden faktorin mallilla peräti 15 rahaston alphan t-arvo on pienempi kuin kriittinen arvo -2,89167. Myös nämä rahastot saavat syyttää omaa taitamattomuuttaan huonosta menestyksestä.

Taulukko (15) esittelee vain kasvurahastoille suoritettujen estimointien ja simuloitujen tulokset toiselta osaperiodilta. Jakauman oikean häntän kriittiset arvot eivät ylity, mutta vasemman häntän 5 % merkitsevyystason kriittinen arvo on hyvin lähellä huonoimman kasvurahaston alphan t-arvoa kolmen faktorin mallissa. Rahaston 39 alphan t-arvo oli -2,78287 kriittisen arvon ollessa -2,78642. Viiden prosentin merkitsevyystasolla voidaan kuitenkin juuri ja juuri sanoa, että rahaston huono menestys johtui vain huonosta tuurista. Viiden faktorin mallissa kuusi huonointa rahastoa saavuttivat kaikki pienemmän alphan t-arvon kuin kriittinen arvo -2,74012. Näiden rahastojen huonon menestyksen takana on jälleen taitamattomuus.

**Taulukko 14: Kolmen parhaimman ja huonoimman rahaston tulokset toisella osaperiodilla**

Kolmen faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alhojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	3.80853	31	-0.25004
	5 %	4.11519	4	-0.36459
	1 %	4.81638	13	-0.56454
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.56776	39	-2.78287
	5 %	-2.78642	60	-2.94258
	1 %	-3.24	59	-3.03801
Viiden faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alhojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	3.86082	4	-0.57112
	5 %	4.15776	31	-0.69413
	1 %	4.84908	13	-0.97939
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.65204	40	-3.52899
	5 %	-2.89167	44	-3.71136
	1 %	-3.3986	39	-4.17039

Taulukko 15: Kolmen parhaimman ja huonoimman rahaston tulokset kasvurahastoille 2. periodilla

Kolmen faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alhojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	3.65382	31	-0.25004
	5 %	3.96269	4	-0.36459
	1 %	4.60315	13	-0.56454
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.56776	23	-2.19301
	5 %	-2.78642	36	-2.33323
	1 %	-3.24	39	-2.78287
Viiden faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alhojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	3.72292	4	-0.57112
	5 %	4.04146	31	-0.69413
	1 %	4.73596	13	-0.97939
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.49318	36	-3.47738
	5 %	-2.74012	40	-3.52899
	1 %	-3.26865	39	-4.17039

Taulukko 16: Kolmen parhaimman ja huonoimman rahaston tulokset tuottorahastoille 2. periodilla

Kolmen faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alhojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	3.27483	53	-1.0121
	5 %	3.61796	43	-1.14531
	1 %	4.34547	57	-1.19229
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.21924	51	-2.62628
	5 %	-2.49679	60	-2.94258
	1 %	-3.01323	59	-3.03801
Viiden faktorin mallin tulokset				
Simuloitujen alhojen t-arvot			Rahasto	Alkuperäiset alphan t-arvot
	Luottamustaso	Kriittinen arvo	Indeksinumero	
Jakauman oikea häntä	10 %	3.30595	43	-1.49417
	5 %	3.61969	53	-1.55418
	1 %	4.38951	42	-1.96575
Jakauman vasen häntä	10 %	-2.26338	51	-3.42774
	5 %	-2.53846	48	-3.45817
	1 %	-3.08356	44	-3.71136

Taulukko (16) kuvaa lopuksi vain tuottorahastoille suoritettujen estimointien ja simulointien tulokset. Edelleen kaikki alphan estimaatit ovat negatiivisia oikean häntän kriittisten arvojen ollessa positiivisia, joten taitoa ei havaita yhdenkään rahaston kohdalla. Kolmen faktorin mallin tapauksessa kolme huointa tuottorahastoa saivat kaikki pienemmän alphan t-arvon, kuin 5 % merkitsevyytason kriittinen arvo -2,49679. Tulkinta on sama kuin edellä, sillä näidenkin rahastojen taitamattomuus aiheutti huonon menestyksen. Huonoin rahasto sai tilastollisesti merkitsevän t-arvon jopa 1 % merkitsevyytastolla. Viiden faktorin mallilla suoritettujen estimointien ja simulointien antavat jälleen heikomman kuvan

rahastojen kyvyistä. Rahastoista peräti 13/19 saivat 5 % merkitsevyystason kriittistä arvoa pienemmän alphan t-arvon. Yli puolet tuottorahastoista saavutti toisella osaperiodilla heikon menestyksensä taitamattomuuden ansiosta. Taulukosta (17) nähdään jälleen kaikille rahastoille yhdessä estimoidut ja simuloidut tulokset toiselle osaperiodille.

Taulukko 17: Kaikille rahastoille yhdessä tehtyjen simulointien ja estimointien tulokset 2. periodilla

Indeksinumero	Toisen aikaperiodin tulokset					
	3 faktorin alpha-t	Bootstrap		5 faktorin alpha-t	Bootstrap	
		Menestys	Taustalla		Menestys	Taustalla
1	-0.9255	Huono	Tuuri	-1.66523*	Huono	Tuuri
2	-0.75888	Huono	Tuuri	-1.43841	Huono	Tuuri
3	-1.05219	Huono	Tuuri	-1.34821	Huono	Tuuri
4	-0.36459	Huono	Tuuri	-0.57112	Huono	Tuuri
5	-1.02326	Huono	Tuuri	-1.02648	Huono	Tuuri
6	-1.99808**	Huono	Tuuri	-1.4574	Huono	Tuuri
7	-1.0831	Huono	Tuuri	-1.42206	Huono	Tuuri
8	-1.00679	Huono	Tuuri	-2.10103**	Huono	Tuuri
9	-1.92197*	Huono	Tuuri	-3.34239***	Huono	Taito
10	-0.67025	Huono	Tuuri	-1.45337	Huono	Tuuri
11	-1.59008	Huono	Tuuri	-2.76296	Huono	Tuuri
12	-1.39175	Huono	Tuuri	-2.31059**	Huono	Tuuri
13	-0.56454	Huono	Tuuri	-0.97939	Huono	Tuuri
14	-1.31978	Huono	Tuuri	-2.3518***	Huono	Tuuri
15	-1.152	Huono	Tuuri	-1.7175*	Huono	Tuuri
16	-1.04273	Huono	Tuuri	-2.58397***	Huono	Tuuri
17	-0.98731	Huono	Tuuri	-1.52641	Huono	Tuuri
18	-0.99577	Huono	Tuuri	-1.17008	Huono	Tuuri
19	-1.09697	Huono	Tuuri	-2.38049***	Huono	Tuuri
20	-0.73518	Huono	Tuuri	-1.62454	Huono	Tuuri
21	-1.18437	Huono	Tuuri	-1.9245*	Huono	Tuuri
22	-1.18963	Huono	Tuuri	-2.53092***	Huono	Tuuri
23	-2.19301**	Huono	Tuuri	-2.70913***	Huono	Tuuri
24	-1.22544	Huono	Tuuri	-1.78979*	Huono	Tuuri
25	-1.05713	Huono	Tuuri	-2.27466**	Huono	Tuuri
26	-0.71531	Huono	Tuuri	-1.62203	Huono	Tuuri
27	-0.77232	Huono	Tuuri	-1.21614	Huono	Tuuri
28	-1.94278*	Huono	Tuuri	-2.54658***	Huono	Tuuri
29	-0.92128	Huono	Tuuri	-1.65907*	Huono	Tuuri
30	-0.68784	Huono	Tuuri	-1.23782	Huono	Tuuri
31	-0.25004	Huono	Tuuri	-0.69413	Huono	Tuuri
32	-1.35979	Huono	Tuuri	-1.74434*	Huono	Tuuri
33	-0.87298	Huono	Tuuri	-1.84318*	Huono	Tuuri
34	-1.18615	Huono	Tuuri	-2.26251**	Huono	Tuuri



Toisen aikaperiodin tulokset						
Indeksinumero	3 faktorin alpha-t	Bootstrap		5 faktorin alpha-t	Bootstrap	
		Menestys	Taustalla		Menestys	Taustalla
35	-1.92357*	Huono	Tuuri	-2.98836***	Huono	Taito
36	-2.33323***	Huono	Tuuri	-3.47738***	Huono	Taito
37	-1.10085	Huono	Tuuri	-1.81085*	Huono	Tuuri
38	-0.76325	Huono	Tuuri	-1.65381*	Huono	Tuuri
39	-2.78287***	Huono	Tuuri	-4.17039***	Huono	Taito
40	-2.17569**	Huono	Tuuri	-3.52899***	Huono	Taito
41	-1.49967	Huono	Tuuri	-2.46673***	Huono	Tuuri
42	-1.61079	Huono	Tuuri	-1.96575*	Huono	Tuuri
43	-1.14531	Huono	Tuuri	-1.49417	Huono	Tuuri
44	-2.24225**	Huono	Tuuri	-3.71136***	Huono	Taito
45	-2.07838**	Huono	Tuuri	-3.00248***	Huono	Taito
46	-1.63332	Huono	Tuuri	-3.29544***	Huono	Taito
47	-2.40393***	Huono	Tuuri	-2.93703***	Huono	Taito
48	-1.72927*	Huono	Tuuri	-3.45817***	Huono	Taito
49	-1.38335	Huono	Tuuri	-2.83329***	Huono	Tuuri
50	-1.41489	Huono	Tuuri	-2.12393**	Huono	Tuuri
51	-2.62628***	Huono	Tuuri	-3.42774***	Huono	Taito
52	-2.02378**	Huono	Tuuri	-3.0029***	Huono	Taito
53	-1.0121	Huono	Tuuri	-1.55418	Huono	Tuuri
54	-2.25183**	Huono	Tuuri	-2.8534***	Huono	Tuuri
55	-1.83119*	Huono	Tuuri	-3.42109***	Huono	Taito
56	-1.82379*	Huono	Tuuri	-2.34579***	Huono	Tuuri
57	-1.19229	Huono	Tuuri	-2.38395***	Huono	Tuuri
58	-1.70951*	Huono	Tuuri	-2.72465***	Huono	Tuuri
59	-3.03801***	Huono	Taito	-3.35436***	Huono	Taito
60	-2.94258***	Huono	Taito	-3.20307***	Huono	Taito

Myös toisen aikaperiodin tulokset estimoitiiin muuttamalla periodin alkuajaksi syyskuu 2007. Muutoksia ei tapahtunut kolmen faktorin bootstrap-tuloksiin, mutta muutaman rahaston alhojen merkitsevyytasot vaihtuivat. Kolmen faktorin mallin muutokset esitetään taulukossa (18). Viiden faktorin mallilla estimoituna aikaperiodin alun muuttaminen 9 kuukautta eteenpäin vaikutti huomattavasti enemmän. Viiden faktorin mallilla suoritettun estimoinnin aiheuttamat muutokset tuloksiin esitetään taulukossa (19). Kuten taulukosta havaitaan, yhden rahaston alphan t-arvo vaihtoi etumerkkiä, pysyen kuitenkin tilastollisesti merkityksettömänä. Lisäksi usean rahaston alphan t-arvon tilastollinen merkitsevyys muuttui. Viiden faktorin mallissa lisäksi bootstrap-menetelmän tulkinta taidon tai tuurin vaikutuksesta muuttui yhdeksällä rahastolla.

Taulukko 18: Toisen aikaperiodin kolmen faktorin alpojen merkitsevyyksien muutokset, estimoitu alkaen 2007:9

Toisen aikaperiodin tulokset alkaen 2007:9			
Indeksinumero	Merkitsevyys		
	Aiemmin		Nyt
28	*		***
41			*
42			**
44	**		***
54	**		***

Taulukko 19: Toisen aikaperiodin viiden faktorin tulosten muutokset, estimoitu alkaen 2007:9

Toisen aikaperiodin tuloksien muutokset 2007:9 alkaen						
Indeksinumero	Aiemmat 5 faktorin tulokset	Bootstrap		Uudet 5 faktorin tulokset	Bootstrap	
		Menestys	Taustalla		Menestys	Taustalla
1	-1.66523*	Huono	Tuuri	-1.30853	Huono	Tuuri
2	-1.43841	Huono	Tuuri	-1.17227	Huono	Tuuri
3	-1.34821	Huono	Tuuri	-1.54848	Huono	Tuuri
4	-0.57112	Huono	Tuuri	0.08451	Hyvä	Tuuri
5	-1.02648	Huono	Tuuri	-0.72209	Huono	Tuuri
6	-1.4574	Huono	Tuuri	-1.4574	Huono	Tuuri
7	-1.42206	Huono	Tuuri	-1.51417	Huono	Tuuri
8	-2.10103**	Huono	Tuuri	-1.59889	Huono	Tuuri
9	-3.34239***	Huono	Taito	-2.75632***	Huono	Tuuri
10	-1.45337	Huono	Tuuri	-0.93123	Huono	Tuuri
11	-2.76296	Huono	Tuuri	-2.15005**	Huono	Tuuri
12	-2.31059**	Huono	Tuuri	-2.09596**	Huono	Tuuri
13	-0.97939	Huono	Tuuri	-0.77712	Huono	Tuuri
14	-2.3518***	Huono	Tuuri	-2.20419**	Huono	Tuuri
15	-1.7175*	Huono	Tuuri	-1.3894	Huono	Tuuri
16	-2.58397***	Huono	Tuuri	-2.58397***	Huono	Tuuri
17	-1.52641	Huono	Tuuri	-1.48542	Huono	Tuuri
18	-1.17008	Huono	Tuuri	-1.17008	Huono	Tuuri
19	-2.38049***	Huono	Tuuri	-1.94889*	Huono	Tuuri
20	-1.62454	Huono	Tuuri	-0.96219	Huono	Tuuri
21	-1.9245*	Huono	Tuuri	-1.9245*	Huono	Tuuri
22	-2.53092***	Huono	Tuuri	-1.85469*	Huono	Tuuri
23	-2.70913***	Huono	Tuuri	-2.70913***	Huono	Tuuri
24	-1.78979*	Huono	Tuuri	-1.50439	Huono	Tuuri
25	-2.27466**	Huono	Tuuri	-1.71327*	Huono	Tuuri
26	-1.62203	Huono	Tuuri	-1.12665	Huono	Tuuri
27	-1.21614	Huono	Tuuri	-0.47254	Huono	Tuuri
28	-2.54658***	Huono	Tuuri	-2.62566***	Huono	Tuuri
29	-1.65907*	Huono	Tuuri	-1.30255	Huono	Tuuri

Toisen aikaperiodin tuloksien muutokset 2007:9 alkaen						
Indeksinumero	Aiemmat 5 faktorin tulokset	Bootstrap		Uudet 5 faktorin tulokset	Bootstrap	
		Menestys	Taustalla		Menestys	Taustalla
30	-1.23782	Huono	Tuuri	-0.78537	Huono	Tuuri
31	-0.69413	Huono	Tuuri	-0.69413	Huono	Tuuri
32	-1.74434*	Huono	Tuuri	-1.70927*	Huono	Tuuri
33	-1.84318*	Huono	Tuuri	-1.45383	Huono	Tuuri
34	-2.26251**	Huono	Tuuri	-1.92729*	Huono	Tuuri
35	-2.98836***	Huono	Taito	-2.98836***	Huono	Tuuri
36	-3.47738***	Huono	Taito	-3.47738***	Huono	Taito
37	-1.81085*	Huono	Tuuri	-1.68252*	Huono	Tuuri
38	-1.65381*	Huono	Tuuri	-1.13372	Huono	Tuuri
39	-4.17039***	Huono	Taito	-3.86819***	Huono	Taito
40	-3.52899***	Huono	Taito	-2.98288***	Huono	Tuuri
41	-2.46673***	Huono	Tuuri	-2.1201**	Huono	Tuuri
42	-1.96575**	Huono	Tuuri	-2.09547**	Huono	Tuuri
43	-1.49417	Huono	Tuuri	-0.78461	Huono	Tuuri
44	-3.71136***	Huono	Taito	-3.40526***	Huono	Taito
45	-3.00248***	Huono	Taito	-2.78495***	Huono	Tuuri
46	-3.29544***	Huono	Taito	-2.54182***	Huono	Tuuri
47	-2.93703***	Huono	Taito	-2.93703***	Huono	Tuuri
48	-3.45817***	Huono	Taito	-2.82833***	Huono	Tuuri
49	-2.83329***	Huono	Tuuri	-2.23262**	Huono	Tuuri
50	-2.12393**	Huono	Tuuri	-1.30032	Huono	Tuuri
51	-3.42774***	Huono	Taito	-3.42172***	Huono	Taito
52	-3.0029***	Huono	Taito	-2.43226***	Huono	Tuuri
53	-1.55418	Huono	Tuuri	-1.55418	Huono	Tuuri
54	-2.8534***	Huono	Tuuri	-2.70456***	Huono	Tuuri
55	-3.42109***	Huono	Taito	-2.91256***	Huono	Tuuri
56	-2.34579***	Huono	Tuuri	-1.9792**	Huono	Tuuri
57	-2.38395***	Huono	Tuuri	-1.77947*	Huono	Tuuri
58	-2.72465***	Huono	Tuuri	-2.39959***	Huono	Tuuri
59	-3.35436***	Huono	Taito	-3.35436***	Huono	Taito
60	-3.20307***	Huono	Taito	-3.20307***	Huono	Taito

## 4.2 Rahaston koon vaikutukset

Rahastot jaotellaan ensin koko aikaperiodilla vuoden 1997 kokotietojen mukaisesti kvartiileihin koon mukaan. Seuraavaksi jaotellaan rahastot vuoden 2016 mukaisesti ja vertaillaan näiden kahden tavan tuottamia eroja. Tämän jälkeen siirrytään tutkimaan kahta osaperiodia samoilla keinoin.

Taulukko 20: Kvartileihin valittujen rahastojen indeksinumerot aikaperiodeilla

Mitattuna periodin alun kokotiedoilla					
Koko aikaperiodi Rahastoja 60kpl		Ensimmäinen osaperiodi Rahastoja 44kpl		Toinen osaperiodi Rahastoja 60 kpl	
Pienimmät	Suurimmat	Pienimmät	Suurimmat	Pienimmät	Suurimmat
40	43	40	15	40	30
59	35	41	13	59	51
41	57	1	28	41	53
60	15	42	30	60	22
16	13	17	51	16	33
18	28	34	33	18	56
23	30	54	56	23	1
1	51	5	29	12	42
42	53	7	52	39	29
12	33	8	24	31	52
39	56	9	48	17	26
31	29			47	27
17	52			34	50
47	24			54	24
34	48			5	48
Mitattuna periodin lopun kokotiedoilla					
Pienimmät	Suurimmat	Pienimmät	Suurimmat	Pienimmät	Suurimmat
40	9	40	33	40	9
41	33	41	56	59	33
59	56	17	1	41	56
60	26	34	42	60	26
16	1	54	29	16	1
18	42	5	52	18	42
23	28	7	26	23	28
12	51	8	27	12	51
34	10	9	50	34	10
54	11	10	24	54	11
4	22	11	48	4	22
45	27			45	27
19	50			19	50
17	24			17	24
47	48			47	48

Ensin käytetään tietoja vuodelta 1997 ja jaotellaan rahastot koon mukaan kvartileihin. Tämän jälkeen käytetään vuoden 2016 tietoja ja jako suoritetaan uudelleen. Taulukko (20) esittelee pienimpään ja suurimpaan kokoluokkaan valittujen rahastojen indeksinumerot kummallakin tavalla toimittuna jokaiselta aikaperiodilta. Jos rahastolle ei löydy kokotietoja vuodelta 1997, mutta rahasto on aloittanut toimintansa ennen vuotta 2007, käytetään vuoden 2007 tietoja. Jos rahasto on aloittanut toimintansa vuoden 2007 jälkeen, käytetään vuoden 2016

tietoja. Koko aikaperiodin ja toisen osaperiodin tarkastelussa on käytetty kaikkia 60 rahastoa, mutta ensimmäisen osaperiodin tarkastelussa joudutaan käyttämään vain 44 rahastoa, sillä 16 rahaston osalta ei löytynyt vaadittua 12 kuukauden havaintoaineistoa.

Taulukko (21) esittelee koko aikaperiodin tulokset pienimmälle ja suurimmalle kvartiilille sekä kolmen faktorin että viiden faktorin malleilla estimoituna. Kuten taulukosta nähdään, riippumatta rahastojen koosta tai käytetystä estimointimallista, tulokset ovat perinteisellä tulkintatavalla huonoja. Sekä pienimmälle että isoimmalle kvartiilille estimoituvat negatiiviset alphan, jotka ovat tilastollisesti merkityksettä kolmen faktorin mallilla, mutta tilastollisesti merkitseviä viiden faktorin mallilla. Kolmen faktorin mallia käytettäessä rahastojen huono menestys johtui kuitenkin vain huonosta tuurista. Vuoden 1997 kokotietoja käytettäessä havaitaan, että molempien faktorimallien tulokset näyttävät puoltavan suurempien rahastojen menestystä. Niiden alphan t-arvo on vähemmän negatiivinen kuin pienten rahastojen alphan t-arvo, joten voidaan sanoa niiden pärjänneen paremmin. Vuoden 2016 kokotietoja tutkittaessa havaitaan kuitenkin ristiriita käytettyjen mallien välillä. Kolmen faktorin malli antaa paremman tuloksen pienille rahastoille, kun taas viiden faktorin malli antaa paremman tuloksen suurille rahastoille.

Taulukko 21: Koko aikaperiodin tulokset pienimmälle ja suurimmalle kvartiilille

Vuoden 1997 tietojen mukaan				Vuoden 2016 tietojen mukaan			
		Bootstrap				Bootstrap	
Kolmen faktorin Alpha-t		Menestys	Taustalla	Kolmen faktorin Alpha-t		Menestys	Taustalla
SMALL	-0.27778	Huono	Tuuri	SMALL	-0.27265	Huono	Tuuri
BIG	-0.14524	Huono	Tuuri	BIG	-0.39232	Huono	Tuuri
Viiden faktorin Alpha-t				Viiden faktorin Alpha-t			
SMALL	-2.7299***	Huono	Taito	SMALL	-2.75087***	Huono	Taito
BIG	-2.53754**	Huono	Taito	BIG	-2.68629***	Huono	Taito

Taulukko (22) esittelee tulokset ensimmäiseltä osaperiodilta samoin, kuten taulukko (21) esitteli ne koko aikaperiodille. Ensimmäisellä osaperiodilla mukana on vain 44 rahastoa, sillä 16 rahastolle ei löydy 12 kuukauden havaintoja. Nyt nähdään, että kolmen faktorin mallilla sekä pienille että isoille rahastoille estimoituu positiivinen alpha ja alphan t-arvo. Vuoden 1997 tietoja käyttämällä suurille rahastoille estimoituu 10 % merkitsevyystasolla tilastollisesti merkitsevä positiivinen alpha. Muut alphan ovat ensimmäisellä osaperiodilla negatiivisia ja tilastollisesti merkityksettä. Kolmen faktorin mallilla bootstrapmenetelmän tulkinta isoille ja pienille rahastoille on sama, sillä niiden alphan t-arvot eivät ylittäneet 5 % merkitsevyystason kriittistä arvoa. Hyvä menestys on siis tuurin ansiota. Viiden faktorin mallilla vuoden 1997 tietoja käyttämällä rahastojen huonon menestyksen takana olisi rahastonhoitajien taitamattomuus ja sama tulkinta sopii myös vuoden 2007 tietoja käytettäessä. Perinteisen tulkinnan mukaan vuoden 1997 tietoja käyttämällä suuret rahastot osoittautuvat

paremmiksi, sillä niiden alpha on suurempi kolmen faktorin mallissa ja vastavasti vähemmän negatiivinen viiden faktorin mallissa. Vuoden 2007 tulokset ovat ristiriidassa edelliseen, sillä niiden mukaan pienet rahastot pärjäsivät paremmin molemmilla faktorimalleilla.

Taulukko 22: Ensimmäisen osaperiodin tulokset pienimmälle ja suurimmalle kvartiilille

Vuoden 1997 tietojen mukaan				Vuoden 2007 tietojen mukaan			
		Bootstrap				Bootstrap	
Kolmen faktorin Alpha-t		Menestys	Taustalla	Kolmen faktorin Alpha-t		Menestys	Taustalla
SMALL	1.44172	Hyvä	Tuuri	SMALL	1.44667	Hyvä	Tuuri
BIG	1.65775*	Hyvä	Tuuri	BIG	1.03553	Hyvä	Tuuri
Viiden faktorin Alpha-t				Viiden faktorin Alpha-t			
SMALL	-1.29113	Huono	Taito	SMALL	-1.21799	Huono	Taito
BIG	-0.71361	Huono	Taito	BIG	-1.36467	Huono	Taito

Taulukko (23) esittelee toisen osaperiodin tulokset. Toisen osaperiodin tuloksista nähdään, että rahaston koosta huolimatta menestys oli huonoa. Kolmen faktorin mallilla heikon menestyksen taustalla oli huono tuuri, riippumatta siitä kumman vuoden tietoja käytetään. Kolmen faktorin mallilla alphan estimaatit olivat tilastollisesti merkityksettömiä juuri ja juuri. Viiden faktorin mallilla tulokset ovat heikot, sillä niiden mukaan huonon menestyksen taustalla on ollut rahastonhoitajien taitamattomuus. Lisäksi tällä faktorimallilla estimoituneet alphan olivat kaikki 1 % merkitsevyytasolla tilastollisesti merkittäviä. Vuoden 2007 kokotiedoilla näyttäisi siltä, että suuret rahastot ovat jälleen menestyneet paremmin, sillä molemmilla faktorimalleilla niiden alphan t-arvot olivat vähemmän negatiivisia. Vuoden 2016 tiedot antavat jälleen ristiriitaisia tuloksia. Kolmen faktorin mallilla paremmin menestyivät suuret rahastot, vaikkakin vain tuhannesosan tarkkuudella. Viiden faktorin mallilla pienet rahastot menestyivät kuitenkin paremmin, sillä niiden alphan t-arvo oli selvästi vähemmän negatiivinen, kuin suurien rahastojen alphan t-arvo.

Taulukko 23: Toisen osaperiodin tulokset pienimmälle ja suurimmalle kvartiilille

Vuoden 2007 tietojen mukaan				Vuoden 2016 tietojen mukaan			
		Bootstrap				Bootstrap	
Kolmen faktorin Alpha-t		Menestys	Taustalla	Kolmen faktorin Alpha-t		Menestys	Taustalla
SMALL	-1.55678	Huono	Tuuri	SMALL	-1.52619	Huono	Tuuri
BIG	-1.45636	Huono	Tuuri	BIG	-1.52386	Huono	Tuuri
Viiden faktorin Alpha-t				Viiden faktorin Alpha-t			
SMALL	-2.87988***	Huono	Taito	SMALL	-2.78422***	Huono	Taito
BIG	-2.67565***	Huono	Taito	BIG	-2.89664***	Huono	Taito

### 4.3 Tulosten vertailu aiempiin tutkimuksiin

Tässä tutkimuksessa pyrittiin selvittämään suomalaisten, Suomeen sijoittavien rahastojen menestystä vuosien 1997 ja 2015 välillä. Menestyksestä eroteltiin vielä tuurin ja taidon merkitys. Aiemmista tutkimuksista sekä Kosowski ym. (2006) että Cuthbertson ym. (2008) ovat erotelleet taidon ja tuurin merkityksen toisistaan. Tässä työssä käytetty aineisto poikkeaa edellä mainittujen tutkimusten aineistoista, sillä Kosowski ym. (2006) käytti 1788 yhdysvaltalaisen sijoitusrahaston kuukausituottoja vuosilta 1975 – 2002 ja Cuthbertson ym. (2008) käytti 935 brittirahaston kuukausituottoja samoilta vuosilta, kun taas tämä tutkimus käytti 60 suomalaisen, Suomeen aktiivisesti sijoittavien rahastojen kuukausituottoja vuosien 1997 ja 2015 välillä. Menetelminä käytettiin perinteistä Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallia, sekä siitä jatkettua viiden faktorin mallia, millä pyrittiin kontrolloimaan suomalaisen markkinan ominaisuuksia. Perinteisten menetelmien tuloksia vertailtiin bootstrap-menetelmällä saatuihin tuloksiin. Tässä työssä selvitettiin lisäksi rahastojen koon vaikutusta menestykseen. Tutkimuksessa haluttiin selvittää, ovatko pienemmät rahastot kyenneet voittamaan suuret rahastot.

Tämän tutkimuksen tulosten mukaan todisteita taidokkaista ja hyvin menestyneistä rahastoista ei ole. Yksikään rahasto ei kyennyt tuottamaan tilastollisesti merkitsevää positiivista alfaa, jonka t-arvo olisi ylittänyt bootstrap-simuloinneista saadun 5 % merkitsevyystason kriittisen arvon. Kolmen faktorin mallilla muutamien rahastojen alfaat olivat positiivisia koko aikaperiodilla, sekä ensimmäisellä osaperiodilla, mutta toisella osaperiodilla ei havaita enää positiivista alfaa. Lisäksi 5 % merkitsevyystasolla tarkasteltuna tilastollisesti merkitsevän positiivisen alphan sai vain kaksi rahastoa ensimmäisellä osaperiodilla. Jos tutkitaan 10 % merkitsevyystasolla, niin seitsemän rahastoa saavutti tilastollisesti merkitsevän positiivisen alphan. Viiden faktorin mallilla estimoituina ei löydetä yhtään tilastollisesti positiivista alfaa. Ainoastaan yksi rahasto sai positiivisen, vaikkakin tilastollisesti merkityksettömän alphan estimaatin tällä faktorimallilla koko aikaperiodilta. Ensimmäisellä osaperiodilla havaitaan kuitenkin viiden faktorin mallilla yksi tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen alfa.

Huonosti menestyneitä rahastoja löytyy tämän tutkimuksen mukaan useita. Koko aikaperiodilla faktorimallista riippuen löytyy 10 tai 32 tilastollisesti merkitsevää, negatiivista alfaa. Ensimmäisellä osaperiodilla kolmen faktorin mallilla ei löydy todisteita tilastollisesti merkitsevää huonosta menestyksestä, mutta viiden faktorin mallilla löytyy yhdeksän tilastollisesti merkitsevää negatiivista alfaa. Toisella osaperiodilla viiden faktorin mallilla vastaava luku on 26. Kolmen faktorin mallilla toisella osaperiodilla löytyy 13, ja ensimmäisellä osaperiodilla 2 tilastollisesti merkitsevää ja negatiivista alfaa.

Tutkittaessa rahaston koon vaikutusta menestykseen saadaan ristiriitaisia tuloksia perinteisellä tulkinnalla kolmen faktorin mallin ja viiden faktorin mallin välillä. Koko aikaperiodin tarkastelussa kolmen faktorin mallin tulkinta puhuu heikon, joskin tilastollisesti merkityksettömän menestyksen puolesta, joka on tuurin ansiota. Tulos on sama suurille sekä pienille rahastoille. Viiden faktorin mallin tulkinta puolestaan puhuu tilastollisesti merkitsevän heikon menestyksen puolesta, joka on puolestaan taidottomuuden ansiota. Myös viiden faktorin mallilla tulokset ovat samat rahastojen koosta riippumatta. Tulokset pysyvät muuttumattomina huolimatta siitä, käytämmekö periodin alun tai lopun kokotietoja. Ensimmäisellä osaperiodilla löydetään 10 % merkitsevyystasolla tilastollisesti merkitsevä positiivinen alpha suurille rahastoille kolmen faktorin mallilla, kun käytetään vuoden 1997 tietoja. Viiden faktorin mallin alphan arvot ovat negatiivisia, joskin tilastollisesti merkityksettömiä. Bootstrap-tulkinta on kuitenkin viiden faktorin mallissa se, että sekä suurien että pienien rahastojen huonon menestyksen takana on taitamattomuus. Toisella osaperiodilla viiden faktorin malli antaa tilastollisesti merkitsevät ja negatiiviset alphan arvot, ja nämä ovat bootstrap-tulkinnan mukaan ansiota taitamattomuudesta. Kolmen faktorin mallilla tulkinta puoltaa tuurin vaikutusta, joskin alphan arvot ovat tilastollisesti merkityksettömiä.

#### 4.3.1 Rahastojen menestys

Kun tuloksia verrataan Kosowskin ym. (2006) tutkimuksen tuloksiin, havaitaan että varsinkin heikosti menestyneiden rahastojen tapauksessa menestyksen taustalla on usein ollut rahastonhoitajien taitamattomuus. Tämä on linjassa Kosowskin ym. (2006) tuloksiin nähden, sillä myös kyseisen tutkimuksen mukaan heikosti menestyneiden rahastojen kohtaloksi koitui taitamattomuus huonon tuurin sijaan. Myös Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksen tulokset ovat linjassa tämän työn kanssa heikosti menestyneiden rahastojen tapauksessa. Myös Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimuksen tulokset puhuvat sen puolesta, että heikosti menestyneiden rahastojen taustalla vaikuttaisi taidottomuus huonon tuurin sijaan. Varsinkin viiden faktorin mallin tulokset puoltavat voimakkaasti taidottomuutta, mutta kolmen faktorin mallin tulokset eivät puolla yhtä voimakkaasti taidottomuutta heikosti menestyneiden rahastojen joukossa. Tulokset ovat linjassa myös Faman ja Frenchin (2010) tutkimuksen tuloksiin heikosti menestyneiden rahastojen taitamattomuudesta.

Toisaalta, hyvin menestyneiden rahastojen tapauksessa tämän tutkimuksen tulokset ovat ristiriidassa edellä mainittujen tutkimuksien kanssa. Siinä missä Kosowskin ym. (2006) tutkimuksessa havaitaan parhaiden rahastojen saavuttaneen menestyksensä taidon ansiosta, tässä tutkimuksessa yhdenkään menestyneen rahaston taustalla ei ollut taitoa. Myös Cuthbertsonin ym. (2008) mukaan parhaiden rahastojen joukosta löytyi taitavia rahastonhoitajia. Faman ja Frenchin (2010) tutkimuksessa löydettiin taitoa joidenkin hyvin menestyneiden rahastojen osalta. Kuitenkin taitoa löytyi edellä mainituissa tutkimuksissa vain hyvin pieneltä joukolta rahastoja. Lisäksi tässä tutkimuksessa käytetty aineisto



on hyvin pieni verrattuna Kosowskin ym. (2006), Cuthbertsonin ym. (2008) ja Faman ja Frenchin (2010) aineistoihin. On siis mahdollista, että aineiston pienestä koosta johtuen yhtään taidokasta rahastoa ei mahtunut tähän tutkimukseen mukaan. On syytä kuitenkin muistaa, että Faman ja Frenchin (2010) käyttämä bootstrap-metodi poikkeaa tässä tutkimuksessa käytetystä Kosowskin ym. (2006) ja Cuthbertsonin ym. (2008) tutkimusten mukaisesta bootstrap-metodista.

Tämä tutkimus on noudattanut Kosowskin ym. (2006) ja Cutbertsonin ym. (2008) tutkimusten menetelmiä, mutta kuten edellisessä kappaleessa on kerrottu, tämä tutkimus poikkeaa niistä sekä ajanjakson puolesta että rahastojen lukumäärän puolesta. Pienemmällä rahastoaineistolla ja havaintoperiodilla suoritettavat analyysit eivät välttämättä anna riittävän tarkkaa kuvaa todellisuudesta. Tulosten vertailussa on muistettava myös se, että sekä Kosowskin ym. (2006) että Cutbertsonin ym. (2008) tutkimukset käsittelevät pidemmän aikaperiodin lisäksi myös pidemmän aikaa olemassa olleita rahastoja. Tässä tutkimuksessa rahastojen mukaan ottamisen kriteerinä pidettiin vähintään vuoden havaintoja, kun taas Kosowski ym. (2006) käyttävät viiden vuoden kriteeriä ja Cuthbertson ym. (2008) käyttävät kolmen vuoden kriteeriä. Toisaalta Faman ja Frenchin (2010) tutkimuksessa on käytetty kahdeksan kuukauden minimihavaintoja mukaan ottamisen kriteerinä.

Eroja tuloksissa voi selittää myös käytetyt faktorimallit. Siinä missä Kosowski ym. (2006) ja Cuthbertson ym. (2008) käyttävät Faman ja Frenchin (1993) kolmen faktorin mallia sekä Carhartin (1997) neljän faktorin mallia, on tässä käytetty kolmen faktorin mallin lisäksi viiden faktorin mallia, mihin on lisätty faktorit mittaamaan Suomen markkinoiden erityispiirteitä. Mukaan on otettu HEX-indeksin tuotosta vähennetty Nokian tuotto, sekä Eurooppa-indeksin tuotosta vähennetty HEX-indeksin tuotto. Perinteinen kolmen faktorin malli ei sovellu suomalaiseen aineistoon kovin hyvin, sillä mallin faktorit pohjautuvat 16 Euroopan maan osaketuotoille. Näistä osaketuotoista Suomen osuus on pieni. Lisäksi voidaan pitää suomalaista markkinaa poikkeuksellisena myös siksi, että Nokialla on ollut suuri vaikutus Helsingin pörssissä. Lisäfaktorien mukaan ottamista puoltaa selitysasteiden nousu verrattuna kolmen faktorin malliin.

#### **4.3.2 Rahastojen koon vaikutukset**

Bussen ym. (2013) tutkimuksen mukaan pienet rahastot pärjäävät paremmin kuin suuret, sillä suuret rahastot preferoivat likvidejä osakkeita. Likvidit osakkeet ovat yleensä suurien yritysten osakkeita, ja niiden maksama tuottopreemio on pienempi kuin pienten yritysten osakkeiden maksama tuottopreemio. Tässä tutkimuksessa havaitaan, että yleisesti suuremmat rahastot ovat pärjänneet paremmin kuin pienet rahastot. Tulokset ovat ristiriidassa Bussen ym. (2013) tuloksiin nähden, mutta toisaalta linjassa Eltonin ym. (2012) tutkimuksen tulosten kanssa. Koko aikaperiodin tarkastelussa viiden faktorin mallilla tulokset puhuvat suurien rahastojen paremmuuden puolesta, sillä niiden alphojen estimaatit olivat vähemmän negatiivisia kuin pienillä rahastoilla.

Ensimmäisellä osaperiodilla isommat rahastot saavuttivat suuremmat alphan estimaatit kuin pienet rahastot kolmen faktorin mallilla, kun käytettiin periodin alun kokotietoja. Suurten rahastojen alpha oli lisäksi 10 % merkitsevyystasolla tilastollisesti merkitsevä. Viiden faktorin mallilla suurien rahastojen alpha oli vastaavasti vähemmän negatiivinen kuin pienten rahastojen alpha, tosin alpha oli tilastollisesti merkityksetön. Kun ensimmäistä osaperiodia tutkittiin vuoden 2007 kokotiedoilla, havaitaan, että pienet rahastot pärjäävät paremmin kuin isot rahastot. Kolmen faktorin mallilla pienten rahastojen alpha on nyt suurempi kuin suurten rahastojen alpha, ja viiden faktorin mallilla pienten rahastojen alpha on vähemmän negatiivinen kuin suurten rahastojen alpha. Havaitaan, että on merkitystä käytetäänkö periodin alun vai lopun kokotietoja.

Toisella osaperiodilla suuret rahastot pärjäsivät jälleen paremmin kuin pienet, kun tarkastelussa käytettiin periodin alun kokotietoja. Molemmilla faktorimallilla suurten rahastojen alpha oli vähemmän negatiivinen kuin pienten rahastojen alpha. Viiden faktorin mallilla alphan olivat tilastollisesti merkitseviä sekä suurille että pienille rahastoille. Käyttämällä periodin lopun kokotietoja, havaitaan, että kolmen faktorin mallilla ei havaita juurikaan rahaston koosta riippuvia menestyseroja. Viiden faktorin mallilla tulokset puhuvat kuitenkin pienten rahastojen paremmuuden puolesta. Jälleen tulokset riippuvat siitä, käytetäänkö periodin alun vai lopun kokotietoja.

Tutkimuksessa etsittiin vastauksia myös siihen, ovatko pienemmät rahastot kenties taidokkaampia kuin isot rahastot. Tulokset eivät osoita taidon olemassaoloa pienillä tai suurilla rahastoilla. Alphan t-arvot saivat kriittiset arvot ylittäviä tuloksia vain jakauman vasemmassa hännässä, joten rahastojen koosta riippumatta ainoa tulkinta on taitamattomuus. Koko aikaperiodilla tai kummallakaan osaperiodilla ei löytynyt positiivista alphan t-arvoa, joka olisi ylittänyt kriittisen arvon oikeasta hännästä. Viiden faktorin mallilla kuitenkin jokaisella periodilla bootstrap-metodi antaa tuloksen, joka osoittaa rahastojen olleen taitamattomia sekä suurten rahastojen ryhmässä että pienten rahastojen ryhmässä.

## 5 YHTEENVETO

Tässä tutkimuksessa pyrittiin selvittämään aktiivisten suomalaisten, Suomeen sijoittavien rahastojen menestystä vuosien 1997 ja 2015 välillä. Lisäksi pyrittiin selvittämään onko menestyksen taustalla taitoa vai hyvää onnea. Käytetty aineisto sisälsi 60 rahaston kuukausihavaintoja. Rahastoista 41 oli kasvurahastoja ja loput 19 olivat tuottorahastoja. Menestystä mitattiin perinteisellä kolmen faktorin mallilla, mutta lisäksi käytettiin viiden faktorin mallia, jossa lisäselittäjinä toimivat HEX-indeksin tuotosta vähennetty Nokian tuotto, sekä Eurooppa-indeksin tuotosta vähennetty HEX-indeksin tuotto.

Pelkästään näiden faktorimallien käyttäminen ei kerro vielä rahastonhoitajien taidosta tai tuurista, vaan sitä varten on hyödynnetty Cuthbertsonin ym. (2008) mukaista bootstrap-simulointia. Tämä metodi antaa simuloitun tuurijakauman, johon voimme verrata tuloksia ja vetää johtopäätöksiä taidon tai tuurin vaikutuksesta. Lisäksi bootstrap-simulointi ei vaadi tuottojen olevan normaalisti jakautuneita. Taidon ja tuurin lisäksi tässä tutkimuksessa pyrittiin selvittämään rahastojen kokojen vaikutusta menestykseen. Haluttiin selvittää tuottavatko pienet rahastot paremmin kuin suuret rahastot. Lisäksi kokoluokille tehtiin samanlainen bootstrap-simulointi kuin menestyksen mittauksessakin. Tutkimukset tehtiin ensiksi koko aikaperiodille ja lisäksi periodi jaettiin tutkimuksessa myös kahteen osaperiodiin, jotka olivat 1997:1 – 2006:12 ja 2007:1 – 2015:2.

Tutkimuksen tulokset puhuvat sen puolesta, että huonosti menestyneiden rahastojen taustalla on ollut rahastonhoitajien taitamattomuus. Tulokset poikkeavat hieman toisistaan faktorimallista riippuen, sillä kolmen faktorin mallilla ei havaita yhtä monta taidotonta ja huonosti menestynyttä rahastoa. Jakauman toisesta päästä, eli hyvin menestyneiden rahastojen joukosta, ei löydy todisteita taitavien rahastonhoitajien puolesta. Lisäksi huonosti menestyneitä rahastoja oli huomattavasti enemmän kuin hyvin menestyneitä rahastoja. Rahastojen hyvä menestys oli tulosten valossa vain tuurin ansiota. Rahastojen koon vaikutusten tulokset ovat hieman ristiriitaisia. Tulokset näyttäisivät riippuvan siitä, käytetäänkö tutkittavan aikaperiodin alun vai lopun kokotietoja. Tulosten valossa suuret rahastot vaikuttaisivat menestyneen hieman paremmin kuin pienet rahastot.

Jatkotutkimusta olisi mielenkiintoista tehdä suuremmalla aineistolla esimerkiksi tutkien suomalaisia rahastoja, joita ei rajoiteta pelkästään Suomeen sijoittaviksi. Lisäksi vertailua olisi mielenkiintoista tehdä muiden Pohjoismaiden rahastoihin, sillä niiden markkinat ovat verrattain samankaltaiset. Muita mielenkiintoisia jatkotutkimuksen aiheita olisivat muun muassa rahastonhoitajien ominaisuuksien, kuten iän tai koulutustaustan vaikutusten mittaaminen tai useampien ja pienempien aikaperiodien tutkiminen. Tässä tutkimuksessa aikaperiodia tutkittiin kokonaisuutena ja kahtena osaperiodina, mutta voisi olla

mielekästä jakaa esimerkiksi IT-kupla omaksi ajankohdaksi ja tutkia, miten rahastot ovat silloin pärjänneet.

## LÄHTEET

- Barras, L., Scaillet, O. & Wermers, R. 2010. False Discoveries in Mutual Fund Performance: Measuring Luck in Estimated Alphas. *The Journal of Finance* 65 (1), 179-216.
- Berk, J. B. & Green, R. C. 2004. Mutual fund flows and performance in rational markets. *Journal of Political Economy*, Vol. 112 (6), 1269-1295.
- Berk, J. B. & van Binsbergen, J. H. 2015. Measuring skill in the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*, Vol 118, 1-20.
- Black, F., Jensen, M. C. & Scholes, M. 1972. *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*. Michael C. Jensen, *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger Publishers Inc.
- Busse, J., Chordia, T., Jiang, L., Tang, Y. 2013. How does size affect mutual fund performance? Evidence from mutual fund trades. Working paper. Research Collection Lee Kong Chian School of Business.
- Carhart, M. 1997 On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, Vol. 52 (1), 57-82.
- Chen, J., Hong, H. G., Huang, M., Kubic, J. D. 2004. Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of Liquidity and Organization. *American Economic Review*, Vol. 94 (5), Saantitapa: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=372721>
- Christensen, M. 2005. Danish mutual fund performance: Selectivity, Market Timing and Persistence. Aarhus School of Business, Finance Research Group Working Paper No. F-2005-1. saantitapa: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=670701>
- Christensen, M. 2013. Danish mutual fund performance. *Applied Economic Letters*, Vol. 20 (8), 818-820.
- Christoffersen, S. E. K. & Musto, D. K. 2002. Demand Curves and the Pricing of Money Management. *The Review of Financial Studies* 15 (5), 1499-1524.
- Christoffersen, S. E. K., Keim, D. B., Musto, D. K. 2006. Valuable Information and Costly Liquidity: Evidence from Individual Mutual Fund Trades. saantitapa: <http://ssrn.com/abstract=951501>

- Cuthbertson, K., Nitzsche, D. 2004. Quantitative financial economics: Stocks, bonds and foreign exchange. 2. painos. Chichester, West Sussex: Wiley & Sons.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D. & O'Sullivan, N. 2008. UK mutual fund performance: Skill or luck? *Journal of Empirical Finance*, 15, 613-634.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D. & O'Sullivan, N. 2010a. The Market Timing Ability of UK Mutual Funds. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 37 (1) & (2), January/March, 270-289
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D. & O'Sullivan, N. 2010b. Mutual Fund Performance: Measurement and Evidence. *Journal of Financial Markets, Instruments and Institutions*, Vol. 19 (2), 95-187.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D. & O'Sullivan, N. 2012. False Discoveries in UK Mutual Fund Performance. *European Financial Management*, Vol. 18 (3), 444-463.
- Cuthbertson, K. & Nitzsche, D. 2013. Winners and Losers: German equity mutual funds. *The European Journal of Finance*, Vol. 19 (10), 951-963. DOI: 10.1080/1351847X.2012.684098
- Dahlquist, M., Engström, S. & Söderlind, P. 2000. Performance and characteristics of Swedish mutual funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, 409-423.
- Donsel, L. M., Grau, P. Otamendi, J. & Sainz, J. 2011. The truth about mutual funds across Europe. *Applied Economic Letters*, 18, 687-692.
- Dybvik, P. H. & Ross, S. A. 1985. Differential Information and Performance Measurement using a Security Market Line. *The Journal of Finance*, 40, 383-399.
- Efron, B. & Tibshirani, R. J. 1993. An introduction to the bootstrap. Monographs on statistics and applied probability. Chapman and Hall, New York.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Blake, C. R. 2012. Does size matter? The relationship between size performance. *The Review of Asset Pricing Studies*, 2 (1), 31-55.
- Elton, E. J., Gruber, M. J. & Busse, J. A. 2004. Are Investors Rational? Choices among Index Funds. *The Journal of Finance* 59 (1), 261-288.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Das, S. & Hlavka, M. 1993. Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios. *Review of Financial Studies*, Vol. 6 (1), 1-22.

- Engström, S. 2004. Investment Strategies, Fund Performance and Portfolio Characteristics. Stockholm School of Economics, Department of Finance; Agenta. Working Paper Series No. 554.
- Fama, E. F. & French, K. R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. F. & French, K. R. 1996. The CAPM is wanted, dead or alive. *Journal of finance*, Vol. 51 (5), 1947-1958.
- Fama, E. F. & French, K. R. 2010. Luck versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns. *The Journal of Finance* 65 (5), 1915-1947.
- Ferson, W. E. & Schadt, R. W. 1996. Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. *The Journal of Finance* 51 (2), 425-461.
- French, C. W. 2003. The Treynor Capital Asset Pricing Model. *Journal of Investment Management* 1 (2), 60-72.
- Gjerde, Ø. & Sættem, F. 1991. Performance evaluation of Norwegian mutual funds. *Scandinavian Journal of Management*, Vol. 7 (4), 297-307.
- Grinblatt, M. & Titman, S. 1989a. Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings. *The Journal of Business* 62 (3), 393-416.
- Grinblatt, M. & Titman, S. 1989b. Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights. *The Review of Financial Studies* 2 (3), 393-421.
- Grinblatt, M. & Titman, S. 1994. A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29 (3), 419-444.
- Heikkilä, T. 1993. Suomalaisten sijoitusrahastojen edullisuusjärjestys vuosina 1990 - 1991. *Liiketaloudellinen aikakauskirja*, 41 (2), 107-137.
- Henriksson, R. D. 1984. Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation. *The Journal of Business* 57 (1, Part 1), 73-96.
- Henriksson, R. D. & Merton, R. C. 1981. On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills. *The Journal of Business* 54 (4), 513-533.
- Ippolito, R. A. 1989. Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance, 1965 - 1984. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104 (1), 1-23.

- Jegadeesh, N. & Titman, S. 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, Vol. 48 (1), 65-91.
- Jensen, M. C. 1968. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *The Journal of Finance* 23 (2, Papers and Proceedings of the Twenty-Sixth Annual Meeting of the American Finance Association Washington, D.C. December 28-30, 1967), 389-416.
- Jensen, M. C. 1972. Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment performance. *Mathematical Methods in Finance*, G. P. Szego, Karl Shell, Editors, North-Holland Publishing Company.
- Kacperczyk, M., van Nieuwerburgh, S. & Veldkamp, L. 2014. Time-varying fund manager skill. *Journal of Finance*, Vol 69, 1455-1484.
- Kasanen, E. & Kinnunen, J. 1990. Suomalaisten sijoitusrahastojen kaksi ensimmäistä vuotta. *Liiketaloudellinen aikakauskirja*, 39 (3), 230-261.
- Keim, D. & Madhavan, A. 1995. Anatomy of the trading process: Empirical evidence on the behavior of institutional traders. *Journal of Financial Economics*, Vol. 37 (3), 371-398.
- Keloharju, M., Knüpfer, S. & Rantapuska, E. 2012. Mutual fund and share ownership in Finland. *Liiketaloudellinen aikakauskirja*, Vol. 61 (2), 178-198.
- Kothari, S. P., Shanken, J. & Sloan, R. G. 1995. Another look at the cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, Vol. 50 (1), 185-224.
- 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* 61 (6), 2551-2595.
- Le Sourd, V. 2007. Performance Measurement for Traditional Investment – Literature Survey. EDHEC Publication.
- Liljeblom, E. & Löflund, A. 2000. Evaluating mutual funds on a small market: is benchmark selection crucial? *Scandinavian Journal of Management* 16 (1), 67-84.
- 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* 47 (1), 13-37.



- Mikhail, M. B., Walther, B. R. & Willis, R. H. 2004. Do security analysts exhibit persistent differences in stock picking ability? *Journal of Financial Economics* 74, 67-91.
- Nikkinen, J., Rothovius, T. & Sahlström, P. 2002. *Arvopaperisijoittaminen*. Helsinki: WSOY. Lisäpainokset: 3. p. 2008. - 4. p. 2011.
- Pollet, J. & Wilson, M. 2008. How does size affect mutual fund behaviour? *The Journal of Finance* 63, 2941-2969.
- 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* 4 (2), 129-176.
- Sandvall, T. 2000. Performance Persistence: New Evidence for the Finnish Mutual Fund Market. *Liiketaloudellinen aikakauskirja*, 1/00, 71-85.
- Sandvall, T. 2001. *Essays on mutual fund performance evaluation*. Publication no 97, Swedish School of Economics and Business Administration, 1-145.
- Sharpe, W. F. 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance* 19 (3), 425-442.
- Sharpe, W. F. 1966. Mutual Fund Performance. *The Journal of Business* 39 (1, Part 2: Supplement on Security Prices), 119-138.
- Sørensen, L. Q. 2009. Mutual Fund Performance at the Oslo Stock Exchange. Saantitapa: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1488745>
- Storey, J. D. 2002. A Direct Approach to False Discovery Rates. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Statistical Methodology)* 64 (3), 479-498.
- Tangjitprom, N. 2014. The Effect of Fund Size on Performance: The Evidence from Active Equity Mutual Funds in Thailand. *Research Journal of Finance and Accounting*, Vol. 5 (10) Saantitapa: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2448730>
- Treynor, J. L. 1965. How to Rate Management of Investment Funds. *Harvard Business Review* 43, January-February, 63-75.
- Treynor J. L. & Mazuy, K. 1966. Can Mutual Funds Outguess the Market? *Harvard Business Review* 44, July-August, 131-136.
- Wermers, R. 1996. Momentum Investment Strategies of Mutual Funds, Performance Persistence, and Survivorship Bias. Graduate School of Business

and Administration, University of Colorado at Boulder, Boulder, Col.  
Working paper.

Yan, X. 2008. Liquidity, investment style, and the relation between fund size and fund performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 43 (3), 741-767.

## LIITTEET

Liite 1: Rahastojen nimet ja käytetyt indeksinumerot

Rahaston nimi	Indeksinumero
Aktia Capital B 100	1
Alfred Berg Finland B 100	2
Alfred Berg Small Cap Finland B 100	3
Arvo Finland Value K 100	4
Danske I Finland Kasvuosake K	5
Danske I Finland Kasvuosake T	6
Danske I Suomi Kasvuosake K	7
Danske I Suomi Osake K 1000	8
Danske I Suomi Osake T 1000	9
Danske I Suomi Yhteisöosake K	10
Danske I Suomi Yhteisöosake T	11
EQ Suomiliiga 1 K	12
Evli Suomi Pienyhtiöt B	13
Evli Suomi Select B	14
FIM Fenno	15
Finlandia Suomi	16
Fondita Equity Spice B	17
Fourton Fokus Suomi A	18
Handelsbanken Suomi A	19
Nordea Focus Suomi Private Banking A K	20
Nordea Focus Suomi Private Banking I K	21
Nordea Pro Suomi I K	22
Nordea Suomi 130 30 K 100	23
Nordea Suomi K 1000	24
Nordea Suomi Small Cap K 100	25
Odin Finland	26
OP-Delta A	27
OP-Focus A	28
OP-Suomi Arvo A	29
OP-Suomi Pienyhtiöt A	30
POP Suomi 100	31
SEB Finland Momentum B	32
SEB Finland Small Cap B	33
SEB Finlandia B	34
Säästöpankki Kotimaa B	35

Säästöpankki Pienyhtiöt B	36
Taaleritehdas Arvo Markka Osake A	37
Taaleritehdas Arvo Markka Osake B	38
Tapiola Suomi A	39
UB HR Suomi K	40
Ålandsbanken Finland Value A	41
Aktia Capital A 100	42
Alfred Berg Finland A 100	43
Alfred Berg Small Cap Finland A 100	44
Arvo Finland Value T 1000	45
Evli Suomi Select A	46
Fondita Equity Spice A	47
Nordea Suomi Small Cap T 100	48
Nordea Suomi T 1000	49
Op-Delta B	50
Op-Focus B	51
OP-Suomi Arvo B	52
OP-Suomi Pienyhtiöt B	53
SEB Finland Momentum A	54
SEB Finland Small Cap A	55
SEB Finlandia A	56
Säästöpankki Kotimaa A	57
Säästöpankki Pienyhtiöt A	58
UB HR Suomi T	59
Ålandsbanken Finland Value B	60