



Vaasan yliopisto  
UNIVERSITY OF VAASA

Valtteri Hietanen

# **Betan, yrityksen koon ja arvon yhteys osaketuottoihin**

Empiirinen tutkimus Suomen osakemarkkinoilla

Laskentatoimen ja rahoituksen  
akateeminen yksikkö  
Taloustieteen Pro gradu -tutkielma  
Taloustieteen koulutusohjelma

Vaasa 2026

---

**VAASAN YLIOPISTO****Laskentatoimen ja rahoituksen akateeminen yksikkö**

<b>Tekijä:</b>	Valtteri Hietanen		
<b>Tutkielman nimi:</b>	Betan, yrityksen koon ja arvon yhteys osaketuottoihin: Empiirinen tutkimus Suomen osakemarkkinoilla		
<b>Tutkinto:</b>	Kauppätieteiden maisteri		
<b>Koulutusohjelma:</b>	Taloustieteen maisteriohjelma		
<b>Opintosuunta:</b>	Taloustiede		
<b>Työn ohjaaja:</b>	Petri Kuosmanen		
<b>Valmistumisvuosi:</b>	2026	<b>Sivumäärä:</b>	61

---

**TIIVISTELMÄ:**

Perinteinen CAPM-malli on pitkään määritellyt riskin ja odotetun tuoton välistä suhdetta. Markkinariskin lisäksi muidenkin tekijöiden huomattiin kuitenkin vaikuttavan osakkeiden keskimääräisten tuottojen poikkileikkaukseen. Tämän jälkeen on kehitetty monifaktorimalleja, joissa poikkileikkausta selitetään erilaisilla yrityksen ominaisuuksia kuvaavilla tekijöillä, joita kutsutaan faktoreiksi. Ensimmäisiä tutkittuja faktoreita olivat yrityksen koko ja arvo. Vaikka kokoa ja arvoa on tutkittu paljon kansainvälisesti, on niiden tutkimus Suomen osakemarkkinoiden osalta ollut rajallisempaa.

Tässä tutkimuksessa tarkastellaan betan, yrityksen koon ja arvon yhteyttä Helsingin pörssin osaketuottoihin vuosina 2015–2024. Tutkimuksessa selvitetään, ovatko yritysten koko ja arvo tilastollisesti merkitseviä osaketuottojen selittäjiä. Tutkitaan myös, parantaako koon ja arvon lisääminen CAPM-tyyppiseen, pelkän betan sisältävään malliin, selitysastetta verrattuna pelkkään markkinariskiä huomioivaan malliin. Lisäksi selvitetään, onko betan, koon ja arvon kohdalla havaittavissa ajallista vaihtelua. Tutkimuksen aineisto on muodostettu Helsingin pörssin large- ja midcap-listojen yrityksistä ja aineisto on rajattu vuosittain näiden indeksien yritysluokkien perusteella. Tässä tutkimuksessa on käytetty yritystason lähestymistapaa, mikä tarkoittaa analyysin toteuttamista yksittäisten yritysten havaintojen tasolla portfolioiden muodostamisen sijaan. Arvoa mitataan P/B-luvulla ja kokoa yrityksen suhteellisella koolla, jotka vaihtelivat vuosittain, mutta beta oli vakio. Osaketuottojen selittämiseen on käytetty regressioanalyysia.

Tuloksista voidaan havaita, että yrityksen koko on tilastollisesti merkitsevä osakkeiden tuottojen poikkileikkausta selittävä tekijä. Sen etumerkki on negatiivinen, mikä tarkoittaa, että tässä aineistossa pienet yritykset ovat tuottaneet Helsingin pörssissä suuria yrityksiä enemmän vuosina 2015–2024. Kun tutkimusjakso on jaettu kahteen osaan, havaitaan kuitenkin, että vuosina 2020–2024 koko ei ole enää tilastollisesti merkitsevä. Arvotekijän etumerkki on regressioissa pääosin negatiivinen, mutta se ei ole lainkaan merkitsevä. Betan etumerkki on positiivinen, mutta myöskään se ei ole tilastollisesti merkitsevä. Koon ja arvon lisääminen betan rinnalle parantaa mallin selitysastetta, mutta selitysasteet jäävät kuitenkin absoluuttisesti tarkasteltuna mataliksi.

Tulosten perusteella näyttäisi siltä, että pienet yritykset ovat tuottaneet suuria paremmin, mutta vaikutus on ajallisesti vaihteleva. Arvotekijä ei ollut tilastollisesti merkitsevä, joten arvosijoitusstrategia ei saanut tukea tässä tutkimuksessa. Selitysasteet jäävät erittäin mataliksi, mutta tulokset antavat silti osittain tukea monifaktorimallien tarpeelle.

---

**AVAINSANAT:** yrityksen koko, arvotekijä, beta, osakehinnoittelumallit, Suomen osakemarkkinat, monifaktorimallit

## Sisälllys

1	Johdanto	6
1.1	Tutkimuksen tarkoitus ja tutkimuskysymykset	7
1.2	Tutkimuksen rakenne	8
2	Teoreettinen viitekehys	9
2.1	Moderni portfolioteoria	9
2.2	Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi	10
2.3	CAPM-malli	11
2.4	Arbitraasihinnointiteoria	16
2.5	Fama-Frenchin kolmifaktorimalli	17
2.6	Kolmifaktorimallin laajennukset	18
3	Osaketuottojen selittäminen	19
3.1	Keskeiset yritystason tekijät	19
3.2	Riskiperusteinen tulkinta	20
3.3	Behavoraalinen tulkinta ja markkinoiden tehokkuus	21
3.4	Tutkimuksen lähestymistapa	22
4	Aineisto ja metodologia	25
4.1	Aineiston lähteet ja keruu	25
4.2	Otos ja aineiston rajaukset	26
4.3	Muuttujien määrittely ja faktorien muodostaminen	27
4.4	Empiirinen malli ja estimointimenetelmä	31
5	Tulokset	33
5.1	Kuvailevat tilastot	33
5.2	Muuttujien väliset yhteydet	37
5.3	Regressiotulokset	40
5.4	Tulosten analyysi	44
5.5	Tulosten suhde aiempaan kirjallisuuteen	46
5.6	Tutkimuksen rajoitukset ja luotettavuus	48

6	Johtopäätökset	50
	Lähteet	52
	Liitteet	59
	Liite 1. Yrityskohtaiset betaestimaatit	59
	Liite 2. Tekoälyn käyttö tutkimuksessa	61

**Kuviot**

<b>Kuvio 1.</b> Tehokas rintama (Bodie ja muut, 2024).	10
<b>Kuvio 2.</b> Pääoma-allokaatiosuora (Bodie ja muut, 2024).	13
<b>Kuvio 3.</b> Pääomamarkkinasuora (Bodie ja muut, 2024).	14
<b>Kuvio 4.</b> Arvopaperimarkkinasuora (Perold, 2004).	15
<b>Kuvio 5.</b> Betan ja vuosituoton välinen yhteys.	38
<b>Kuvio 6.</b> Matalan ja korkean betan yritysten vuosituotot.	39
<b>Kuvio 7.</b> Pienten ja suurten yritysten vuosituotot.	40

**Taulukot**

<b>Taulukko 1.</b> Yritysten määrä vuosittain.	27
<b>Taulukko 2.</b> Muuttujien kuvailevat tilastot.	33
<b>Taulukko 3.</b> Betaestimaattien yhteenveto.	35
<b>Taulukko 4.</b> Kuvailevat tilastot betan mukaan.	35
<b>Taulukko 5.</b> Kuvailevat tilastot arvon mukaan.	36
<b>Taulukko 6.</b> Kuvailevat tilastot koon mukaan.	37
<b>Taulukko 7.</b> Selittävien muuttujien väliset korrelaatiot.	37
<b>Taulukko 8.</b> Yksinkertaisen markkinamallin regressio.	41
<b>Taulukko 9.</b> Betan ja P/B-luvun regressio.	41
<b>Taulukko 10.</b> Betan ja koon regressio.	42
<b>Taulukko 11.</b> Täyden mallin regressio.	43
<b>Taulukko 12.</b> Regressiot eri aikajaksoille.	44

# 1 Johdanto

Osaketuottojen selittäminen on keskeinen kysymys rahoituksessa. Sijoittajille on tärkeää ymmärtää, mitkä tekijät selittävät tuottoja, jotta he voivat tehdä parempia sijoituspäätöksiä. Kun tiedetään, mitkä tekijät ovat osaketuottojen taustalla, voidaan riskitasoa hallita paremmin ja tehdä päätöksiä riskin lisäämisestä tai vähentämisestä. Osaketuottojen liikkeiden ymmärtäminen auttaa myös ymmärtämään paremmin pääomamarkkinoiden toimintaa ja tehokkuutta.

Perinteinen CAPM-malli on pitkään määritelty riskin ja odotetun tuoton välistä suhdetta akateemikoiden ja käytännön toimijoiden keskuudessa. Viime vuosina ja vuosikymmeninä CAPM-mallia on kuitenkin laajennettu erilaisilla yritysten ominaisuuksia kuvaavilla tekijöillä, kun empiirisissä tutkimuksissa havaittiin, ettei markkinariski ole ainoa osakkeiden tuottojen vaihteluun vaikuttava tekijä. Näitä yritysten ominaisuuksia kuvaavia tekijöitä kutsutaan faktoreiksi ja erilaisia osakkeiden tuottoihin vaikuttavia faktoreita on vuosien saatossa tunnistettu satoja (Harvey ja muut, 2016). Ensimmäisiä tunnistettuja faktoreita olivat yrityksen koko ja arvo, jotka Fama ja French (1993) toivat keskeiseksi osaksi kirjallisuutta kolmifaktorimallillaan.

Ei ole olemassa yksiselitteistä vastausta sille, mitkä faktorit toimivat parhaiten. Faktoreiden toimivuuden on havaittu vaihtelevan sekä ajassa että maantieteellisesti (esim. Griffin, 2002; Moriya & Noda, 2024). Faktoreita on tutkittu paljon eri maantieteellisillä alueilla, mutta tutkimuskirjallisuus Suomen kohdalla on vähäisempi. Helsingin pörssiä voidaan pitää reunamarkkinana, jossa on matala likviditeetti ja verrattain suuri volatilitteetti, minkä vuoksi se eroaa monista suuremmista markkinoista (Davydov ja muut, 2016). Lisäksi markkinaturbulenssin aikana institutionaaliset sijoittajat vetäytyvät ensimmäisinä reunamarkkinoilta (Leivo & Pätäri, 2011). Nämä syyt voivat johtaa ajoittaisiin hinnoitteluvirheisiin ja siihen, miten hyvin tietyt faktorit ovat havaittavissa Suomen markkinassa, mikä tekee Suomen osakemarkkinasta kiinnostavan tutkimuskohteen.

Tämä tutkimus täydentää kirjallisuutta tarkastelemalla Suomen osakemarkkinaa, jota on tutkittu vähemmän kuin monia suurempia markkinoita. Yritystason analyysi tarjoaa vaihtoehtoisen lähestymistavan ja ajallinen tarkastelu antaa lisäksi mahdollisuuden tutkia muuttujien ajallista vaihtelua.

## 1.1 Tutkimuksen tarkoitus ja tutkimuskysymykset

Tämän tutkimuksen tavoitteena on selvittää, selittävätkö yrityksen koko (suhteellinen koko markkina-arvolla mitattuna) ja arvo (P/B-luvulla mitattuna) osakkeiden tuottoja Helsingin pörssissä vuosina 2015–2024. Lisäksi selvitetään, parantaako yrityksen koon ja arvotekijän lisääminen betaan perustuvan CAPM-tyyppisen mallin selitystasetta verrattuna malliin, jossa huomioidaan ainoastaan markkinariski. Tässä tutkimuksessa ei kuitenkaan selitetä ylituottoja eli malli ei sisällä riskitöntä korkoa. Tavoitteena on myös tutkia, onko aineistossa havaittavissa ajallista vaihtelua, sillä faktoreiden toimivuuden on havaittu vaihtelevan ajassa (Moriya & Noda, 2024). Tyypillisestä faktoritutkimuksesta poiketen tässä tutkimuksessa käytetään yritystason lähestymistapaa portfolioihin perustuvan lähestymistavan sijaan, mikä tuo uuden kulman niiden tutkimiseen. Tutkimuskysymyksiin vastataan paneeliaineistoon perustuvan OLS-regression avulla.

Tutkimuskysymykset on määritelty seuraavalla tavalla:

1. Ovatko yritysten koko ja arvotekijä tilastollisesti merkitseviä osaketuottojen selittäjiä Suomen osakemarkkinoilla aikavälillä 2015–2024?
2. Parantaako yrityksen koon ja arvotekijän lisääminen betaan perustuvaan CAPM-tyyppiseen malliin osaketuottojen selitysvoimaa verrattuna pelkkään markkinariskiä huomioivaan malliin?
3. Poikkeako osaketuottojen ja niitä selittävien tekijöiden välinen suhde aikavälien 2015–2019 ja 2020–2024 välillä?

Tulokset osoittavat, että kokotekijä on tilastollisesti merkitsevä ja etumerkiltään negatiivinen. Tämä tarkoittaa, että pienet yritykset tuottavat tässä aineistossa suuria

enemmän. Kokomuuttuja ei ole kuitenkaan stabiili ajassa, vaan sen tilastollinen merkitsevyys häviää vuosina 2020–2024. Beta ei ole tilastollisesti merkitsevä eikä se näin ollen selitä tuottoja tässä aineistossa, mikä viittaa osaltaan monifaktorimallien tarpeellisuuteen. Arvotekijä ei ole lainkaan tilastollisesti merkitsevä eli kirjallisuudessa havaittu arvotekijän heikko menestys 2010-luvulla on linjassa kirjallisuudessa esitettyjen tulosten kanssa (esim. Israel ja muut, 2021). Selitysasteet jäävät kaikissa regressioissa mataliksi, mikä antaa viitteitä siitä, että ainakin tässä aineistossa tarvitaan muita tekijöitä selittämään paremmin osaketuottojen vaihtelua. Tulokset viittaavat siihen, että faktoreiden alueellista vaihtelua koskevat havainnot pitävät paikkansa eivätkä faktorit välttämättä toimi universaalisti.

## **1.2 Tutkimuksen rakenne**

Loppuosa tutkimuksesta etenee seuraavalla tavalla. Toisessa luvussa käydään läpi teoreettista viitekehystä ja keskeisiä rahoitusteorioita, jotta lukija saa käsityksen mihin kontekstiin tutkimus sijoittuu. Kolmas luku esittelee kirjallisuuskatsausta keskeisten muuttujien empiirisestä vaikutuksesta sekä erilaisista näkemyksistä näiden muuttujien esiintymisen taustalla. Neljäs luku sisältää aineiston ja tutkimusmenetelmän ja viidennessä luvussa käydään läpi tutkimuksen tulokset ja analysoidaan niitä. Viimeinen, kuudes luku, sisältää johtopäätökset tutkimuksesta.

## 2 Teorettinen viitekehys

Tässä luvussa tarkastellaan teoreettista viitekehystä, jotta tutkimus voidaan asemoida oikeaan kontekstiin. Tutkimuksen kannalta keskeisiä teorioita ovat moderni portfolioteoria, tehokkaiden markkinoiden hypoteesi, CAPM-malli, arbitraasihinnointiteoria, Faman ja Frenchin kolmifaktorimalli sekä muut faktorimallit. Edellä mainitut teoriat ovat tärkeitä, koska niiden avulla voidaan ymmärtää riskin ja tuoton välistä suhdetta. Lisäksi saadaan ymmärrys siitä, miten riskin ja tuoton välinen suhde on kehittynyt ja miksi tämä tutkimus on perusteltu.

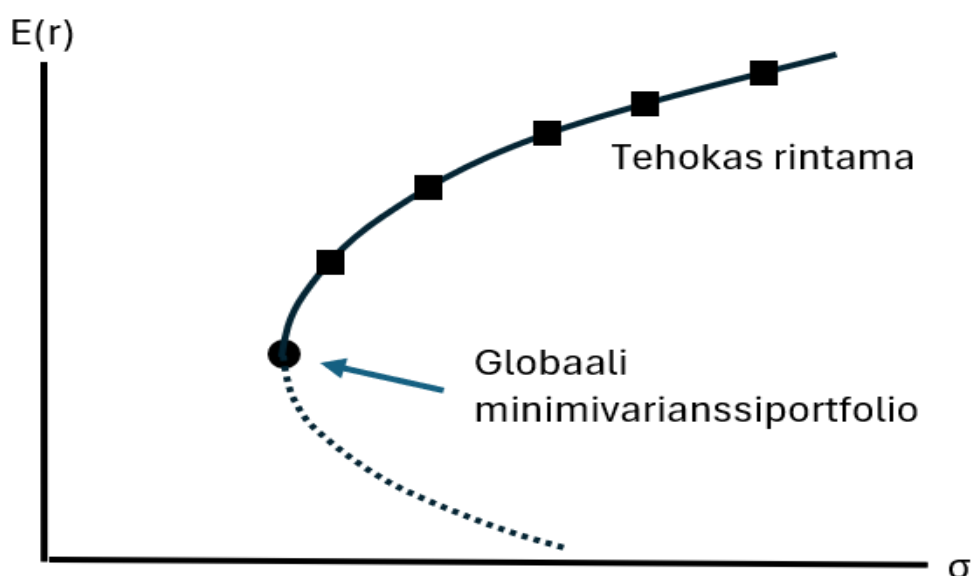
### 2.1 Moderni portfolioteoria

Harry Markowitz (1952) esitteli 1950-luvun alussa modernin portfolioteorian (MPT), jossa riskin ja tuoton välinen suhde oli keskeinen tekijä. Sen mukaan rationaaliset sijoittajat kaihtavat riskiä ja pyrkivät minimoimaan riskin halutulla odotetun tuoton tasolla tai maksimoivat odotetun tuoton halutulla riskitasolla. Näin ollen kahdesta portfoliosta, joilla on sama odotettu tuotto, sijoittaja valitsee sen millä on pienempi riski.

MPT mittaa yksittäisen osakkeen riskiä matemaattisesti varianssin avulla, jolloin isompi varianssi tarkoittaa isompaa riskiä. Markowitzin (1952) mukaan omaisuuserän riskiä ei pidä kuitenkaan arvioida yksin, vaan sen perusteella, mikä sen vaikutus on koko portfolion riskiin. Portfolion riski ei siis riipu yksittäisten sijoitusten variansseista, vaan niiden välisistä kovariansseista. Valitsemalla sijoituskohteita, joiden välinen korrelaatio on matala tai negatiivinen, voidaan salkun riskiä pienentää huomattavasti ilman, että odotettu tuotto pienenee samassa suhteessa.

Markowitz (1952) sanoo, että sijoittaja voi laskea portfolion optimaalisen riskin ja tuoton yhdistelmän erilaisten sijoitusten joukosta. Tätä optimaalista yhdistelmää kutsutaan tehokkaaksi rintamaksi ja se kuvastaa portfolion parasta riskin ja tuoton suhdetta, jota kuvio 1 havainnollistaa. Kuviossa 1 vaaka-akseli kuvaa riskiä ja pystyakseli tuottoa. Musta

piste kuvaa minimivarianssiportfoliota eli yksittäisten sijoituskohteiden yhdistelmää, jolla on pienin mahdollinen varianssi. Minimivarianssiportfolion yläpuolinen osa kuvaa tehokasta rintamaa, jossa riskin ja tuoton suhde on optimaalinen. Sen alapuolella olevat portfoliot ovat tehottomia, sillä samalla riskitasolla on saatavilla suurempi odotettu tuotto tai vastaavasti samalla odotetulla tuotolla pienempi riski. Sijoittajan riskinsietokyky määrittää portfolion sijainnin tehokkaalla rintamalla.



**Kuvio 1.** Tehokas rintama (Bodie ja muut, 2024).

## 2.2 Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi on käsite, jonka mukaan sijoittajat tekevät rationaalisia päätöksiä ja arvopapereiden hinnat heijastavat kaikkea saatavilla olevaa tietoa. Kendall havaitsi 1950-luvulla, ettei osakkeiden hinnoissa esiinny ennakoitavia säännönmukaisuuksia (Kendall & Hill, 1953). Historiallisesti kehityksestä huolimatta hinnat voivat muuttua kumpaan suuntaan tahansa, eli ne seuraavat satunnaisliikettä, mikä tekee niiden ennustamisesta mahdotonta. 1960-luvulla Fama (1965) ja Samuelson (1965) loivat teoreettisen pohjan tehokkaiden markkinoiden hypoteesille, ja Faman vuoden 1970 julkaisu vakiinnutti käsitteen osaksi rahoituksen teoriaa.

Fama (1970) esitteli kolme eri tehokkuuden astetta tehokkaiden markkinoiden hypoteesista. Heikoilla markkinoilla kaikki historiallinen hintatieto on hinnoiteltu osakkeiden nykykurssiin, jolloin menneiden tuottojen tai teknisen analyysin avulla ei voi ennustaa tulevia tuottoja. Puolivahvoilla markkinoilla hinnat sisältävät kaiken julkisesti saatavilla olevan tiedon, jolloin fundamenttianalyysi tai tulosjulkistusten hyödyntäminen ei tuota markkinoiden keskiarvoa korkeampia tuottoja. Vahvoilla markkinoilla kaikki tieto on hinnoiteltu osakkeisiin eikä edes sisäpiiritiedon avulla ole mahdollista saada ylituottoja.

Markkinoiden tehokkuus jakaa kuitenkin mielipiteitä. Vaikka hypoteesi olettaa tiedon välittömän hinnoittelun, empiiriset havainnot viittaavat siihen, ettei markkinoiden tehokkuus ole täydellistä (ks. esim. Nicholson, 1968; Basu, 1977; Rosenberg ja muut, 1985).

### **2.3 CAPM-malli**

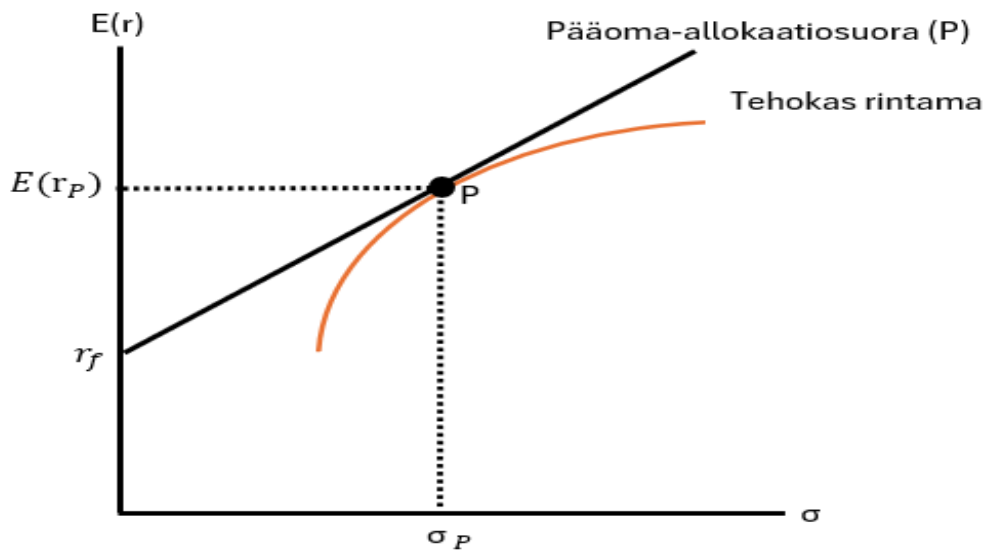
Modernin portfolioteorian pohjalta syntyi 1960-luvulla Capital Asset Pricing -malli (CAPM), joka kertoo sijoituskohteen riskin ja odotetun tuoton suhteesta. Sen kehittämiseen vaikuttivat vahvimmin Sharpe (1964), Lintner (1965) ja Mossin (1966). CAPM-mallin idea perustuu ajatukseen, jonka mukaan yrityskohtainen riski eli epäsystemaattinen riski voidaan poistaa hajauttamalla ja ainoa riski sijoittajille on markkinariski eli systemaattinen riski, jota mitataan beta-kertoimella. Beta mittaa sijoituskohteen tuoton systemaattista riskiä eli sen tuoton herkkyyttä markkinaportfolion muutoksille ja se lasketaan jakamalla sijoituskohteen ja markkinaportfolion tuottojen kovarianssi markkinaportfolion varianssilla.

Oletukset, joihin CAPM-malli perustuu ja joiden mukaan kaikkien sijoittajien odotetaan käyttäytyvän, ovat seuraavanlaiset (Perold, 2004):

1. Sijoittajat ovat riskiä kaihtavia ja arvioivat sijoituksiaan ainoastaan niiden odotetun tuoton ja keskihajonnan perusteella yhden ja saman ajanjakson mukaan.
2. Pääomamarkkinat ovat täydelliset useassa merkityksessä: ei ole olemassa kaupankäyntikustannuksia, veroja tai rajoitteita lyhyeksi myynnissä; sijoituskohteet voidaan jakaa äärettömän pieniin osiin; tieto on kaikille vapaasti saatavissa ja kaikki sijoittajat voivat ottaa ja antaa lainaa riskittömällä korolla.
3. Kaikilla sijoittajilla on samanlaiset sijoitusmahdollisuudet.
4. Kaikki sijoittajat tekevät samanlaiset arviot yksittäisen sijoituskohteen odotetusta tuotosta, tuoton keskihajonnasta ja sijoituskohteiden tuottojen korrelaatiosta.

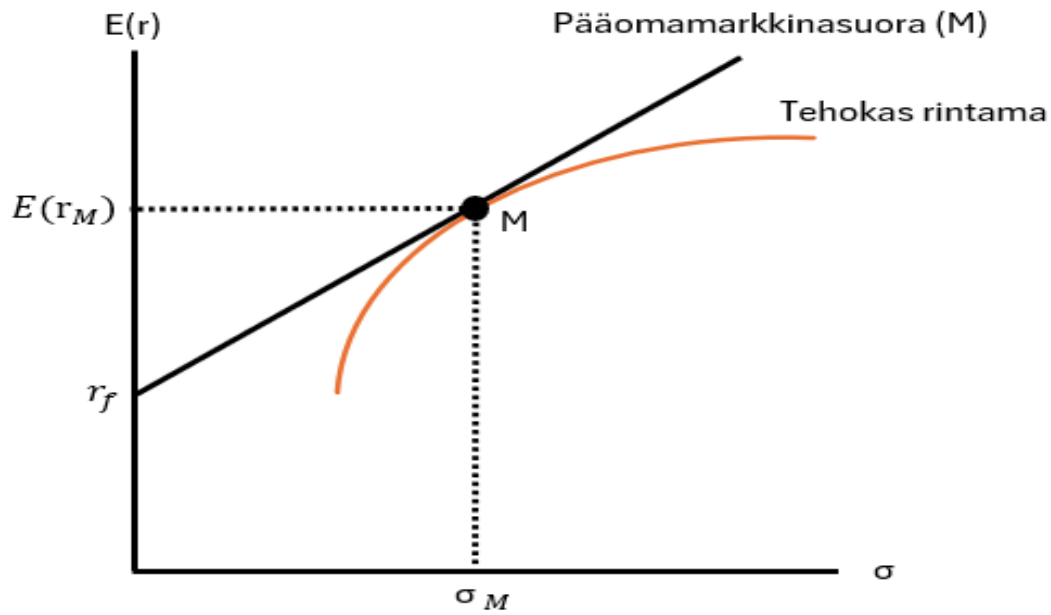
Vaikka oletukset yksinkertaistavat todellista maailmaa ja eivät välttämättä toteudu todellisuudessa, ovat ne tarpeen CAPM-mallia muodostettaessa.

Sharpen (1964) ja Lintnerin (1965) mukaan jokainen sijoittaja optimoi oman portfolionsa Markowitzin (1952) tehokkaan rintaman mukaan. Kun malliin lisätään lainaaminen riskittömällä korolla, muodostuu tehokkaasta rintamasta lineaarinen malli sijoittajan pääoman allokoitumahdollisuuksista, jota kutsutaan pääoma-allokaatiosuoraksi (CAL). Kuviosta 2 voidaan huomata, että tangentialpiste P, on tehokas riskillinen portfolio.



**Kuvio 2.** Pääoma-allokaatiosuora (Bodie ja muut, 2024).

Edelleen, kun otetaan huomioon aiemmin mainitut oletukset, kaikki sijoittajat päätyvät lopulta samaan riskilliseen portfolioon sillä tangentiportfolio maksimoi Sharpen luvun, joka mittaa tuoton ja riskin suhdetta, ja on siten optimaalinen kaikille sijoittajille. Koska kaikki sijoittajat pitävät samaa riskillistä portfolioa, voidaan sanoa, että se on markkinaportfolio, joka koostuu kaikista riskillisistä sijoituskohteista. Tällöin pääoma-allokaatiosuora muuttuu pääomamarkkinasuoraksi (CML), kuten nähdään kuviosta 3.



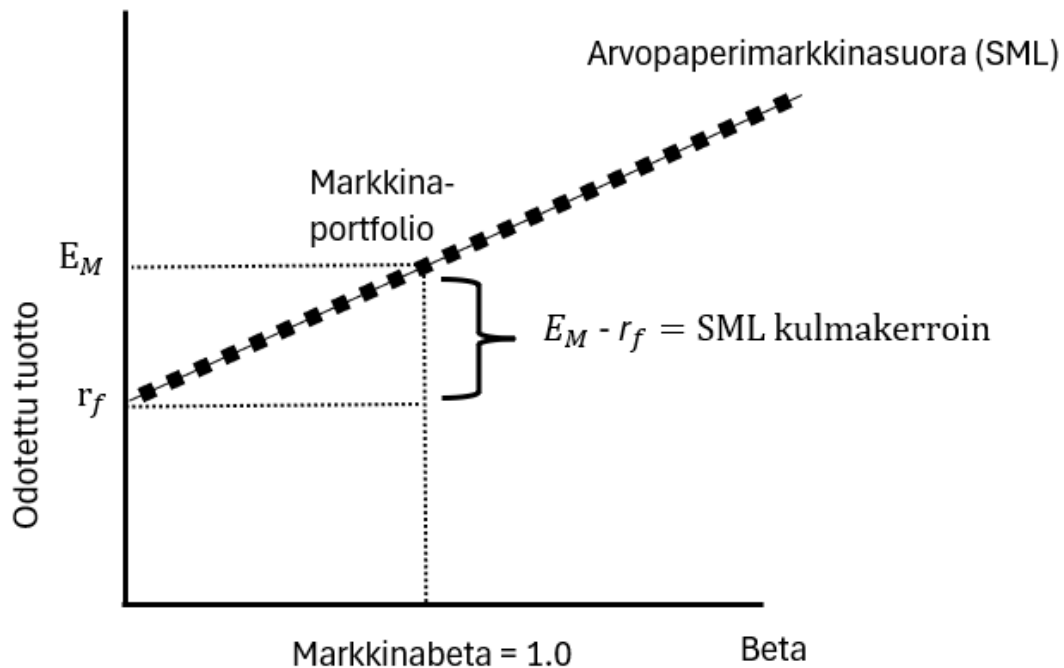
**Kuvio 3.** Pääomamarkkinasuora (Bodie ja muut, 2024).

Sijoituskohteen odotettu tuotto tasapainoilanteessa lasketaan vähentämällä markkinaportfolioin odotetusta tuotosta riskitön korko ja kertomalla tämä luku sijoituskohteen beta-kertoimella, johon lisätään vielä riskitön korko. Matemaattisesti se voidaan esittää seuraavalla tavalla:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i[E(r_m) - r_f], \quad (1)$$

jossa  $E(r_i)$  on sijoituskohteen  $i$  odotettu tuotto,  $r_f$  on riskitön korko,  $\beta_i$  sijoituskohteen  $i$  beta-kerroin ja  $E(r_m)$  on markkinoiden odotettu tuotto.

Beta mittaa sijoituskohteen tuoton herkkyyttä markkinaportfolioin tuoton muutoksille, ja sitä voidaan kuvata graafisesti arvopaperimarkkinasuoralla. Arvopaperimarkkinasuora kuvaa lineaarisesti betan ja odotetun tuoton suhdetta, ja markkinoiden ollessa tasapainossa kaikki sijoituskohteet sijoittuvat tälle suoralle, jota kuvio 4 havainnollistaa (Perold, 2004). Suoran kulmakerroin vastaa markkinariskipreemiota.



**Kuvio 4.** Arvopaperimarkkinasuora (Perold, 2004).

Vaikka CAPM-malli tarjoaa intuitiivisen ja verrattain yksinkertaisen mallin riskin ja odotetun tuoton suhteesta, kohtaa se empiirisesti tarkasteltuna monia haasteita (Fama & French, 2004). Ensinnäkin arvopaperimarkkinasuora on liian tasainen eli CAPM-malli aliarvioi korkean betan osakkeiden tuottoja ja yliarvioi matalan betan osakkeiden tuottoja (Black ym, 1972; Miller & Scholes, 1972). Roll (1977) kritisoi, että CAPM-mallia on mahdotonta testata suoraan, koska markkinaportfoliota ei voida havainnoida. Lisäksi on todettu, että on muitakin tuottoihin liittyviä riskitekijöitä, joita markkinariski ei pysty kuvaamaan. Banz (1981) osoittaa, että markkina-arvoltaan pienten yritysten keskimääräiset tuotot ylittävät CAPM-mallin mukaiset tuotto-odotukset. Bhandari (1988) puolestaan havaitsi, että korkea velkaantumisaste on yhteydessä tuottoihin, jotka ovat liian korkeita suhteessa niiden betaan. Korkean B/M-luvun (kirjanpitoarvo suhteessa markkina-arvoon) on todettu olevan yhteydessä tuottoihin, jotka ylittävät beta-kertoimen perusteella odotetun tason (Rosenbeg ja muut, 1985). Fama ja French (1992) osoittivat, että koon, tulostuoton, velkaantuneisuuden ja B/M-luvun kaltaiset tekijät täydentävät markkinariskin antamaa selitystä osakkeiden odotetuille tuotoille.

## 2.4 Arbitraasihinnointeluteoria

Stephen Ross kehitti arbitraasihinnointeluteorian vuonna 1976 vaihtoehtona CAPM-mallille. Rossin esittelemä arbitraasihinnointeluteoria on arvopapereiden hinnoittelumalli, joka erilaisten tekijöiden eli faktoreiden perusteella kuvaa tuottojen muodostumista, toisin kuin CAPM-malli, joka perustui ainoastaan yhteen riskitekijään. Arbitraasihinnointeluteorian mukaan odotetulla tuotolla ja arvopaperin herkkyydellä eri faktoreille on lineaarinen suhde. Malli voidaan esittää matemaattisesti seuraavalla tavalla:

$$E(R_i) = R_f + \beta_{i1}\lambda_1 + \beta_{i2}\lambda_2 + \dots + \beta_{in}\lambda_n, \quad (2)$$

missä  $E(R_i)$  on arvopaperin  $i$  odotettu tuotto,  $R_f$  on riskitön korko,  $\beta_{in}$  on kunkin faktorin  $n$  beta ja  $\lambda_n$  on faktorin  $n$  riskipreemio.

CAPM-malli on yksinkertainen, mutta sen taustalla olevat oletukset tekevät siitä empiirisesti tarkasteltuna haastavan. Bodien ja muiden (2024) mukaan arbitraasihinnointeluteoria puolestaan ei oleta kaikkien sijoittajien optimoivan odotetun tuoton ja varianssin välistä suhdetta. Sen sijaan se rakentuu heidän mukaansa oletukselle, että rationaaliset pääomamarkkinat sulkevat pois arbitraasimahdollisuudet eli mahdollisuudet tehdä riskitöntä voittoa hyödyntämällä hintaeroja. Lisäksi arbitraasihinnointeluteoria ei tarvitse CAPM-mallin tyyppistä markkinaportfoliota, joka on vaikeasti määriteltävä ja mahdoton havaita. Arbitraasihinnointeluteorian suurin haaste kuitenkin on, että se ei määrittele tarkasti, mitkä faktorit mallin tulisi sisältää tai kuinka monta niitä tulisi olla, mikä jättää tilaa tulkinnalle (Roll & Ross, 1980). Faktoreita voi olla erilaisia ja Chen ja muut (1986) ovat tunnistaneet makroekonomisia faktoreita kuten inflaatio, bruttokansantuote, teollisen tuotannon kasvu tai korkomuutokset.

## 2.5 Fama-Frenchin kolmifaktorimalli

CAPM-mallin empiiristen puutteiden takia, Fama ja French (1992) tutkivat, miten hyvin koko, tulostuotto, velkaantuneisuus ja B/M-luku selittävät markkinariskin lisäksi osakkeiden keskituottojen poikkileikkausta. He havaitsivat, että koko ja B/M-luku selittävät yhdessä merkittävän osan keskituottojen poikkileikkausvaihtelusta.

Jatkotutkimuksessaan Fama ja French (1993) totesivat, että koko (mitattuna markkina-arvolla) ja arvo (B/M-luku) selittävät hyvin osakkeiden tuottojen vaihtelua ja näin ollen kuvaavat hyvin tuottoihin liittyviä riskitekijöitä. He esittelivät kolmifaktorimallin, jossa markkinariskin rinnalle selittäviksi tekijöiksi tuodaan koko- ja arvofaktorit. Kokofaktori (SMB – small minus big) kuvaa pienten ja suurten yritysten hajautettujen portfolioiden tuottojen välistä eroa. Arvofaktori (HML – high minus low) taas kuvaa korkean ja matalan B/M-luvun yritysten hajautettujen portfolioiden tuottojen välistä eroa. Kolmifaktorimalli esitetään seuraavalla tavalla,

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{Mt} - R_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + e_{it}, \quad (3)$$

missä  $R_{it} - R_{ft}$  on sijoituskohteen  $i$  ylituotto ajassa  $t$ ,  $(R_{Mt} - R_{ft})$  on markkinoiden ylituotto,  $SMB_t$  on kokopreemio ja  $HML_t$  on arvopreemio.  $\beta_i$ ,  $s_i$  ja  $h_i$  ovat näitä vastaavat herkkyyskertoimet. Sijoituksen selittämätön ylituotto on  $\alpha_i$  ja  $e_{it}$  on virhetermi.

Vaikka Faman ja Frenchin (1993) kolmifaktorimalli selittää CAPM-mallia paremmin osakkeiden tuottoja, he myöntävät, että voi olla muitakin taloudellisia tunnuslukuja, jotka selittävät tuottojen vaihtelua yhdessä koon ja B/M-luvun kanssa, joita markkinatuotto ei pysty poimimaan. Kolmifaktorimalli on saanutkin kritiikkiä siitä, että koon ja arvon lisäksi on muitakin faktoreita, jotka selittävät osakkeiden tuottojen poikkileikkausta, kuten momentum, kannattavuus ja investoinnit (ks. Asness, 1995; Titman ja muut, 2004; Fama & French, 2015, 2018).

## 2.6 Kolmifaktorimallin laajennukset

Carhartin (1997) nelifaktorimalli on laajennus Faman ja Frenchin (1993) kehittämälle kolmifaktorimallille. Siinä Carhart toi markkina-, koko- ja arvoriikin lisäksi osakkeiden tuottoja selittäväksi tekijäksi momentumin. Vahvan perustan momentum-ilmilölle esittelivät Jegadeesh ja Titman (1993). He osoittivat tutkimuksessaan, että ostamalla aiemmin hyvin menestyneitä ja myymällä huonosti tuottaneita osakkeita on mahdollista saavuttaa merkittäviä positiivisia ylituottoja keskipitkällä aikavälillä (3–12 kuukautta). Carhart (1997) sisällytti tämän Jegadeeshin ja Titmanin esittelemän momentumin osaksi faktorimalliaan, täydentäen näin Faman ja Frenchin alkuperäistä kehystä.

Fama ja French (2015) esittelivät viisifaktorimallin jatkona vuoden 1993 kolmifaktorimallilleen paikatakseen sen heikkouksia. Novy-Marx (2013) osoitti, että kannattavuus selittää osakkeiden tuottojen poikkileikkausta suunnilleen yhtä hyvin kuin B/M-luku. Aharoni ja muut (2013) puolestaan havaitsivat negatiivisen suhteen investointien ja keskituottojen välillä. Kolmifaktorimallia on kritisoitu siitä, että se jättää selittämättä suuren osan kannattavuuteen ja investointeihin liittyvästä tuottojen vaihtelusta (ks. Cohen ja muut, 2002; Titman ja muut, 2004). Tämän vuoksi Fama ja French (2015) lisäsivät malliinsa kannattavuus- ja investointifaktorit markkina-, koko- ja arvofaktorien lisäksi.

Fama ja French (2018) esittivät viiden faktorin mallilleen jatkon vuonna 2018. Heidän kuusifaktorimallissaan markkina-, koko-, arvo-, kannattavuus- ja investointifaktorien rinnalle tuotiin momentum-faktori. He olivat aiemmin epäröineet momentumin sisällyttämistä malliin vahvasta empiirisestä näytöstä huolimatta, mutta totesivat lopulta momentum-faktorin sisältämän mallin olevan selitysvoimaltaan parempi verrattuna viiden faktorin malliin (ks. Jegadeesh & Titman, 1993; Asness, 2014).

### 3 Osaketuottojen selittäminen

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan systemaattisia ylituottoja ei ole mahdollista saada. Empiirisissä tutkimuksissa on kuitenkin toistuvasti havaittu systemaattisia eroja osaketuotoissa, joita yksinkertainen CAPM-malli ei pysty selittämään. Näitä ilmiöitä kutsutaan rahoituskirjallisuudessa anomalioiksi (Fama & French, 1996). Anomaliaita on pyritty selittämään erilaisilla yrityskohtaisilla ominaisuuksilla, eli faktoreilla. Tässä tutkimuksessa faktoreita tarkastellaan yritystason muuttujien avulla, joita käsitellään tässä luvussa ensimmäisenä. Sen jälkeen tarkastellaan erilaisia näkemyksiä faktoreiden taustalla olevista selityksistä. Lopuksi käydään läpi tämän tutkimuksen lähestymistapaa.

#### 3.1 Keskeiset yritystason tekijät

Yrityksen koon on havaittu vaikuttavan osakkeiden tuottoihin. Banz (1981) tutki New Yorkin pörssin (NYSE) yrityksiä 40 vuoden ajalta ja havaitsi, että pienten yritysten riskikorjatut tuotot ovat keskimäärin suurempia kuin suurten yritysten tuotot. Tulokset viittaavat siihen, että sijoitusstrategia, jossa painotetaan pieniä yrityksiä suhteessa suuriin, voi tuottaa ylituottoa.

Samansuuntaisia tuloksia esitti myös Reinganum (1981), joka osoitti, että koon tai tulostuoton (E/P-luku) mukaan muodostetut portfoliot saavuttavat keskimääräisiä tuottoja, jotka poikkeavat CAPM-mallin ennusteista. Hänen tuloksensa viittaavat siihen, että tulostuoton vaikutus heikkenee, kun tuotot kontrolloidaan yrityksen koon suhteen, jolloin koko selittää merkittävän osan tulostuoton vaikutuksesta.

Fama ja French (1992, 1993) esittivät, että yrityksen koko on merkittävä selittävä tekijä yhdysvaltalaisen osakkeiden tuotoissa vuosien 1963–1990 aikana. Heidän tutkimuksensa nosti yrityksen koon vaikutuksen keskeiseen asemaan rahoituskirjallisuudessa. Vaikka koon vaikutuksen heikkenemisestä on viime

vuosikymmeninä käyty keskustelua, sen on edelleen havaittu olevan merkittävä, erityisesti silloin kun arvotekijä vakioidaan (Asness, 2018).

Empiirisissä tutkimuksissa B/M-luvun on havaittu selittävän osakkeiden tuottoja. Stattman (1980, viitattu teoksessa Fama & French, 1992) havaitsi, että korkean B/M-luvun osakkeet tuottivat Yhdysvaltain osakemarkkinoilla enemmän kuin CAPM-mallin beta ennusti. Myös Rosenberg ja muut (1985) tunnistivat saman ilmiön ja havaitsivat, että strategia, jossa ostetaan korkean B/M-luvun osakkeita ja myydään matalan B/M-luvun osakkeita, voi tuottaa ylituottoa.

Fama ja French (1992) esittivät tutkimuksessaan vahvan yhteyden korkean B/M-luvun ja keskimääräisten osaketuottojen välillä. He havaitsivat, että B/M-luvulla on johdonmukaisesti suurempi rooli keskimääräisten osaketuottojen selittämisessä. Näiden tekijöiden vaikutuksille on esitetty useita selityksiä, joita tarkastellaan seuraavissa alaluvuissa.

### **3.2 Riskiperusteinen tulkinta**

Kuten jo edellisessä luvussa käytiin läpi, tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan kaikki saatavilla oleva tieto on jo hinnoiteltu osakkeisiin eikä hintojen kehitystä voida systemaattisesti ennustaa. Edelleen CAPM-mallin mukaan yrityskohtaisen riskin voi poistaa hajauttamalla ja ainoastaan systemaattisesta riskistä, jota mitataan betalla, tulee saada korvaus. Empiiriset havainnot kuitenkin osoittavat, että betan lisäksi on tunnistettu muitakin tekijöitä, kuten koko ja arvo, jotka selittävät osakkeiden keskimääräisiä tuottoja. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaisessa tulkinnassa nämä tekijät eivät ole anomalioita, vaan ne voidaan nähdä CAPM-mallia laajentavina riskitekijöiden sijaismuuttujina (Fama & French, 1993).

Mahdollisia syitä pienten yritysten suuremmalle tuotolle on esitetty useita. Amihudin (2002) mukaan sijoittajat vaativat suuremman tuotto-odotuksen huonon likviditeetin

osakkeista. Koska pienten yritysten likviditeetti on yleisesti ottaen heikompi kuin isoilla yrityksillä, on likviditeettiefekti mahdollisesti niiden ylituoton taustalla. Chanin ja Chenin (1991) mukaan pienten yritysten joukossa on paljon taloudellisesti epävakaita yrityksiä, minkä takia ne ovat rakenteellisesti riskialttiimpia. Heidän mukaansa kyse ei ole pelkästä koosta, vaan koko toimii vain sijaismuuttujana näille taloudellisille riskitekijöille.

Myös arvoilmiölle on esitetty erilaisia selityksiä. Fama ja French (1995) esittävät, että korkean B/M-luvun omaaville yrityksille on tyypillistä taloudellinen ahdinko. Campbellin ja Vuolteenahon (2004) mukaan arvo-osakkeet ovat haavoittuvampia yleistaloudellisille, pysyville negatiivisille shokeille. Sijoittajat vaativat tällaisilta yrityksiltä korkeampaa tuotto-odotusta vastineena ylimääräisestä riskistä. Kirjallisuudessa ei kuitenkaan ole yksimielisyyttä osakkeiden tuottoihin vaikuttaviin selitysmekanismiin. Vaihtoehdoisen näkökulman mukaan riskiperusteinen selitys ei ole riittävä. Tätä tarkastellaan seuraavassa alaluvussa.

### **3.3 Behavioraalinen tulkinta ja markkinoiden tehokkuus**

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi olettaa, että sijoittajat tekevät rationaalisia päätöksiä ja hinnat heijastelevat kaikkea saatavilla olevaa tietoa (Fama, 1970). Todellisuudessa ihmiset eivät kuitenkaan aina tee päätöksiä rationaalisesti ja markkinoiden voi olla vaikea korjata vähemmän rationaalisten sijoittajien tekemiä virheitä (Barberis & Thaler, 2003). Behavioraalisen taloustieteen näkemyksen mukaan erinäisistä taloudellista tekijöistä havaitut ylituotot eivät johdu niiden systemaattisesta riskistä vaan sijoittajien epäoptimaalisesta käyttäytymisestä (Lakonishok ja muut, 1994).

Sijoittajien irrationaalisen käytöksen takana on erilaisia vinoumia, kuten liiallinen itseluottamus, toiveajattelu, edustavuus ja konservatismi, jotka vaikuttavat päätöksentekoon (Barberis & Thaler, 2003). Lisäksi useat tekijät rajoittavat arbitraasin mahdollisuutta, minkä takia rationaaliset sijoittajat eivät voi välttämättä hyödyntää

vähemmän rationaalisten sijoittajien aiheuttamaa väärinhinnoittelua (ks. esim. De Long ja muut, 1990; Schleifer & Vishny, 1997).

Behavioraaliossa rahoituskirjallisuudessa on esitetty erilaisia syitä koon ja arvoilmiön esiintymiselle. De Bondtin ja Thalerin (1985) mukaan sijoittajat ylireagoivat odottamattomiin uutisiin, mikä johtaa liian optimistisiin odotuksiin tulevista tuotoista suhteessa niiden fundamentaaliseen tasoon. Tämä johtaa korkeaan P/E-lukuun ja heikkoon tuottoon tulevaisuudessa, kun sijoittajat huomaavat virheensä. Lakonishok ja muut (1994) esittävät, että sijoittajat tekevät systemaattisia odotusvirheitä, minkä takia kasvuosakkeiden odotukset ovat liian optimistisia ja arvo-osakkeiden odotukset liian pessimistisiä suhteessa fundamentaaliseen arvoon. Tämän seurauksena kasvuosakkeiden tulevat tuotot ovat keskimäärin heikompia arvo-osakkeisiin verrattuna. Barberin ja Odeanin (2008) mukaan yksityissijoittajat ostavat tyypillisesti huomiota herättäviä osakkeita. Suuret yritykset ovat tunnetumpia ja ovat enemmän otsikoissa, jolloin pienemmät yritykset jäävät vähemmälle huomiolle ja ne ovat aliarvostettuja, mikä johtaa niiden suurempaan tuotto-odotukseen.

### **3.4 Tutkimuksen lähestymistapa**

Koon ja arvon mittaamiseen on kirjallisuudessa käytetty useita vaihtoehtoisia tunnuslukuja. Tässä tutkimuksessa käytetyt muuttujat ovat linjassa aiemman kirjallisuuden kanssa, vaikka ne eivät ole identtisiä yleisimmin käytettyjen mittareiden kanssa. Kirjallisuudessa yleisimmin käytetty koon mittari on markkina-arvo, jota käytetään myös yritysten luokitteluun portfolioihin (esim. Banz, 1981; Fama & French, 1993). Regressioanalyseissä on tyypillistä käyttää myös markkina-arvon logaritmia. Arvotekijän osalta yleisiä tunnuslukuja ovat B/M-, P/B-, P/E- ja E/P-luvut (esim. Stattman, 1980; Reinganum, 1981). Tässä tutkimuksessa koon mittarina käytetään markkina-arvoon perustuvaa suhteellista kokoa ja arvon mittarina P/B-lukua. Näiden muuttujien tarkemmasta muodostamisesta lisää seuraavassa pääluvussa.

Rahoituskirjallisuudessa on tänä päivänä tunnistettu satoja erilaisia osaketuottoihin vaikuttavia faktoreita ja niiden luotettavuudesta on vaihtelevaa näyttöä (Harvey ja muut, 2016). Tässä tutkimuksessa keskitytään kuitenkin kahteen kirjallisuudessa keskeiseen ja laajasti dokumentoituun tekijään, kokoon ja arvoon (esim. Stattman, 1980; Reinganum, 1981; Fama & French, 1993). Koska faktoreita on paljon eikä selkeää konsensusta faktoreiden valinnasta ole olemassa, päädyttiin tutkimaan Faman ja Frenchin kolmifaktorimallin inspiroimana koon ja arvon vaikutusta osaketuottoihin.

Perinteinen tapa tutkia erilaisten faktorien vaikutusta on jakaa yritykset portfolioihin tutkittavien faktoreiden mukaan (esim. Fama & French, 1993). Tässä tutkimuksessa käytetään kuitenkin yritystason lähestymistapaa portfolioiden sijaan, mikä mahdollistaa suuremman havaintomäärän hyödyntämisen. Tämän lisäksi Helsingin pörssin pieni koko asettaa rajoitteita portfolioiden muodostamiselle. Yritystason lähestymistavassa on kuitenkin rajoitteensa. Yksittäisten osakkeiden tuotot sisältävät huomattavan määrän yrityskohtaista vaihtelua, mikä lisää kohinaa verrattuna portfolioihin perustuvaan analyysiin. Yritystason analyysissä tämä kohina voi ilmetä suurempina keskivirheinä ja heikompana tilastollisena merkitsevyytenä, mikä tulee huomioida tulosten tulkinnassa.

Faktorit eivät ole universaaleja vaan niiden toimivuudessa on havaittu alueellista vaihtelua. Useat tutkimukset osoittavat, että paikalliset faktorit toimivat paremmin kuin globaalit faktorit, mikä korostaa paikallisten markkinoiden tarkastelun merkitystä (Griffin, 2002; Fama & French, 2012; Cakici ja muut, 2013). Suomen markkina on pieni reunamarkkina, jossa on melko matala likviditeetti ja verrattain suuri volatilitteetti (Davydov ja muut, 2016). Lisäksi markkinaturbulenssin aikana institutionaaliset sijoittajat vetäytyvät ensimmäisenä reunamarkkinoilta (Leivo & Pätäri, 2011). Nämä syyt voivat johtaa ajoittaisiin hinnoitteluvirheisiin ja siihen, miten hyvin tietyt faktorit ovat havaittavissa Suomen markkinassa.

Alueellisen vaihtelun lisäksi faktoreiden merkitsevyydessä on ajallista vaihtelua. Faktorit eivät ole välttämättä vakioita ajassa vaan niiden voimakkuus saattaa vaihdella (Moriya &

Noda, 2024). Kokofaktori on historian aikana ollut vaihteleva ja sen toimiminen riippuu myös markkinatilasta ja laadusta (esim. Banz, 1981; Asness ja muut, 2018). Arvofaktori on myös syklinen ja on ollut heikko erityisesti 2010-luvulla (Israel ja muut, 2021). Tämä tekee tarkasteltavasta ajanjaksosta keskeisen tulosten tulkinnan kannalta.

Rahoituskirjallisuudessa ei ole löydetty yksimielisyyttä faktoreiden taustalla olevista syistä. Yksimielisyyttä ei ole myöskään faktoreiden valinnan suhteen ja eri faktorien esiintyvyydestä on esitetty kritiikkiä (Harvey & Liu, 2016). Näin ollen faktorianalyysi tarjoaa hyödyllisen viitekehysten osaketuottojen tarkasteluun, mutta tulosten tulkinnassa on syytä huomioida sekä metodologiset että teoreettiset rajoitteet.

## 4 Aineisto ja metodologia

Tässä luvussa kerrotaan mitä aineistoon kuuluu, mistä se on kerätty ja minkälaisia muutoksia on pitänyt tehdä ennen tunnuslukujen laskemista. Lisäksi kerrotaan, miten otos on muodostettu aineistosta ja minkälaisia rajoituksia siihen on tehty. Sen jälkeen esitellään muuttujien määrittely sekä minkälaista empiiristä mallia on käytetty eli käydään läpi regressiomalleja tarkemmin.

### 4.1 Aineiston lähteet ja keruu

Aineisto kerättiin LSEG-tietokannasta, josta ladattiin yritysten vuoden lopun sekä vuosineljännesten loppujen markkinahinnat, kirjanpitoarvot, markkina-arvot sekä kokonaistuottoindeksit.

Vaikka aineisto kerättiin vuosilta 2014–2024, tutkimuksen tarkasteluväli rajoittuu vuosiin 2015–2024. Vuoden 2014 tietoja käytettiin laskettaessa vuoden 2015 arvoja, koska mallissa käytetyt selittävät muuttujat P/B-luku ja yrityskoko viivästettiin yhdellä havaintoajankohdalla ( $t-1$ ).

Kolmen yrityksen osalta jouduttiin tekemään valuuttamuunnoksia kirjanpitoarvon sekä markkina-arvon osalta. Näiden kolmen yrityksen (Nordea, SSAB ja Telia) edellä mainitut muuttujat oli raportoitu euron sijaan Ruotsin kruunuissa. Valuuttamuunnokset tehtiin jakamalla Ruotsin kruunuissa oleva haluttu muuttuja kyseisen vuosineljänneksen keskiarvon EUR/SEK valuuttakurssilla. Muunnokset tehtiin ennen tunnuslukujen muodostamista, jotta kaikki muuttujat olivat keskenään vertailukelpoisia. Valuuttakurssit haettiin Suomen Pankin kotisivuilta (Suomen Pankki, 2026a).

## 4.2 Otos ja aineiston rajaukset

Otokseen päätettiin valita mukaan kaikki Helsingin pörssin large- ja midcap-indekseissä olevat yritykset. Näitä pienemmät yritykset jätettiin pois niiden yleisesti heikomman likviditeetin vuoksi. Vähäinen kaupankäyntimäärä pienimmillä osakkeilla voi tuottaa harhaisia beta-kertoimia ja johtaa systemaattisen riskin aliarviointiin (Scholes & Williams, 1977; Dimson, 1979).

Yritykset otettiin mukaan otokseen vain niiltä vuosilta, jolloin ne ovat olleet listattuina ja jolloin niiltä on löytynyt vaadittavat tiedot. LSEG-tietokannasta ladattiin jokaiselle vuodelle erikseen large- ja midcap-indekseihin kuuluvien yritysten listat, joita käytettiin kunkin vuoden indeksikoostumusta kuvaavana otosrajauksena siten, että aineistoon sisällytettiin ainoastaan kyseisen vuoden indeksilistalla esiintyvät yritykset, joilta oli saatavilla tarvittavat muuttujat. Koska indeksilistat ladattiin erikseen jokaiselle vuodelle, otos heijastaa indeksien ajassa muuttuvaa yritysjoukkoa eikä perustu staattiseen yrityslistaan.

Jos yritys poistui pörssistä kesken vuoden, se sisällytettiin otokseen vain edellisen täyden vuoden osalta ennen pörssistä poistumista. Näin ollen pörssistä poistumisvuoden havaintoja ei ole otettu mukaan analyysiin. Ratkaisu vähensi osittaisen vuoden tuottojen aiheuttamaa mittausvirhettä. Listautuneet yritykset otettiin mukaan analyysiin siinä vaiheessa, kun niiltä oli saatavissa vähintään yksi aiempi havaintovuosi  $t-1$  muuttujien muodostamiseksi.

Yritykset, joilta ei ollut saatavilla lainkaan dataa aiemmilta vuosilta rajattiin pois. Aineistossa oli yksi yritys, Kalmar, joka jouduttiin poistamaan aineistosta tästä syystä. Myös yritykset, joilla ei ollut saatavilla lainkaan markkina-arvoa eikä tasepohjaisia arvomittareita (P/B) koko tarkastelujaksolla, rajattiin pois. Tallink jouduttiin rajaamaan pois tästä syystä. Lisäksi Lassila & Tikanoja jouduttiin rajaamaan pois, koska siltä ei ollut saatavilla kokonaistuottoindeksiä, eikä sille näin ollen voinut laskea vuosituottoja. Tämä lähestymistapa muodosti otoksen epätasapainoisen paneelin.

Jos yrityksellä oli useampia listattuja osakesarjoja, käytettiin tässä tutkimuksessa sitä osakesarjaa, jonka keskimääräinen vaihto euroissa mitattuna oli suurinta.

Lopulliseen otokseen sisältyi 102 yritystä, joiden määrä vaihteli vuosittain 63:n ja 80:n välillä indeksikoostumuksen mukaan. Koko paneeliaineiston yritys-vuosi-havaintojen määräksi tuli 742, jota alla oleva taulukko 1 havainnollistaa.

**Taulukko 1.** Yritysten määrä vuosittain.

<b>Vuosi</b>	<b>N</b>	<b>Prosentti</b>
2015	63	8.5
2016	68	9.2
2017	74	10.0
2018	76	10.2
2019	73	9.8
2020	75	10.1
2021	76	10.2
2022	80	10.8
2023	79	10.7
2024	78	10.5
<b>Yhteensä</b>	<b>742</b>	<b>100.0</b>

### 4.3 Muuttujien määrittely ja faktorien muodostaminen

Tässä tutkimuksessa tarkastellaan yritystason muuttujia, jotka kirjallisuudessa liitetään keskeisiin faktoreihin. Regressioissa selitettävänä muuttujana toimii yrityksen vuosituotto ja selittävinä muuttujina beta, P/B-luku sekä yrityksen suhteellinen koko. Lisäksi markkinaportfolion vuosituottoa käytetään vertailupohjana analysoitaessa eri yritysryhmien keskimääräisiä vuosituottoja tarkastelujaksolla.

Vuosituotto laskettiin kokonaistuottoindeksin perusteella, joka huomioi sekä yrityksen maksamat osingot että osakekurssin muutokset. Tuotto määriteltiin vuoden lopun kokonaistuottoindeksin suhteellisena muutoksena seuraavalla tavalla:

$$R_t = \frac{TRI_t}{TRI_{t-1}} - 1, \quad (4)$$

missä  $R_t$  on yrityksen vuoden  $t$  vuosituotto,  $TRI_t$  (total return index) on yrityksen kokonaistuottoindeksin arvo vuonna  $t$  ja  $TRI_{t-1}$  on yrityksen kokonaistuottoindeksin arvo vuonna  $t-1$ .

Markkinaportfolio muodostettiin kaikista otokseen kuuluvista Helsingin pörssin large- ja midcap -yrityksistä, joilta oli saatavilla tarvittavat tiedot. Portfolio muodostettiin markkina-arvopainotettuna siten, että painoina käytettiin edellisen kvartaalin markkina-arvoja. Yksittäisen yrityksen paino markkinaportfoliossa määriteltiin jakamalla yrityksen edellisen kvartaalin markkina-arvo koko markkinan vastaavalla arvolla. Matemaattisesti paino voidaan esittää seuraavasti:

$$w_{i,t} = \frac{MC_{i,t-1}}{\sum_j MC_{j,t-1}}, \quad (5)$$

missä,  $w_{i,t}$  on yrityksen  $i$  paino markkinaportfoliossa,  $MC_{i,t-1}$  on yrityksen markkina-arvo ajassa  $t-1$  ja  $MC_{j,t-1}$  on kaikkien yritysten yhteenlaskettu markkina-arvo ajassa  $t-1$ . Painot määritellään suhteellisina osuuksina kokonaismarkkina-arvosta, jolloin niiden summa on yksi ja ne muodostavat markkinaportfolion. Markkinaportfolion tuotto määritellään yritysten tuottojen painotettuna keskiarvona seuraavasti:

$$R_t^M = \sum_i w_{i,t} R_{i,t}, \quad (6)$$

missä  $R_t^M$  on markkinaportfolion tuotto ajassa  $t$ ,  $w_{i,t}$  on yrityksen  $i$  paino ajassa  $t$  ja  $R_{i,t}$  on yrityksen  $i$  tuotto ajassa  $t$ .

Beta-kertoimet estimoitiin yrityskohtaisesti neljännesvuosihavainnoista vuosilta 2015–2024. Analyysiin otettiin mukaan vain ne yritykset, joilla oli vähintään 30 neljännesvuosihavaintoa, jotta estimaatit olisivat tilastollisesti luotettavampia. Liian

vähäinen havaintomäärä tekee betaestimaateista epävakaita. Betojen estimoinnissa analyysiin sisältyi 55 yritystä, ja havaintojen määrä yritystä kohden vaihteli 31–40 havainnon välillä. Beta estimoitiin pienimmän neliösumman (OLS) menetelmällä, jossa yrityksen tuottoa selitettiin markkinatuotolla, käyttäen kaavaa,

$$R_{i,q} = \alpha_i + \beta_i R_q^M + \varepsilon_{i,q}, \quad (7)$$

missä  $R_{i,q}$  on yrityksen  $i$  tuotto kvartaalilla  $q$ ,  $R_q^M$  on markkinatuotto kvartaalilla  $q$ ,  $\alpha_i$  on vakio, joka kuvaa markkinatuotosta riippumatonta keskimääräistä tuottoa,  $\beta_i$  on systemaattinen riskikerroin ja  $\varepsilon_{i,q}$  on virhetermi. Kun yrityksille oli estimoitu beta-kerroin koko periodilta, käytettiin tätä betaa kaikille vuosille kyseisessä yrityksessä. Beta-kerroin pysyi siis koko ajan vakiona, mikä tarkoittaa, että tutkimuksessa oletettiin yrityskohtaisten beta-kertoimien pysyvän samana koko tarkastelujakson ajan. Beta-kertoimen lisäksi regressiosta saatiin alfaestimaatti, mikä kuvaa markkinatuotosta riippumatonta tuottoa. Niiden yritysten betat, alfat, p-arvot, havaintojen määrät ja selitysasteet, joiden betoja käytettiin tutkimuksessa, löytyvät kokonaisuudessaan tutkimuksen lopussa liitteestä 1.

P/B-luku eli osakkeen hinnan ja osakkeen kirjanpitoarvon välinen suhdeluku laskettiin jakamalla osakkeen vuoden lopun hinta sen vuoden lopun osakkeen kirjanpitoarvolla. Yhtälö on määritelty alla:

$$PB_{i,t} = \frac{P_{i,t-1}}{BPS_{i,t-1}}, \quad (8)$$

missä  $PB_{i,t}$  on yrityksen  $i$  P/B-luku vuonna  $t$ ,  $P_{i,t-1}$  on yrityksen  $i$  osakkeen hinta vuonna  $t-1$  ja  $BPS_{i,t-1}$  on yrityksen  $i$  osakkeen kirjanpitoarvo vuonna  $t-1$ . Yksi negatiivinen P/B-luku (Finnair vuonna 2023) jätettiin analyysin ulkopuolelle, koska niillä ei ole mielekäästä taloudellista tulkintaa arvotekijänä. Lisäksi äärimmäisten P/B-lukujen vaikutusta tuloksiin hillittiin winsoroimalla muuttuja yläpäästä 99. prosenttipisteeseen, joka vastasi arvoa 18,81. Winsorointi koski yhteensä seitsemää havaintoa.

Yrityksen kokoa mittaava muuttuja laskettiin käyttäen edellisen vuoden lopun markkina-arvoa. Tämä markkina-arvo jaettiin otoksen kaikkien yritysten edellisen vuoden lopun markkina-arvojen keskiarvolla seuraavalla tavalla:

$$Size_{i,t} = \frac{MC_{i,t-1}}{\overline{MC}_{t-1}}, \quad (9)$$

missä  $Size_{i,t}$  on yrityksen  $i$  vuoden  $t$  suhteellinen koko,  $MC_{i,t-1}$  on yrityksen  $i$  vuoden  $t-1$  markkina-arvo ja  $\overline{MC}_{t-1}$  on markkina-arvojen vuoden  $t-1$  keskiarvo. Tällä tavalla saatiin suhteellinen koko, jossa arvon ollessa yli yhden yritys on keskimääräistä suurempi ja arvon ollessa alle yhden yritys on keskimääräistä pienempi. Jos edellisen vuoden lopun arvo puuttui, käytettiin viimeisintä saatavilla olevaa markkina-arvoa edelliseltä vuodelta. Jos koko vuosi  $t-1$  puuttui niin yritys ei ollut mukana vuoden  $t$  regressioissa.

Markkinaportfolion vuosituotto muodostettiin neljännesvuosiaineiston markkinatuotoista geometrisesti yhdistelemällä. Se vastaa tapaa, jolla yritysten vuosituotot laskettiin kokonaistuottoindeksin perusteella. Se laskettiin matemaattisesti seuraavalla tavalla,

$$R_{m,t}^{year} = \prod_{q=1}^4 (1 + R_{m,q}) - 1, \quad (10)$$

missä  $R_{m,t}^{year}$  on vuoden kokonaismarkkinatuotto ja  $R_{m,q}$  on markkinaportfolion kvartaalituotto kvartaalilla  $q$ . Näin muodostettu markkinaportfolion vuosituotto kuvaa paremmin sijoittajan todellista vuosituottoa kuin kvartaalituottojen aritmeettinen keskiarvo.

#### 4.4 Empiirinen malli ja estimointimenetelmä

Tässä tutkimuksessa käytettiin paneeliaineistoon perustuvaa pooled OLS-regressiota osaketuottojen selittämiseen. Ensin testattiin yksinkertaista CAPM-tyyppistä markkinamallia, jossa selittävänä muuttujana on beta. Seuraavaksi tutkittiin kahta mallia, joissa selittävinä muuttujina olivat beta ja P/B-luku sekä beta ja koko. Tämän jälkeen testattiin mallia, jossa kaikki kolme muuttujaa ovat mukana. Lopuksi tutkittiin, poikkeako osaketuottojen ja niitä selittävien tekijöiden välinen suhde aikajaksojen 2015–2019 ja 2020–2024 välillä mallilla, joka sisälsi kaikki muuttujat.

Ensimmäisessä regressiossa käytettiin CAPM-tyyppistä regressiota, jossa vuosituottoja selitettiin ainoastaan yrityskohtaisella systemaattisella riskillä, betalla:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 Beta_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (11)$$

missä  $R_{i,t}$  on yrityksen  $i$  vuosituotto vuonna  $t$ ,  $Beta_i$  on yrityskohtainen beta,  $\alpha$  on vakio ja  $\varepsilon_{i,t}$  on virhetermi.

Toisessa regressiossa betan lisäksi selittäväksi muuttujaksi tuotiin P/B-luku, joka estimoitiin seuraavasti,

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 Beta_i + \beta_2 PB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (12)$$

missä  $R_{i,t}$  on yrityksen  $i$  vuosituotto vuonna  $t$ ,  $Beta_i$  on yrityskohtainen beta,  $PB_{i,t}$  on P/B-luku,  $\alpha$  on vakio ja  $\varepsilon_{i,t}$  on virhetermi.

Kolmannessa regressiossa koko toimi selittävänä muuttujana yhdessä betan kanssa,

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 Beta_i + \beta_2 Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (13)$$

missä  $R_{i,t}$  on yrityksen  $i$  vuosituotto vuonna  $t$ ,  $Beta_i$  on yrityskohtainen beta,  $Size_{i,t}$  on suhteellinen koko,  $\alpha$  on vakio ja  $\varepsilon_{i,t}$  on virhetermi.

Kaikki muuttujat sisältävässä mallissa vuosituotto oli selitettävä muuttuja ja selittäviksi muuttujiksi tuotiin mukaan betan lisäksi yrityksen koko ja P/B-luku. Regressio estimoitiin seuraavalla tavalla:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 Beta_i + \beta_2 PB_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (14)$$

missä  $i$  on yritys,  $t$  on vuosi,  $R_{i,t}$  on vuosituotto,  $Size_{i,t}$  on suhteellinen koko,  $PB_{i,t}$  on P/B-luku,  $Beta_i$  on yrityskohtainen beta,  $\alpha$  on vakio ja  $\varepsilon_{i,t}$  on virhetermi.

Tavallisen pienimmän neliösumman menetelmän (OLS) oletuksena on homoskedastisuus, eli virhetermien varianssin tulee olla vakio kaikilla havainnoilla. Tässä tutkimuksessa käytettiin Huber-Whiten robusteja keskivirheitä, mikä mahdollistaa luotettavamman tilastollisen päättelyn myös heteroskedastisuuden vallitessa.

Tässä tutkimuksessa ei tutkittu osakemarkkinoiden ylituottoja suhteessa riskittömään korkoon, joten riskitön korko jätettiin analyysistä pois. Tutkimus keskittyi osaketuottoihin ja niitä selittäviin tekijöihin eikä niinkään osakemarkkinoiden ylituottoihin. Tämän lisäksi korkotaso oli käytännössä nollan tuntumassa vuoden 2022 puoliväliin asti (Suomen Pankki, 2026b). Tämä ei vaikuta kertoimien tulkintaan suhteellisten yhteyksien osalta, mutta muuttaa mallin tulkintaa verrattuna perinteiseen CAPM-malliin.

## 5 Tulokset

Tässä luvussa esitetään empiirisen tutkimuksen tulokset. Ensin tarkastellaan kuvailevia tilastoja yleisemmin sekä hieman tarkemmin muuttujakohtaisesti. Sen jälkeen muuttujien välisiä yhteyksiä tutkitaan erilaisten kuvioiden avulla. Tämän jälkeen esitetään regressioanalyysien tulokset eri malleilla ja aikajaksoilla. Lopuksi analysoidaan vielä tarkemmin saatuja tuloksia ja verrataan niitä kirjallisuudessa esitettyihin tuloksiin. Lopussa pohditaan myös mahdollisia syitä tulosten taustalla ja tutkimuksen rajoituksia ja luotettavuutta.

### 5.1 Kuvailevat tilastot

Taulukko 2 esittää muuttujien kuvailevat tilastot. Vuosituottojen keskiarvo on 9.6 prosenttia, mutta mediaani on vain 5.4 prosenttia. Pienin vuosituotto on -78.7 prosenttia ja suurin 225.7 prosenttia, mikä kertoo suuresta vaihtelusta tuottojen välillä. Vuosituottojen keskihajonta on 37.4 prosenttia, mikä tukee tätä havaintoa. Äärimmäiset havainnot nostavat keskiarvoa, joten jakauma on oikealle vino. Myös koossa jakauma on oikealle vino, sillä keskiarvo on mediaania suurempi. Koon keskiarvo on 1.023 ja mediaani 0.210, mikä tarkoittaa, että aineistossa on muutamia suuria yrityksiä, jotka nostavat keskiarvoa. Myös P/B-luvun keskiarvo on mediaania selkeästi suurempi.

**Taulukko 2.** Muuttujien kuvailevat tilastot.

	Määrä	Keskiarvo	Mediaani	Keskihajonta	Min	Max
P/B-luku	726	2.923	1.964	2.968	0.153	18.811
Vuosituotto	727	0.096	0.054	0.374	-0.787	2.257
Koko	724	1.023	0.210	1.998	0.004	13.147
Beta	536	1.042	0.998	0.437	0.032	2.064
<i>N</i>	732					

Taulukossa 3 esitetään betaestimaattien kuvailevat tilastot. Taulukosta voidaan huomata, että betaestimaattien keskiarvo on lähellä yhtä ja mediaani saa arvon 1.00, mikä viittaa siihen, että yritysten keskimääräinen systemaattinen riski on vastaa markkinaportfolion tasoa. Pienin betan arvo on 0.03 ja suurin 2.06, mikä kertoo merkittävistä eroista yritysten välillä. Betaestimaattien p-arvot ovat keskimäärin matalia, mikä viittaa siihen, että suuri osa betaestimaateista on tilastollisesti merkitseviä.

Alfan keskiarvo on lähellä nollaa, mikä viittaa siihen, ettei yrityksillä havaita keskimäärin merkittäviä markkinatuotosta riippumattomia ylituottoja. Alfaestimaattien p-arvot ovat selvästi betaestimaatteja korkeampia, mikä tarkoittaa, että suurin osa alfaestimaateista ei ollut tilastollisesti merkitseviä. Alfaestimaattien keskimääräisesti korkeat p-arvot viittaavat siihen, että yritysten tuotot selittyvät pääosin markkina-aktiivisuudella ja yrityskohtaisella vaihtelulla. Suomalaisista osakkeista ei näyttäisi löytyvän laajasti tilastollisesti merkitsevää markkinasta riippumatonta ylituottoa.

Keskimääräinen R<sup>2</sup>-arvo on 0.33, mikä tarkoittaa, että systemaattinen markkinariski selittää keskimäärin noin 33 prosenttia osakkeiden tuottojen vaihtelusta. Loput vaihtelusta selittyvät yrityskohtaisilla tekijöillä ja muilla markkinariskistä riippumattomilla tekijöillä. Havaintojen määrä on keskimäärin hyvin lähellä maksimiarvoa.

**Taulukko 3.** Betaestimaattien yhteenveto.

	Keskiarvo	Mediaani	Keskihajonta	Min	Max	N
Beta	1.04	1.00	0.44	0.03	2.06	55
Alfa	0.01	0.01	0.02	-0.04	0.04	53
Beta p	0.03	0	0.13	0	0.69	53
Alfa p	0.49	0.56	0.26	0.01	0.96	53
R2	0.33	0.34	0.16	0.00	0.57	53
Havaintoja	38.93	40	2.54	31	40	55

Kun yritykset jaetaan mediaanin mukaan korkean betan ja matalan betan yrityksiin, voidaan taulukosta 4 havaita, että korkean betan yritysten vuosituoton keskiarvo on 10.5 prosenttia ja matalan betan yritysten vuosituoton keskiarvo on 9.1 prosenttia. Mediaani vuosituotto korkean betan yrityksillä on 7.5 prosenttia ja matalan betan yrityksillä 5.0 prosenttia. Tilastoista voidaan myös huomata, että korkean betan yrityksillä on keskimäärin matalampi P/B-luku kuin matalan betan yrityksillä.

**Taulukko 4.** Kuvailevat tilastot betan mukaan.

<b>Korkea beta</b>	N	Keskiarvo	Mediaani
Vuosituotto	261	0.105	0.075
Beta	263	1.374	1.209
Koko	261	1.269	0.466
P/B-luku	260	2.502	1.741
<b>Matala beta</b>			
Vuosituotto	271	0.091	0.050
Beta	273	0.722	0.825
Koko	269	1.369	0.186
P/B-luku	271	2.821	1.954

Taulukko 5 havainnollistaa P/B-luvun kuvailevia tilastoja, kun yritykset ovat jaettu mediaanin mukaan korkean P/B-luvun yrityksiin ja matalan P/B-luvun yrityksiin. Korkean P/B-luvun yritysten keskimääräinen vuosituotto on 9.0 prosenttia, kun taas matalan P/B-luvun yritysten keskimääräinen vuosituotto on 10.4 prosenttia. Mediaanituotto korkean P/B-luvun yrityksille on 5.0 prosenttia ja matalan P/B-luvun yrityksille 7.1 prosenttia.

**Taulukko 5.** Kuvailevat tilastot arvon mukaan.

<b>Korkea</b>	N	Keskiarvo	Mediaani
Vuosituotto	363	0.09	0.050
Beta	251	1.043	0.989
Koko	361	0.919	0.209
P/B-luku	363	4.634	3.471
<b>Matala</b>			
Vuosituotto	363	0.104	0.071
Beta	280	1.04	1.059
Koko	361	1.131	0.215
P/B-luku	363	1.212	1.228

Kun yritykset jaetaan koon perusteella pieniin, joilla suhteellinen koko on yksi tai sen alle ja suuriin, joilla suhteellinen koko on yli yhden niin havaitaan, että pieniä yrityksiä on lähes neljä kertaa enemmän kuin suuria yrityksiä (taulukko 6). Vuosituoton keskiarvo on pienillä yrityksillä 10.2 prosenttia ja suurilla yrityksillä 7.0 prosenttia. Vuosituoton mediaanissa ero on pienempi, mistä voidaan päätellä, että äärimmäiset havainnot nostavat keskiarvoa. Betan ja P/B-luvun kohdalla pienten ja suurten yritysten välillä ei ole juuri havaittavissa merkittäviä eroja.

**Taulukko 6.** Kuvailevat tilastot koon mukaan.

<b>Pieni (&lt;=1)</b>	N	Keskiarvo	Mediaani
Vuosituotto	569	0.102	0.058
Beta	383	1.068	0.998
Koko	570	0.24	0.147
P/B-luku	568	2.867	1.949
<b>Suuri (&gt;1)</b>			
Vuosituotto	154	0.07	0.047
Beta	147	0.976	1.078
Koko	154	3.918	2.822
P/B-luku	154	3.041	1.977

Lisäksi taulukossa 7 esitetään muuttujien väliset korrelaatiot. Kaikkien muuttujien välillä on erittäin heikko korrelaatio, mikä viittaa siihen, ettei multikollineaarisuus ole merkittävä ongelma. Betan ja koon välillä on negatiivinen korrelaatio, kun taas betan ja P/B-luvun sekä koon ja P/B-luvun välillä korrelaatio on positiivinen.

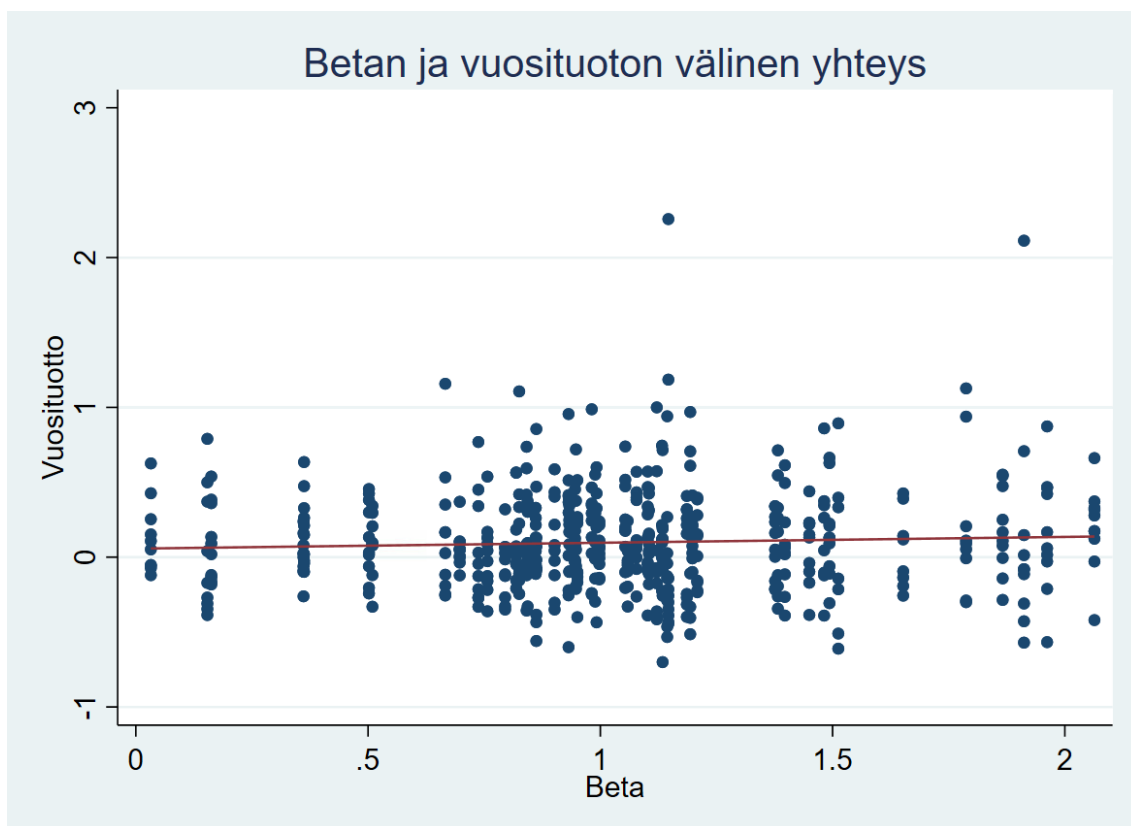
**Taulukko 7.** Selittävien muuttujien väliset korrelaatiot.

	Beta	Koko	P/B-luku
Beta	1		
Koko	-0.044	1	
P/B-luku	0.039	0.023	1

## 5.2 Muuttujien väliset yhteydet

Kuvion 5 perusteella betan ja vuosituoton välinen positiivinen yhteys näyttää heikolta. Regressiosuoran kulmakerroin on matala, mikä viittaa siihen, että korkean betan yritykset eivät keskimäärin tuottaneet merkittävästi matalan betan yrityksiä enempää. Tämän perusteella beta ei näyttäisi selittävän osakkeiden toteutuneita vuosituottoja kovin hyvin tarkastelujaksolla, mikä näkyy myös regressiotuloksissa.

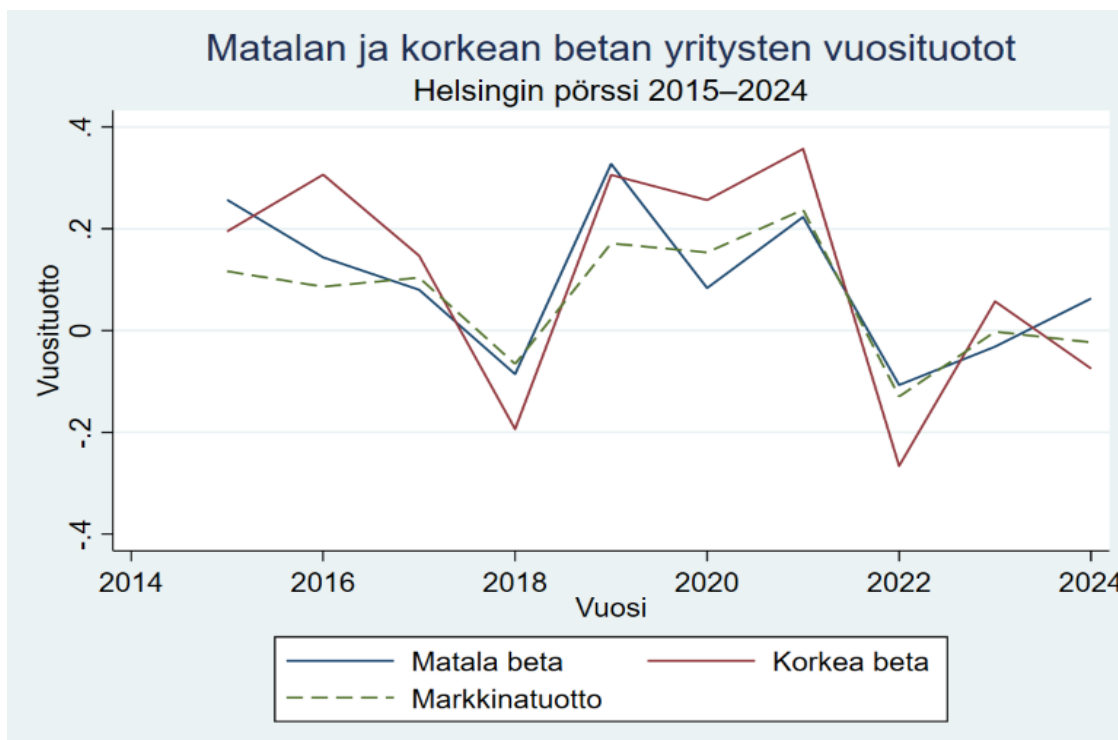
Tulos on ristiriidassa CAPM-mallin teorian kanssa, jonka mukaan korkeamman betan osakkeilla on korkeampi systemaattinen riski ja korkeampi odotettu tuotto. Lisäksi havaintopisteiden laaja hajonta regressiosuoran ympärillä osoittaa siihen, että myös muut tekijät vaikuttavat markkinariskin ohella osakkeiden tuottoihin. Tämä tukee osaltaan ajatusta, että poikkeuksellisen korkeat tuotot eivät rajoitu vain korkean betan osakkeisiin.



**Kuvio 5.** Betan ja vuosituoton välinen yhteys.

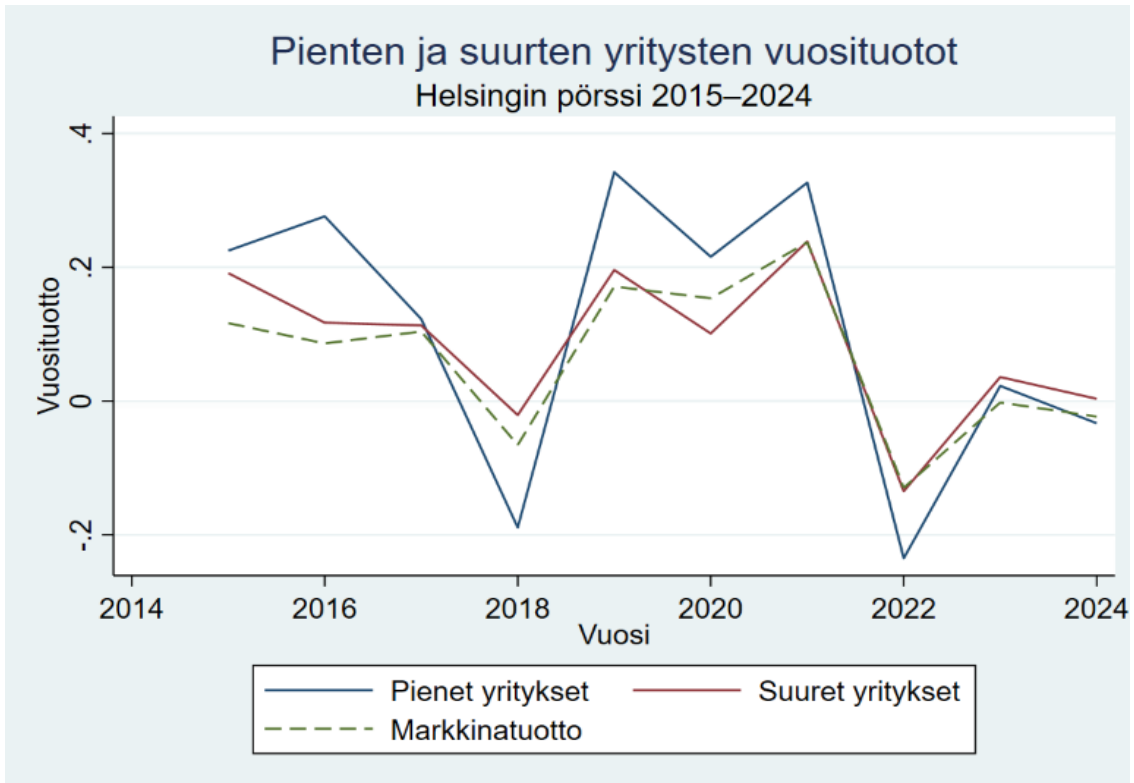
Kun yritykset ovat jaettu betan mediaanin perusteella korkean betan ja matalan betan yrityksiin, voidaan kuviosta 6 huomata, että korkean betan yritykset eivät systemaattisesti tuota enemmän kuin matalan betan yritykset. Korkean betan yritysten tuotto vaihtelee enemmän kuin matalan betan yritysten ja markkinatuotto kulkee suunnilleen ryhmien välissä. Korkean betan yritykset näyttävät reagoivan voimakkaammin markkinasykleihin, mikä tukee ajatusta korkeammasta systemaattisesta

riskistä. Vaikka volatilitteetti on suurempaa, korkeampi beta ei näytä johtavan johdonmukaisesti korkeampiin tuottoihin koko periodilla. Beta näyttäisi selittävän enemmän tuottojen vaihtelua kuin tuottojen tasoa.



**Kuvio 6.** Matalan ja korkean betan yritysten vuosituotot.

Kuvio 7 näyttää hyvin riskieroa pienten ja suurten yritysten välillä. Kun yritykset jaetaan suhteellisen koon mukaan pieniin ja suuriin yrityksiin siten, että yritys on pieni, kun sen suhteellinen koko on alle 1 ja yritys on suuri, kun sen suhteellinen koko on yli 1, niin pienten yritysten vuosituotot ovat vaihdelleet suuria enemmän. Pienet yritykset näyttävät olevan sykliisempiä ja ne reagoivat voimakkaammin sekä nousu- että laskumarkkinoihin. Kuvio 7 tukee ajatusta siitä, että pieniin yrityksiin liittyy korkeampi riski ja suurempi tuottojen vaihtelu, mutta samalla useina vuosina myös korkeammat tuotot kuin suurilla yrityksillä.



**Kuvio 7.** Pienten ja suurten yritysten vuosituotot.

### 5.3 Regressiotulokset

Taulukko 8 esittelee tulokset yksinkertaisen markkinamallin regressioanalyysistä, jossa ainoana selittävänä muuttujana on beta. Betan kerroin on positiivinen, mutta se ei ole tilastollisesti merkitsevä. Selitysaste on erittäin matala ja beta selittää vain hyvin pienen osan vuosituottojen vaihtelusta. Tulos viittaa siihen, että markkinariski ei näyttäisi selittävän osakkeiden tuottoja.

**Taulukko 8.** Yksinkertaisen markkinamallin regressio.

	(1) Beta Vuosituotto
Beta	0.039 (0.036) p = 0.278
Vakiotermi	0.058 (0.036) p = 0.115
Havaintoja	532
R <sup>2</sup>	0.003

Keskivirheet suluissa

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 

Regressioanalyysin tulokset laajennetulle mallille, jossa selittäjinä ovat beta ja P/B-luku sekä esitetään taulukossa 9. Betan kerroin on edelleen positiivinen, mutta se ei ole tilastollisesti merkitsevä. P/B-luvun kerroin puolestaan on negatiivinen, mikä tarkoittaa, että mitä korkeampi P/B-luku niin, sitä pienempi tuotto. Myöskään P/B-luku ei ole merkitsevä. Selitysaste on hyvin matala ja samankaltainen kuin yksinkertaisen markkinamallin osalta, jossa beta oli ainoa selittävä tekijä.

**Taulukko 9.** Betan ja P/B-luvun regressio.

	(1) Beta + P/B-luku Vuosituotto
Beta	0.040 (0.036) p = 0.266
P/B-luku	-0.002 (0.007) p = 0.752
Vakiotermi	0.063 (0.041) p = 0.123
Havaintoja	531
R <sup>2</sup>	0.003

Keskivirheet suluissa

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Toisessa laajennetussa mallissa, jossa koko toimii regressiossa betan lisäksi selittävänä tekijänä, on kokomuuttuja tilastollisesti merkitsevä 5 prosentin tasolla (taulukko 10). Kerroin on negatiivinen, mikä viittaa siihen, että pienet yritykset tuottavat paremmin kuin suuret. Betan kerroin on positiivinen ja pysyy käytännössä samalla tasolla edellisen mallin kanssa, mutta ei ole vielä merkitsevä. Selitysaste lähes kolminkertaistui edellisistä regressioista, mutta jää silti vielä erittäin matalaksi.

**Taulukko 10.** Betan ja koon regressio.

	(2) Beta + Koko Vuosituotto
Beta	0.039 (0.036) p = 0.274
Koko	-0.010** (0.005) p = 0.044
Vakiotermi	0.068* (0.037) p = 0.064
Havaintoja	530
R <sup>2</sup>	0.008

Keskivirheet suluissa

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Taulukko 11 raportoi tulokset täyden mallin regressioanalyysistä, jossa selittävinä muuttujina ovat beta, koko ja P/B-luku. Betan kerroin on positiivinen ja sen arvo on samantasoinen aiempien regressioiden kanssa. Kokomuuttuja on negatiivinen ja se on tilastollisesti merkitsevä 5 prosentin tasolla. Sen kerroin on myös samansuuruinen kuin aiemmassa regressiossa. P/B-luvun kerroin on negatiivinen, mutta se ei ole edelleenkään tilastollisesti merkitsevä tulos. Koko säilyy merkitseväenä myös, kun regressiota kontrolloidaan P/B-luvulla, mutta P/B-luku ei tuo lisäselitysvoimaa. Selitysaste kasvaa verrattuna yksinkertaisempiin malleihin ja on samalla tasolla kuin mallissa, jossa selittäjinä ovat beta ja koko.

**Taulukko 11.** Täyden mallin regressio.

	(1) Beta + Koko + P/B Vuosituotto
Beta	0.040 (0.036) p = 0.263
Koko	-0.010** (0.005) p = 0.044
P/B-luku	-0.002 (0.007) p = 0.785
Vakiotermi	0.073* (0.041) p = 0.075
Havaintoja	529
R <sup>2</sup>	0.008

Keskivirheet suluissa

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 

Taulukko 12 esittää tulokset täyden mallin regressioanalyseistä kahdella eri ajanjaksolla, joissa selittävinä muuttujina toimivat beta, koko ja P/B-luku. Ensimmäinen regressio koskee ajanjaksoa 2015–2019 ja toinen ajanjaksoa 2020–2024.

Ensimmäisessä regressiossa betan kerroin on matalampi kuin aiemmissa regressioissa ja sen kerroin ei ole vielääkään tilastollisesti merkitsevä. Kokomuuttujan kerroin on edelleen negatiivinen ja se on kasvanut aiemmista regressioista. Kokomuuttujan tilastollinen merkitsevyys on myös vahvistunut ja nyt se on tilastollisesti merkitsevä 1 prosentin tasolla. P/B-luvun kerroin on aiemmista regressioista poiketen positiivinen, mutta se ei ole tilastollisesti merkitsevä tulos. Selitysaste on korkein kaikista regressioista, vaikka sen absoluuttinen arvo on edelleen hyvin matala.

Toisessa regressiossa betan kerroin on suurempi kuin ensimmäisessä regressiossa ja sen p-arvo pienenee, mutta se ei ole silti tilastollisesti merkitsevä. Kokomuuttuja on

negatiivinen ja sen kerroin on kasvanut aiemmista regressioista, mutta se ei ole enää tilastollisesti merkitsevä. P/B-luvun kerroin on jälleen negatiivinen ja suurempi kuin aiemmin, mutta edelleenkin tulos ei ole tilastollisesti merkitsevä, vaikka p-arvo onkin pienentynyt. Selitysaste on laskenut selvästi ensimmäisestä regressiosta ja on suunnilleen samalla tasolla täyden mallin kanssa, joka tehtiin koko tutkimusjaksolle.

**Taulukko 12.** Regressiot eri aikajaksoille.

	(1) 2015–2019 Vuosituotto	(2) 2020–2024 Vuosituotto
Beta	0.025 (0.059) p = 0.674	0.051 (0.041) p = 0.210
Koko	-0.017*** (0.006) p = 0.006	-0.002 (0.008) p = 0.759
P/B-luku	0.003 (0.011) p = 0.811	-0.005 (0.007) p = 0.531
Vakiotermi	0.134** (0.065) p = 0.040	0.012 (0.050) p = 0.807
Havaintoja	258	271
R <sup>2</sup>	0.013	0.008

Keskivirheet suluissa

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## 5.4 Tulosten analyysi

Tutkimuksen tarkoituksena oli selvittää betan, yrityksen koon ja arvon yhteyttä osaketuottoihin Suomen osakemarkkinoilla. Ensimmäisenä tutkimuskysymyksenä oli, että ovatko yritysten koko ja arvo tilastollisesti merkitseviä osaketuottojen selittäjiä Suomen osakemarkkinoilla aikavälillä 2015–2024. Tulokset osoittivat, että ne ovat osittain tilastollisesti merkitseviä. Tuloksista havaittiin, että kokomuuttuja oli tilastollisesti merkitsevä. Sen etumerkki oli negatiivinen eli pienet yritykset tuottivat

keskimäärin enemmän kuin suuret yritykset. Arvotekijän etumerkki oli negatiivinen, mutta se ei ollut tilastollisesti merkitsevä, kuten ei myöskään beta.

Toisena tutkimuskysymyksenä oli, että parantaako yrityksen koon ja arvotekijän lisääminen betaan perustuvaan CAPM-tyyppiseen malliin osaketuottojen selitysvoimaa verrattuna pelkkään markkinariskiä huomioivaan malliin. Tulokset viittaavat siihen, että systemaattinen markkinariski ei yksin riitä selittämään osakkeiden tuottoeroja Helsingin pörssissä. Ensin betan rinnalle lisättiin selittäväksi tekijäksi P/B-luku. Tuossa regressiossa kumpikaan selittävä tekijä ei ollut tilastollisesti merkitsevä eikä selitysaste nousut yksinkertaisesta mallista. Sen jälkeen testattiin betaa ja kokoa, missä beta ei ollut vielääkään tilastollisesti merkitsevä, mutta kokotekijä puolestaan oli tilastollisesti merkitsevä. Myös selitysaste nousi yksinkertaisesta mallista. Lopulta testattiin sekä P/B-lukua, että kokoa betan rinnalla. Tässä mallissa beta ja P/B-luku eivät olleet edelleenkään tilastollisesti merkitseviä. Koko puolestaan oli tilastollisesti merkitsevä myös tässä mallissa. Selitysaste parantui yksinkertaisesta mallista, mutta oli samalla tasolla beta + koko -mallin kanssa. Tulokset viittaavat, että arvon ja koon lisääminen paransivat selitysvoimaa, mutta se johtui ainoastaan kokotekijästä. Betan kertoimen arvo ei kuitenkaan muuttunut yhdessäkään regressiossa, vaikka selittäviä muuttujia tuotiin lisää.

Kolmantena tutkimuskysymyksenä oli, että poikkeako osaketuottojen ja niitä selittävien tekijöiden välinen suhde aikavälien 2015–2019 ja 2020–2024 välillä. Tulosten perusteella voidaan todeta, että poikkeaa. Betan kerroin kaksinkertaistuu ensimmäisestä aikajaksosta, mutta se ei ole kuitenkaan tilastollisesti merkitsevä. Kokotekijä on tilastollisesti merkitsevä 2015–2019, mutta ei enää 2020–2024. Lisäksi sen negatiivinen etumerkki pienenee toisella aikajaksolla. Arvotekijän etumerkki on positiivinen 2015–2019, mutta muuttuu negatiiviseksi 2020–2024. Se ei ole kuitenkaan tilastollisesti merkitsevä kummallakaan aikajaksolla. Myös selitysaste pienenee toisella aikajaksolla.

## 5.5 Tulosten suhde aiempaan kirjallisuuteen

Tulokset ovat osin yhdenmukaisia aiempien tutkimustulosten kanssa. Yrityksen koon on aiemmissa tutkimuksissa havaittu vaikuttavan osakkeiden tuottoihin. Pienet yritykset ovat tuottaneet suuria paremmin, mitä myös tämän tutkimuksen tulokset tukevat (Banz, 1981). Kun yritykset jaettiin pieniin ja suuriin suhteellisen koon mukaan niin pienet yritykset tuottivat keskimäärin 10.2 prosenttia vuodessa, kun taas suuret yritykset tuottivat keskimäärin 7.0 prosenttia vuodessa.

Pienten yritysten korkeammat tuotot voivat osittain liittyä niiden matalampaan likviditeettiin, sillä epälikvidien osakkeiden on havaittu tuottavan enemmän myös kontrolloitaessa yrityskokoa ja muita tunnettuja riskitekijöitä (Amihud, 2002). Suomen markkinan matala likviditeetti tukee osaltaan tätä selitystä.

Tulosten perusteella pienten yritysten tuotot näyttävät olevan myös suuria yrityksiä sykliempinä. Pieniin yrityksiin liittyvä korkeampi volatilitteetti viittaa korkeampaan riskitasoon ja suurempaan odotettuun tuottoon. Suurten yritysten tuotot näyttävät vakaammilta, mikä voi viitata parempaan vakavaraisuuteen ja suurempaan hajautukseen liiketoiminnassa. Pienyhtiöiden ylituotto voikin johtua taloudellisesta epävakaudesta, mikä on pienten yhtiöiden joukossa yleisempää (Chan & Chen, 1991). Tämä voi korostua markkinaturbulenssin aikana, jolloin sijoittajat vetävät sijoituksiaan ensimmäisenä pois reunamarkkinoilta, joihin Suomi kuuluu (Leivo & Pätäri, 2011). Tämän voi huomata erityisesti vuosien 2018 ja 2022 aikana, jolloin tuotot laskivat voimakkaasti.

Toisaalta koon vaikutus hävisi vuosien 2020–2024 aikana verrattuna vuosiin 2015–2019. Tulosten perusteella yrityksen koko ei ole stabiili vaan sen vaikutus vaihtelee ajassa. Myös kirjallisuudessa on esitetty tuloksia, joissa kokofaktorin vaikutus vaihtelee ajassa (Moriya & Noda, 2024). Kokofaktorin taustalla olevia syitä ei voida tämän aineiston perusteella yksiselitteisesti tunnistaa. Ne voivat liittyä 2020-luvulla taloudessa koettuihin kriiseihin. Taloudellisesti epävakailta yrityksillä rahoituksen saatavuus voi mahdollisesti

heiketä taloudellisen epävarmuuden aikana, mikä saattaa kenties olla syynä niiden korkeampaan riskitasoon.

Kirjallisuudessa esitetty arvofaktorin ylituotto ei saa tukea tässä tutkimuksessa. Arvotekijän etumerkki oli pääosin negatiivinen, mutta se ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Kun yritykset jaettiin mediaanin mukaan korkean P/B-luvun yrityksiin ja matalan P/B-luvun yrityksiin niin korkean P/B-luvun yritysten keskimääräinen vuosituotto oli 9.0 prosenttia ja matalan P/B-luvun yritysten vuosituotto oli keskimäärin 10.4 prosenttia. Kirjallisuudessa on esitetty erilaisia syitä arvotekijän heikolle menestykselle viime vuosina. Yhtenä syynä todetaan, että arvotekijä ei välttämättä huomioi aineettomia investointeja riittävän hyvin (Arnott ja muut, 2021; Lev & Srivastava, 2022). Kirjanpitoarvo ei huomioi aineettomia investointeja oikein, jolloin yritys näyttää kalliilta suhteessa kirjanpitoarvoon. Kun aineettomat investoinnit otetaan huomioon, arvotekijä toimii taas paremmin (Arnott ja muut, 2021). Israel ja muut (2021) esittävät, että arvotekijä on syklinen ja sen vaikutus on vain viime vuosina ollut tavallista heikompa. Heidän mukaansa hinnat poikkeavat ajoittain fundamentaalisista tekijöistä, jolloin arvotekijä suoriutuu heikosti. Arvotekijän alueellisesta vaihtelusta on myös esitetty empiirisiä tuloksia kirjallisuudessa (esim. Fama & French, 1998; Griffin, 2002). Leivo ja Pätäri (2009) toteavat, että arvotekijä on ollut vahva Suomessa. Heidän tutkimuksensa päättyy kuitenkin vuoteen 2008, minkä jälkeen arvotekijän vaikutus on voinut muuttua.

Betan tilastollinen merkitsemättömyys on linjassa kirjallisuudessa esitettyjen havaintojen kanssa, joissa CAPM-mallin on todettu kohtaavan empiirisiä haasteita. CAPM-malli aliarvioi korkean betan osakkeiden tuottoja ja yliarvioi matalan betan osakkeiden tuottoja (Black ja muut, 1972; Miller & Scholes, 1972). Myös Frazzini ja Pedersen (2014) totesivat, että matalan betan osakkeet tuottavat suhteessa riskiin enemmän kuin niiden pitäisi ja korkean betan osakkeet vähemmän kuin niiden pitäisi. CAPM-mallin puutteellisuus johtaa siihen, että beta ei pysty yksin selittämään osakkeiden tuottoja. Tämä tukee monifaktorimallien, kuten Faman ja Frenchin kolmifaktorimallin käyttöä.

## 5.6 Tutkimuksen rajoitukset ja luotettavuus

Tämän tutkimuksen yleistettävyyttä tulee tarkastella kriittisesti. Tutkimuksen lähestymistapana toimii yritystason lähestyminen, mikä eroaa metodologisesti paljon perinteisestä portfolioiden muodostamisesta. Yritystason lähestymistavan avulla saatiin enemmän havaintoja, koska aineisto oli pieni. Siitä huolimatta otoskoko on rajallinen, mikä tulee huomioida tutkimusta tarkasteltaessa.

Yksittäisiä yrityksiä tarkasteltaessa tuotot vaihtelevat yritystason lähestymisessä kuitenkin paljon enemmän kuin portfolioiden muodostamisessa, joten sen seurauksena keskivirheet voivat olla suurempia ja tulosten tilastollinen merkitsevyys on heikompi. Portfolioita käytettäessä yksittäisten yritysten virhetermin sisältämä kohina keskiarvoistuu pois, mutta yritystason lähestymistavassa kohina voi vaikuttaa selittävien tekijöiden merkitsevyyteen. Toisaalta yritystason lähestymisessä informaatiota ei häviä ryhmittelyn seurauksena.

Tulokset voivat osittain heijastaa mittausvirheitä, eivätkä ainoastaan todellisia taloudellisia suhteita. Selittävinä tekijöinä käytetään sijaismuuttujia, jotka ovat epätäydellisiä. Yritysten betat estimoitiin tässä tutkimuksessa siten, että jokainen yritys sai yhden beta-arvon koko tutkimusjaksolle. Betat eivät kuitenkaan usein ole vakioita ajassa, sillä yrityksen riskiprofiili voi muuttua ajan saatossa. Näin ollen betan vaikutus voi olla matalampi kuin todellisuudessa, sillä betan vakio-oletus ei huomioi ajallista vaihtelua. Sen lisäksi muut selittävät tekijät, yrityksen koko ja arvo, ovat ajassa muuttuvia, mutta beta ei ole. Beta ei myöskään ole täydellinen systemaattisen riskin mittari. Betan mittausvirheet voivat olla betan tilastollisen merkitsemättömyyden taustalla. P/B-luku voi myös heijastaa mittausvirhettä, ja se ei huomio riittävän hyvin esimerkiksi aineettomia varoja. Tämä voi vääristää ja heikentää arvon vaikutusta, mikä voi osaltaan selittää sen merkitsemättömyyttä. Yrityksen kokoon liittyvän riskin mittaamisessa käytetty suhteellinen koko ei myöskään mittaa täydellisesti siihen liittyvää riskiä. Tämän

lisäksi yrityksen markkina-arvo voi muuttua nopeastikin, mitä suhteellinen koko ei tässä tutkimuksessa välttämättä huomioi riittävän hyvin. Tuloksissa voi ilmetä myös ajallista mittausvirhettä, sillä rajatut aikajaksot ovat mielivaltaisia. Kahden aikajakson välisistä eroista tai yhtäläisyyksistä ei tule vetää liian suoria johtopäätöksiä.

Vertailtaessa tutkimuksen tuloksia kirjallisuudessa esitettyihin tuloksiin tulee ottaa huomioon tämän tutkimuksen erilaisen lähestymistavan mukanaan tuomat rajoitteet, joten täysin suoria vertauksia ei voi tehdä. Tutkimuksen lähestymistavan valinnassa haluttiin kuitenkin pitää tutkimus metodologisesti yksinkertaisena ja läpinäkyvänä.

## 6 Johtopäätökset

Tämän tutkimuksen tavoitteena oli tutkia betan, yrityksen koon ja arvon yhteyttä Helsingin pörssin osaketuottoihin vuosina 2015–2024. Tulokset osoittivat, että yrityksen koko oli tilastollisesti merkitsevä tekijä osakkeiden tuottojen selittämisessä. Tulosten mukaan pienet yritykset tuottivat keskimäärin suuria yrityksiä paremmin. Betan kerroin oli positiivinen, mutta sillä ei ollut tilastollista merkitsevyyttä. Arvotekijää mitattiin P/B-luvulla ja se oli kertoimeltaan pääosin negatiivinen, mutta sekään ei ollut tilastollisesti merkitsevä.

Tutkimuksen tulokset tarjoavat sijoittajan näkökulmasta useita kiinnostavia havaintoja. Tulokset kyseenalaistavat betan riittävyuden osakkeiden tuottojen selittäjänä. Beta näyttäisi kuvaavan enemmän osakkeiden herkkyyttä markkinaliikkeille kuin pitkän aikavälin tuottotasoa. Tällöin sijoittaja ei voi enää tukeutua yksinomaan CAPM-mallin mukaiseen ajatteluun osakkeiden odotetun tuoton ja riskin välisestä suhteesta. Korkeampi markkinariski ei tarkoittanut automaattisesti korkeampia toteutuneita tuottoja, joten sijoittajan tulisi huomioida sijoituspäätöstä tehtäessä muitakin faktoreita.

Kokotekijän tilastollinen merkitsevyys viittaa siihen, että pienyhtiöihin sijoittava strategia olisi toiminut tutkimuksen ajanjaksolla. Pienten yhtiöiden tuotot ovat kuitenkin vaihdelleet suuria enemmän, joten sijoittajan tulee hyväksyä korkeampiin tuottoihin liittyvä suurempi tuottojen vaihtelu. Toisaalta kokotekijän tilastollinen merkitsevyys poistui vuosien 2020–2024 aikana, joten sijoittajan tulee ottaa huomioon faktorien ajallinen vaihtelu ja sijoitusstrategian toimivuutta tulisi tarkastella säännöllisesti.

Arvosijoittaminen on ollut yleinen strategia monelle sijoittajalle, mutta tämän tutkimuksen tulosten perusteella arvotekijä ei ole ollut tilastollisesti merkitsevä osaketuottojen selittäjä. Myös arvotekijä voi vaihdella sekä ajallisesti että maantieteellisesti, joten on mahdollista, että arvoyhtiöihin sijoittava strategia voi tulevaisuudessa tuottaa jälleen kasvuyhtiöitä paremmin. Sijoittajan kannalta voi todeta, että sijoituspäätöksen tekemisessä kannattaa painottaa monifaktorilähestymistä,

mutta muistaa, että faktorien toimivuudessa voi esiintyä ajallista ja maantieteellistä vaihtelua.

Akateemisen tutkimuksen kannalta tutkimus tukee havaintoja CAPM-mallin heikosta empiirisestä toimivuudesta. Suomen markkinassa betalla on tulosten perusteella rajallinen selitysvoima eikä se yksin riitä selittämään osakkeiden tuottoeroja, joten löydökset tukevat monifaktorimallien merkitystä osakkeiden tuottojen tutkimuksessa. Yrityksen koon ja arvon lisääminen CAPM-tyyppiseen malliin Faman ja Frenchin kolmifaktorimallin hengessä paransi selitystasetta, mutta absoluuttisesti tarkasteltuna selitystase jäi kuitenkin matalaksi, mikä viittaa siihen, että osakkeiden tuottoihin vaikuttivat myös monet muut tekijät. Kirjallisuudessa esitetyt kolmifaktorimallin laajennukset voisivat selittää paremmin osakkeiden tuottoja.

Tämä tutkimus tuo lisää tietoa Suomen osakemarkkinasta, jota on tutkittu vähemmän kuin suurempia markkinoita. Suomen osakemarkkinoiden pieni koko ja matalampi likviditeetti voivat osaltaan mahdollisesti vaikuttaa siihen, miksi beta ja arvo toimivat heikosti ja miksi koko näkyy voimakkaimmin.

Jatkotutkimuksen voisi toteuttaa lisäämällä uusia faktoreita betan, koon ja arvon rinnalle. Esimerkiksi momentumin, investointien, kannattavuuden ja likviditeetin lisääminen selittäviksi tekijöiksi voisi tarjota syvällisempää ymmärrystä osakkeiden tuottoihin vaikuttavista tekijöistä. Vaihtoehtoisesti tutkimusta voisi laajentaa muihin Pohjoismaihin ja verrata, ovatko niistä saadut tulokset yhdenmukaisia tämän tutkimuksen tulosten kanssa vai löytyykö niistä poikkeavia havaintoja.

## Lähteet

- Aharoni, G., Grundy, B. & Zeng, Q. (2013). Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: Revisiting the Fama French analysis. *Journal of Financial Economics*, 110(2), 347-357. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.08.003>
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)
- Arnott, R.D., Harvey, C.R., Kalesnik, V. & Linnainmaa, J.T. (2021). Reports of value's death may be greatly exaggerated. *Financial Analysts Journal*, 77(1), 44-67. <https://doi.org/10.1080/0015198X.2020.1842704>
- Asness, C., Frazzini, A., Israel, R., Moskowitz, T.J. & Pedersen, L.H. (2018). Size matters, if you control your junk. *Journal of Financial Economics*, 129(3), 479-509. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.05.006>
- Asness, C.S. (1995). The power of past stock returns to explain future stock returns. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2865769>
- Asness, C.S. (2014). Our model goes to six and saves value from redundancy along the way. AQR Capital Management LLC. Noudettu 31.3.2026 osoitteesta <https://www.aqr.com/Insights/Perspectives/Our-Model-Goes-to-Six-and-Saves-Value-From-Redundancy-Along-the-Way>
- Banz, R.W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0)
- Barberis, N. & Thaler, R. (2003). A survey of behavioral finance. Teoksessa G.M. Constantinides, M. Harris & R. Stulz (toim.), *Handbook of the economics of finance* (s.1052-1114). Elsevier B.V. [https://doi.org/10.1016/S1574-0102\(03\)01027-6](https://doi.org/10.1016/S1574-0102(03)01027-6)
- Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*, 32(3), 663-682. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1977.tb01979.x>

- Bhandari, L.C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *The Journal of Finance*, 43(2), 507-528. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb03952.x>
- Black, F., Jensen, M.C. & Scholes, M.S. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. Teoksessa Michael C. Jensen (toim.), *Studies in the Theory of Capital Markets* (s. 79-121). Praeger, New York. [https://archive.org/search.php?query=external-identifier%3A%22urn%3A%3Alcp%3A%3Alccn\\_70-124855%3Aepub%3A02a97790-2413-45b6-a99c-deb34ca8e594%22](https://archive.org/search.php?query=external-identifier%3A%22urn%3A%3Alcp%3A%3Alccn_70-124855%3Aepub%3A02a97790-2413-45b6-a99c-deb34ca8e594%22)
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A.J. (2024). *Investments* (13. painos). McGraw-Hill Education.
- Cakici, N., Fabozzi, F.J. & Tan, S. (2013). Size, value and momentum in emerging market stock returns. *Emerging Markets Review*, 16, 46-65. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2013.03.001>
- Campbell, J.Y. & Vuolteenaho, T. (2004). Bad beta, good beta. *The American Economic Review*, 94(5), 1249-1275. <https://doi.org/10.1257/0002828043052240>
- Carhart, M.M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
- Chan, K.C. & Chen, N. (1991). Structural and return characteristics of small and large firms. *The Journal of Finance*, 46(4), 147-1484. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04626.x>
- Chen, N. Roll, R. & Ross, S.A. (1986), Economic forces and the stock market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403. <https://doi.org/10.1086/296344>
- Cohen, R.B., Gompers, P.A. & Vuolteenaho, T. (2002). Who underreacts to cash-flow news? Evidence from trading between individuals and institutions. *Journal of Financial Economics*, 66(2), 409-462. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00229-5](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00229-5)
- Davydov, D., Tikkanen, J. & Äijö, J. (2016). Magic formula vs. traditional value investment strategies in the Finnish stock market. *Nordic Journal of Business*, 65(3-4), 38-54. <https://urn.fi/URN:NBN:fi-fe2022062950599>

- De Bondt, W.F.M. & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H: & Waldmann, R.J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *The Journal of Political economy*, 98(4), 703-738. <https://doi.org/10.1086/261703>
- Dimson, E. (1979). Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics*, 7, 197-226. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90039-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90039-9)
- Fama, E.F. & French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- Fama, E.F. & French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E.F. & French, K.R. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 131-155. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05169.x>
- Fama, E.F. & French, K.R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x>
- Fama, E.F. & French, K.R. (1998). Value versus Growth: The international evidence. *The Journal of Finance*, 53(6), 1975-1999. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00080>
- Fama, E.F. & French, K.R. (2004). The capital asset pricing model: Theory and evidence. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46. <https://doi.org/10.1257/0895330042162430>
- Fama, E.F. & French, K.R. (2012). Size, value and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 457-472. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011>
- Fama, E.F. & French, K.R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>

- Fama, E.F. & French, K.R. (2018). Choosing factors. *Journal of Financial Economics*, 128(2), 234-252. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.02.012>
- Fama, E.F. (1965) The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34-105. <https://doi.org/10.1086/294743>
- Fama, E.F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Frazzini, A. & Pedersen, L.H. (2014). Betting against beta. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 1-25. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.10.005>
- Griffin, J.M. (2002). Are the fama and french factors global or country specific? *The Review of Financial Studies*, 15(3), 783-803. <https://doi.org/10.1093/rfs/15.3.783>
- Harvey, C.R., Liu, Y. & Zhu, H. (2016). And the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies*, 29(1), 5-68. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv059>
- Israel, R., Laursen, K. & Richardson, S. (2021). Is (systematic) value investing dead? *Journal of Portfolio Management*, 47(2), 38-62. <https://doi.org/10.3905/jpm.2020.1.194>
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>
- Kendall, M.G. & Hill, A.B. (1953). The analysis of economic time-series-part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society, Series a (General)*, 116(1), 11-34. <https://doi.org/10.2307/2980947>
- Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1994). Contrarian investment, extrapolation and risk. *The Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04772.x>
- Leivo, T.H. & Pätäri, E.J. (2009). Performance of the value strategies in the Finnish stock markets. *Journal of Money, Investment and Banking*, 2(8), 5-24. Noudettu 25.4.2026 osoitteesta [https://www.researchgate.net/publication/249313367\\_Performance\\_of\\_the\\_Value\\_Strategies\\_in\\_the\\_Finnish\\_Stock\\_Markets](https://www.researchgate.net/publication/249313367_Performance_of_the_Value_Strategies_in_the_Finnish_Stock_Markets)

- Leivo, T.H. & Pätäri, E.J. (2011). Enhancement of value portfolio performance using momentum and long-short strategy: The Finnish evidence. *Journal of Asset Management*, 11(6), 401-416. <https://doi.org/10.1057/jam.2009.38>
- Lev, B. & Srivastava, A. (2022). Explaining the recent failure of value investing. *Critical Finance Review*, 11(2), 333-360. <https://doi.org/10.1561/104.00000115>
- 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. <https://doi.org/10.2307/1924119>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of finance (New York)*, 7(1), 77-91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>
- Miller, M.H & Scholes, M. (1972). Rates of return in relation to risk: A re-examination of some recent findings. Teoksessa Michael C. Jensen (toim.), *Studies in the Theory of Capital Markets* (s. 47-78). Praeger, New York. <https://archive.org/search.php?query=external-identifier%3A%22urn%3A%2Fcp%3A%2Fccn%2F70-124855%3Aepub%3A02a97790-2413-45b6-a99c-deb34ca8e594%22>
- Moriya, K. & Noda, A. (2024). Time instability of the Fama-French multifactor models: An international evidence. Noudettu 20.4.2026 osoitteesta <https://arxiv.org/pdf/2208.01270>
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), 768-783. <https://doi.org/10.2307/1910098>
- Nicholson, S.F. (1968). Price ratios in relation to investment results. *Financial Analysts Journal*, 24(1), 105-109. <https://doi.org/10.2469/faj.v24.n1.105>
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.01.003>
- Perold, A.F. (2004). The capital asset pricing model. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 3-24. <https://doi.org/10.1257/0895330042162340>

- Reinganum, M.R. (1981). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90019-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90019-2)
- Roll, R. & Ross, S.A. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *The Journal of Finance*, 35(5), 1073-1103. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1980.tb02197.x>
- 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. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90009-5)
- Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9-16. <https://doi.org/10.3905/jpm.1985.409007>
- Ross, S.A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
- Samuelson, P.A. (1965). Proof that properly anticipated process fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, 6(2), 41-49. Noudettu 30.3.2026 osoitteesta <https://capital-gain.ru/assets/docs/Proof-that-properly-anticipated-prices-fluctuate-randomly.pdf>
- Scholes, M. & Williams, J. (1977). Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, 5, 309-327. Noudettu 15.2.2026 osoitteesta [https://sci-hub.ren/10.1016/0304-405X\(77\)90041-1](https://sci-hub.ren/10.1016/0304-405X(77)90041-1)
- Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance (New York)*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1997) The limits of arbitrage. *The Journal of Finance*, 52(1), 35-55. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03807.x>
- Suomen Pankki. 2026a. Valuuttakurssit, kuukauden keskiarvo. Noudettu 10.2.2026 osoitteesta [https://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/taulukot-ja-kuviot/valuuttakurssit/taulukot/valuuttakurssit\\_taulukot\\_fi/valuuttakurssit\\_sho\\_rt\\_fi/](https://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/taulukot-ja-kuviot/valuuttakurssit/taulukot/valuuttakurssit_taulukot_fi/valuuttakurssit_sho_rt_fi/)

Suomen Pankki. 2026b. Euroopan keskuspankin ohjauskorko ja 12 kuukauden euribor.

Noudettu

16.2.2026

osoitteesta

[https://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/taulukot-ja-](https://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/taulukot-ja-kuviot/korot/kuviot/korot_kuviot/euribor_ekpohj_kk_chrt_fi/)

[kuviot/korot/kuviot/korot\\_kuviot/euribor\\_ekpohj\\_kk\\_chrt\\_fi/](https://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/taulukot-ja-kuviot/korot/kuviot/korot_kuviot/euribor_ekpohj_kk_chrt_fi/)

Titman, S., Wei, K.C.J., & Xie, F. (2004). Capital investments and stock returns. *Journal of*

*Investments and Quantative Analysis*, 39(4), 677-700.

<https://doi.org/10.1017/s0022109000003173>

## Liitteet

### Liite 1. Yrityskohtaiset betaestimaatit

Nimi	Beta	Alfa	Beta_p	Alfa_p	R2	N_Beta
ELISA CORP	0.032	0.029	0.687	0.052	0.004	40
PIHLAJALINNA OYJ	0.154	0.006	0.650	0.802	0.006	39
VIKING LINE ABP	0.162	0.016	0.202	0.298	0.042	40
TELIA	0.361	-0.006	0.014	0.648	0.149	40
ALANDSBANKEN ABP	0.362	0.037	0.025	0.038	0.125	40
ORION O	0.502	0.025	0.113	0.287	0.065	40
OLVI OYJ	0.509	0.011	0.005	0.451	0.186	40
SANOMA OYJ	0.666					40
AKTIA BANK ABP	0.697	0.004	0.000	0.707	0.470	40
NOKIA OYJ	0.737	-0.008	0.009	0.696	0.168	40
RAISIO OYJ	0.757	-0.010	0.003	0.556	0.206	40
ORIOLA OYJ	0.795	-0.031	0.000	0.071	0.288	40
HUHTAMAKI OYJ	0.819	0.009	0.000	0.608	0.328	40
BITTIUM OYJ	0.825	0.025	0.044	0.426	0.102	40
EQ OYJ	0.841	0.023	0.004	0.273	0.243	32
ENENTO GR	0.843	0.011	0.003	0.574	0.217	40
SAMPO OYJ	0.861	0.006	0.000	0.567	0.559	40
LINDEX GROUP OYJ	0.862	-0.016	0.030	0.612	0.117	40
FISKARS OYJ	0.901	0.006	0.000	0.725	0.296	40
NESTE OYJ	0.932	0.020	0.006	0.440	0.183	40
SCANFIL PLC	0.933	0.029	0.002	0.185	0.273	32
KONE CORPORATION	0.946	0.004	0.000	0.756	0.421	40
CAPMAN OYJ	0.948	0.018	0.000	0.303	0.376	32
YIT OYJ	0.951	-0.010	0.000	0.631	0.294	40
VAISALA OYJ	0.981	0.036	0.000	0.067	0.297	40

TAALERI	0.989	0.007	0.000	0.726	0.313	36
ATRIA PLC	0.992	0.013	0.000	0.487	0.412	40
TIETOEVRY	0.998	-0.003	0.000	0.781	0.495	40
ALMA MEDIA OYJ	1.054	0.036	0.000	0.013	0.470	40
CITYCON OYJ	1.059	-0.027	0.000	0.037	0.561	40
KESKO OYJ	1.078	0.023	0.000	0.211	0.416	40
PONSSE OYJ	1.102	0.010	0.000	0.609	0.343	40
UPM_KYMMENE OYJ	1.105					40
RAPALA VMC	1.122	-0.023	0.003	0.401	0.212	40
NORDEA BANK ABP	1.133	0.006	0.000	0.666	0.570	40
NOKIAN	1.134	-0.022	0.000	0.261	0.431	40
HKFOODS	1.144	-0.043	0.000	0.188	0.340	36
FINNAIR OYJ	1.146	-0.009	0.049	0.849	0.098	40
WITHSECURE OYJ	1.186	-0.010	0.000	0.588	0.399	40
SSAB	1.194	0.018	0.018	0.586	0.139	40
KEMIRA OYJ	1.198	0.016	0.000	0.295	0.514	40
ASPO OYJ	1.209	-0.005	0.000	0.792	0.501	40
STORA ENSO OYJ	1.376	0.002	0.000	0.925	0.543	40
WARTSILA OYJ	1.382	0.005	0.000	0.794	0.414	40
METSA BOARD OYJ	1.397	-0.001	0.000	0.963	0.424	40
FORTUM OYJ	1.450	-0.002	0.000	0.912	0.525	40
TOKMANNI GROUP	1.482	0.021	0.000	0.453	0.345	35
VALMET OYJ	1.493	0.018	0.000	0.369	0.461	40
KAMUX OYJ	1.512	-0.032	0.001	0.311	0.341	31
CAVERION OYJ	1.652	-0.012	0.000	0.710	0.452	32
REVENIO GROUP OYJ	1.787	0.021	0.000	0.364	0.515	36
KONECRANES ABP	1.866	0.019	0.000	0.364	0.567	40
OUTOKUMPU OYJ	1.912	-0.009	0.000	0.790	0.386	40
METSO OYJ	1.962	0.010	0.000	0.663	0.558	40
HIAB OYJ	2.064	0.026	0.000	0.291	0.539	40

## **Liite 2. Tekoälyn käyttö tutkimuksessa**

Tutkimuksen laatimisessa on käytetty apuna ChatGPT-5.3-tekoälyä. Tekoälyä on hyödynnetty ideoinnissa, rakenteen jäsentelyssä sekä oikeinkirjoituksen tarkistamisessa. Tutkimuksen kaikesta sisällöstä vastaa kirjoittaja ja siinä on noudatettu Vaasan yliopiston ohjeistuksia tekoälyn käytöstä.