

LAPPEENRANNAN TEKNILLINEN YLIOPISTO
Kauppatieteiden osasto
Laskentatoimen ja rahoituksen laitos
Rahoitus



P/E-ANOMALIA SUOMEN OSAKEMARKKINOILLA VUOSINA 1995–2005

01.12.2006

Kandidaatin tutkielma
Jussi Tolvanen

SISÄLLYSLUETTELO

1 JOHDANTO.....	3
2 TEOREETTINEN VIITEKEHYS	5
2.1 P/E-luvun teoreettinen perusta.....	5
2.2 P/E-anomalia & CAPM	8
2.3 CAPM-mallin kritiikkiä	11
3 TUTKIMUSMENETELMÄT JA DATA.....	13
3.1 Aineisto	13
3.2 Portfoliot	14
3.3 Tutkimusmenetelmät	15
4 TULOKSET	15
4.1 Kuvailevat tunnusluvut	15
4.2 Korrelaatiot	17
4.3 Lineaarisen regression taustaoletukset ja testitulokset	18
4.3.1 Regression taustaoletukset	18
4.3.2 Testitulokset, markkinaportfoliona OMX-Cap.....	19
4.3.3 Testitulokset, markkinaportfoliona OMX-Hex.....	22
4.3.4 Testitulokset, markkinaportfoliona MSCI Europe/MSCI World	25
5 JOHTOPÄÄTÖKSET JA JATKOTUTKIMUSAIHEET	27
LÄHTEET	29
LIITTEET	31

1 JOHDANTO

Tutkimuksissa on havaittu, että osakkeiden keskimääräiset tuotot liittyvät yritysten ominaisuuksiin, kuten yrityksen koko, P/E-luku, B/M-luku ja kassavirta suhteutettuna osakkeen hintaan. Koska CAPM-malli ei pysty selittämään kyseisiä keskimääräisten tuottojen ominaisuuksia, kutsutaan niitä anomaliaiksi. (Fama & French 1996: 55)

Ensimmäisen kerran P/E-anomaliasta kirjoitti Nicholsson vuonna 1960 (Anderson & Brooks, 2006, 63). P/E (tai E/P) -anomalian laajemman käsitteen voidaan kuitenkin sanoa saaneen alkunsa vasta vuonna 1977 Basun tekemästä tutkimuksesta. Basu (1977) havaitsi kuuluisassa tutkimuksessaan negatiivisen riippuvuussuhteen osakkeen P/E-luvun ja osakkeen epänormaalin tuoton välillä. Hänen havaintojaan ovat vahvistaneet myös monien muiden tutkimukset, esim. Dimson 1988. (Booth et al., 1994, 2)

Suomi ja Suomen osakemarkkinat ovat kokeneet suuria muutoksia tämän tutkimuksen tarkasteluvälillä. Suomi on selvinnyt 1990-luvun syvästä lamasta, kokenut osakemarkkinoilla teknokuplan puhkeamisen ja jälleen uuden nousun.¹ Tässä työssä on tarkoitus selvittää, miten edellä mainitut muutokset ovat vaikuttaneet Suomen osakemarkkinoiden tehokkuuteen tutkimalla esiintyykö Helsingin pörssissä P/E-anomaliaa vuosina 1995–2005. Vastaavanlaisia tutkimuksia ei ole juurikaan tehty Suomen osakemarkkinoista. Aikaisemmat tutkimustulokset ovat lisäksi jo sen verran vanhoja (mm. Martikainen, 1991, 2), että on syytä tarkastella mahdollista P/E-anomaliaa tuoreemmalla aineistolla. Lisäksi Suomen osakemarkkinoiden volyymin kasvu puoltaa uuden tutkimuksen tekemistä.

Ulkomaalaisilla osakkeilla suoritettuja tutkimuksia löytyy jonkin verran runsaammin, mutta suurin osa ulkomaillakin tehdyistä tutkimuksista vähintään 10 vuotta vanhoja.

¹Liitteessä 3 on esitetty Tilastokeskuksen laatima kuvaaja Hex-yleisindeksin kehityksestä vuosina 1987–2005. Kuvaajasta nähdään, kuinka poikkeuksellinen ajanjakso sisältyy tämän tutkimuksen tarkasteluvälille.

Tämän tutkimuksen tuloksista voidaan mahdollisesti vetää myös jonkinasteisia johtopäätöksiä Suomen osakemarkkinoiden tehokkuudesta, sillä tehokkailla markkinoilla osakkeiden hinnat heijastavat täysin saatavissa olevaa informaatiota ja täten antavat harhattomia estimaatteja osakkeen hintakomponentin sisältävistä tunnusluvuista. Tällöin, jos P/E-anomaliaa esiintyy, voidaan hintojen todeta olevan jossain määrin harhaisia ja P/E-luvun olevan tämän harhaisuuden indikaattori. (Basu, 1977, 1)

Tutkimuksella on merkitystä toivottavasti myös sijoittajille, sillä jos anomaliaa esiintyy Suomen osakemarkkinoilla, antaa se sijoittajille mahdollisuuden saada tilapäisesti markkinoiden tehottomuudesta johtuvia ylituottoja.

Tässä tutkimuksessa oletushypoteesina on, että pienen P/E-luvun yritysten epänormaali tuotto ylittää suuren P/E-luvun yritysten vastaavan tuoton, kuten Basu (1977) havaitsi. Vastaavasti vaihtoehtoisena hypoteesina on, että näin ei ole. Tarkoituksena on selvittää, esiintyykö kyseistä ilmiötä ja jos esiintyy, kuinka voimakkaana.

Tutkielma etenee siten, että luvussa 2 käsitellään anomalian taustalla olevaa teoriaa keskittyen P/E-lukuun. Luvussa 3 esitellään käytetty aineisto sekä tutkimusmenetelmät. Luvussa 4 esitetään saadut tulokset ja tarkastellaan oletushypoteesin paikkansapitävyyttä. Lopuksi luvussa 5 esitetään tutkimustuloksista vedettävät johtopäätökset sekä aiheita jatkotutkimuksille.

2 TEOREETTINEN VIITEKEHYS

2.1 P/E-luvun teoreettinen perusta

P/E-luvun muodostavia komponentteja ja P/E-luvun kytköksiä osakkeen systemaattiseen riskiin, voidaan tarkastella käyttäen hyväksi Gordonin valuaatiolähestymistapaa. (Martikainen, 1991, 3)

Aloitetaan P/E-luvun analysointi hintakomponentista. Se kirjoitetaan tavallisesti muotoon (Martikainen, 1991, 3):

$$(1) \quad P_{it} = \frac{E(D_{it+1})}{E(r_{it}) - E(g_{it})} ,$$

Missä P_{it} on osakkeen i hinta hetkellä t , $E(D_{it+1})$ osakkeen i seuraavan vuoden odotettu osinko, r osakkeen i odotettu tuotto hetkellä t ja g osakkeen i odotettu kasvunopeus hetkellä t .

Seuraavaksi muokataan yhtälöä siten, että tuodaan siihen mukaan yrityksen tuloksesta kasvuun käytettävä osuus eli ns. *plowback ratio* (b) ja osakekohtainen tulos (EPS). Tällöin kaava (1) voidaan kirjoittaa auki osinkokomponentin suhteen (kaavaa on yksinkertaistettu jättämällä E -operaattori pois) (Martikainen, 1991, 4):

$$(2) \quad P_{it} = \frac{(1 + g_{it})(1 - b_{it}) \cdot EPS_{it}}{r_{it} - g_{it}} .$$

Seuraavaksi tuodaan mukaan P/E-luvun toinen komponentti eli tuotot (E). Tämä saadaan aikaiseksi jakamalla yhtälön molemmat puolet EPS :lla:

$$(3) \quad P_{it} / EPS_{it} = \frac{(1 + g_{it})(1 - b_{it})}{r_{it} - g_{it}}$$

Tehtäessä analyysejä P/E-luvuilla, käytetään usein laskentateknisistä syistä sen käänteislukua E/P, jolloin välttyään jakolaskuvirheeltä, joka seuraa EPS_{it} :n saadessa arvon nolla. E/P-luku voidaan kirjoittaa muotoon

$$(4) \quad EPS_{it} / P_{it} = \frac{r_{it} - g_{it}}{(1 + g_{it})(1 - b_{it})}.$$

Otetaan tarkasteluun CAPM. CAPM:n mukaan $E(r_{it}) = r_{ft-1} + \beta_i[E(r_{mt}) - r_{ft-1}]$. Sijoitetaan r_i edelliseen yhtälöön, jolloin saadaan (Martikainen, 1991, 4):

$$(5) \quad EPS_{it} / P_{it} = \frac{r_{ft-1} + \beta_i(E(r_{mt}) - r_{ft-1}) - g_{it}}{(1 + g_{it})(1 - b_{it})}.$$

Kun tästä yhtälöstä otetaan osittaisderivaatat muuttujan β suhteen, saadaan yhtälö, jossa E/P-luku on systemaattisen riskin lineaarinen funktio (Martikainen, 1991, 4):

$$(6) \quad \frac{d(EPS_{it} / P_{it})}{d\beta_i} = \frac{E(r_{mt}) - r_{ft-1}}{(1 + g_{it})(1 - b_{it})}.$$

Näin ollen voidaan todeta, että tutkittaessa P/E-anomaliaa, on äärimmäisen tärkeää kiinnittää huomiota systemaattisen riskin määrittelytapaan. Todettakoon myös kaavan (5) perusteella, että mitä suurempi riski osakkeeseen liittyy, sitä pienempi on osakkeen P/E-luku.

Tarkastellaan seuraavaksi P/E-lukua muilta osin. P/E-luku voidaan kirjoittaa muotoon

$$(7) \quad P_{it} / EPS_{it} = \frac{DIV_{it+1}}{(r_{it} - g_{it}) \cdot EPS_{it}}.$$

Tästä yhtälöstä voidaan nähdä, että P/E-luku heijastaa yrityksen kasvuodotuksia (g). Mitä pienemmät ovat yrityksen kasvuodotukset, sitä pienemmäksi muodostuu P/E-

luku. P/E-luvun pieni arvo voi johtua myös osakkeen korkeasta tuotosta (r), korkeasta osakekohtaisesta tuloksesta tai pienistä odotetuista osingoista (DIV).

Viedään äskeitä tarkastelua vielä hieman pidemmälle. Yrityksen kasvu, g , voidaan purkaa osiin (Bodie, Kane & Marcus, 2005, 616):

$$(8) \quad g_{it} = b_{it} \cdot ROE_{it}.$$

Kaavassa ROE_{it} on yrityksen i oman pääoman tuotto hetkellä t .

Yhdistämällä kaavat (7) ja (8) saadaan P/E-luvulle määritelmä

$$(9) \quad P_{it} / EPS_{it} = \frac{DIV_{it+1}}{(r_{it} - (b_{it} \cdot ROE_{it}))EPS_{it}}.$$

Yllä olevan määritelmän mukaan suuri *plowback ratio* kaavan nimittäjässä suurentaa osakkeen P/E-lukua. On kuitenkin muistettava, että *plowback ration* muutos vaikuttaa suoraan maksettaviin osinkoihin eli kaavan (9) osoittajaan, lieventäen suurentavaa vaikutusta ($DIV_{it+1} = EPS_{it} \times (1 - b_{it})$). Kaavasta nähdään myös oman pääoman tuoton ja P/E-luvun välinen positiivinen suhde.

P/E-lukua voidaan tarkastella myös yrityksen kasvumahdollisuuksien valossa. Tällöin osakkeen hinta muodostuu kyseisen yrityksen jo olemassa olevien pääomien arvosta ja tulevista kasvumahdollisuuksista (*PVGO*). Matemaattisesti tämä voidaan ilmaista (Bodie, Kane & Marcus, 2005, 616):

$$(10) \quad P_{it} = \frac{EPS_{it+1}}{k} + PVGO.$$

Kaavassa k viittaa markkinoiden kapitalisaatioasteeseen toisin sanottuna CAPM-mallin antamaan odotettuun tuottoon.

Jakamalla kaava (10) puolittain seuraavan vuoden odotetuilla osakekohtaisilla ansi-
oilla (EPS_{t+1}) saadaan (Bodie, Kane & Marcus, 2005, 623):

$$(11) \quad P_{it} / EPS_{it+1} = \frac{1}{k} \left(1 + \frac{PVGO}{\frac{EPS_{it+1}}{k}} \right).$$

Tulevien kasvumahdollisuuksien ollessa nolla, tulee P/E-luvuksi $1/k$. Tällöin osake on arvostettu huomioimatta minkäänlaista kasvua (Bodie, Kane & Marcus, 2005, 623). Tällöin ainoa endogeeninen vaikuttaja osakkeen P/E-lukuun on sen systemaattinen riski eli beeta. Mitä suurempi on osakkeen beeta, sitä suuremmaksi muodostuu k , ja sitä pienempi on osakkeen P/E-luku. Tämä on johdonmukaista kaavan (6) yhteydessä tehdyn johtopäätöksen kanssa.

2.2 P/E-anomalia & CAPM

P/E-luku on kytkeytynyt osakkeen systemaattiseen riskiin eli beetaan.² Beeta taas on olennainen osa Sharpen ja Lintnerin luomaa CAPM-mallia. CAPM-mallin mukaan osakkeen odotettu tuotto muodostuu markkinoiden riskittömästä korosta ja siihen lisätystä markkinoiden riskipreemiosta, joka on kerrottu osakkeen systemaattisella riskillä. Tällöin mitä suurempi systemaattinen riski osakkeella on, sitä korkeampi on myös odotettu tuotto. Kuten aiemmin osoitettiin, on osakkeen P/E-luku sitä pienempi, mitä suurempi riski siihen liittyy (*ceteris paribus*). Näin ollen voidaan todeta, että markkinariskin ollessa ainoa muuttuva tekijä P/E-luvussa, on pienen P/E-luvun osakkeiden odotettu tuotto korkeampi kuin suuren P/E-luvun osakkeiden.

Edellisestä päästäänkin P/E-anomalian käsitteeseen, jonka mukaan pienen P/E-luvun osakkeet tuottavat suuremman epänormaalin tuoton kuin korkean P/E-luvun osakkeet.

² Systemaattisella riskillä tarkoitetaan riskiä, joka sijoittajalle jää jäljelle ostaessaan tehokkailta markkinoilta hyvin hajautetun portfolion. Beetalla kuvataan tämän riskin määrää kullekin arvopaperille. (Marston 2002: 97)

Tarkastellaan seuraavaksi markkinamallia eli CAPM-mallia. Se ilmaistaan tavallisesti muodossa (Martikainen, 1991, 5)

$$(12) \quad R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}.$$

Kaavassa R_{it} on osakkeen i ylituotto hetkellä t , α_i estimoitu Jensenin alfa (regressiosuoran leikkauspiste), β_i estimoitu osakkeen beeta,³ R_{mt} markkinaportfolion odotettu ylituotto hetkellä t ja e_{it} virhetermi osakkeelle i ajanhetkellä t .

Yllä esitetty malli sisältää kuitenkin vakavia ongelmia, joista yksi on tämän tutkimuksen kannalta erityisen relevantti. Pienillä osakemarkkinoilla, kuten Suomi, kaupankäynnin ohut luonne tekee beeta-estimaateista harhaisia. Tällöin suuremmilla otosintervalleilla saadaan korkeampia beetaestimaatteja kuin pienillä otosintervalleilla. Tällöin kuukausituotoista lasketut beetan arvot ovat korkeampia kuin viikko- tai päivätuotoista lasketut. Ohuesta vaihdosta johtuvaa estimaattien harhaisuutta on yritetty poistaa monilla keinoilla, mutta tutkimukset ovat osoittaneet, että nämä menetelmät eivät anna sen parempia estimaatteja osakkeen beetalle kuin perinteinen markkinamalli. (Martikainen, 1991, 2)

Seuraavaksi tutkitaan markkinamallia hieman tarkemmin purkamalla se osiin β -komponentin suhteen. Osakkeen niin sanottu markkinabeeta on sen tuottojen ja markkinoiden tuottojen kovarianssin ja markkinoiden varianssin suhde (Fama & French, 2004, 4):

$$(13) \quad \beta_{iM} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{\sigma_M^2}.$$

Tällöin CAPM-malli voidaan kirjoittaa uudelleen muotoon

³ Regressiotestillä saadaan estimaatti todellisesta beetasta. Todellista beetaa ei voida laskea (Malkamäki 1993: 29).

$$(14) \quad R_i = R_f + \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{\sigma_M^2} (R_M - R_f).$$

Kaava (14) voidaan puolestaan edelleen jakaa osiin:

$$(15) \quad R_i = R_f + \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{\sigma_M} \left(\frac{R_M - R_f}{\sigma_M} \right).$$

Kaavassa olevaa tekijää, jossa markkinoiden riskipremio on jaettu markkinoiden volatiliiteetilla, kutsutaan riskin markkinahinnaksi. Näin ollen osakkeen odotettu tuotto muodostuu riskittömästä korosta johon lisätään riskin markkinahinta kerrottuna riskin määrällä. (Elton et al., 2003, 299) Voidaan siis sanoa, että sijoittajat haluavat osakkeelle tuoton, joka on kyseiseen osakkeeseen kohdistuvan riskin hinnan verran yli markkinoiden riskittömän tuoton.

Yhdistämällä kaavat (5) ja (15), saadaan E/P-luvulle määritelmä

$$(16) \quad EPS_i / P_i = \frac{R_f + \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{\sigma_M} \left(\frac{R_M - R_f}{\sigma_M} \right) - g_i}{(1 + g_i)(1 - b_i)}.$$

Kaavasta (16) voidaan antaa E/P-luvulle vielä yksi lisätulkinta: Osakkeen tuoton yhteisvaihtelun markkinoiden tuoton kanssa, eli kovarianssin ollessa suuri, tulee myös E/P-luvusta suuri ja P/E-luvusta käänteisesti pieni. Tällöin voidaan tarkentaa johtopäätöstä siitä, että osakkeen P/E-luku on sitä matalampi, mitä suurempi on osakkeen beeta. Tarkempi määritelmä on siis, että P/E-luku on sitä alhaisempi, mitä suurempi on osakkeen ja markkinoiden tuottojen kovarianssi.

2.3 CAPM-mallin kritiikkiä

CAPM-mallin teoriassa on mallin toimivuudelle asetettu kymmenen oletusta markkinoista (Elton et al., 2003, 293):

1. Markkinoilla ei esiinny transaktiokustannuksia.
2. Osakkeisiin voi sijoittaa minkä tahansa summan eli sijoittaja voi ostaa esimerkiksi $\frac{1}{4}$ osaketta.
3. Yksityishenkilöön kohdistuva tuloverotus on joko poistettu kokonaan tai on yhtä suuri sekä ansiotuloille että pääomatuloille.
4. Markkinat ovat täydelliset eli yksikään sijoittaja ei voi vaikuttaa osakkeen hintaan omilla transaktioillaan.
5. Sijoittajat tekevät päätöksensä pelkästään odotusarvojen pohjalta eli maksimoivat omaa hyötyään.
6. Rajaton lyhyeksimynti on sallittu.
7. Sijoittajien on mahdollista lainata/sijoittaa rajattomasti riskittömällä korolla.
8. Kaikilla sijoittajilla on sama sijoitusperiodi, jonka perusteina on tuottojen keskiarvo ja varianssi.
9. Sijoittajilla on samat tuotto-odotukset.
10. Kaikki varallisuus on markkinakelpoista.

Edellä mainitut oletukset ovat teoreettisia, eivätkä ne pidä paikkaansa oikeilla markkinoilla. Etenkin oletus sijoittajien mahdollisuuksista lainata ja sijoittaa rajattomasti riskittömällä korolla on epärealistinen. Black kehitti vuonna 1972 mallista version, jossa oletettiin, ettei riskitöntä arvopaperia ole lainkaan ja riskisiä arvopapereita voidaan myydä rajattomasti lyhyeksi. Blackin malli osoitti, että CAPM-mallin keskeinen tulos, markkinaportfolion tehokkuus keskiarvon ja varianssin suhteen, saavutetaan myös edellä mainituin oletuksin. Tämäkin oletus on reaalimaailmassa absurdi. (Fama & French, 2004, 1) CAPM-malli on kuitenkin kaikesta huolimatta laajimmin käytetty markkinamalli (Cochrane, 2001, 152). Kysymys kuuluukin vääristävätkö CAPM-mallin oletukset saatuja tuloksia niin merkittävästi, että niitä ei voitaisi hyödyntää reaalimaailmassa (Elton et al., 2003, 293)?

Empiiristen tutkimusten nojalla CAPM-mallin paikkansapitävyys on jopa niin kyseenalainen, että sen reaali maailman sovellutusten käyttäminen, kuten omanpääoman tuotto vaatimuksen ja osakkeen odotetun tuoton laskeminen, voidaan kyseenalaistaa. Huonon empiirisen menestyksen taustalla saattaa olla mallin teoreettinen epäonnistuminen, joka saattaa osittain johtua liian monista yksinkertaistetuista oletuksista. Ongelmat voivat myös johtua huonoista mallin testaustavoista. Esimerkiksi CAPM-mallin mukaisen riskipreemion määrittäminen reaali maailmassa on ongelmallista oikean markkinaportfolion määrittämisen takia. Mallin mukaan oikea markkinaportfolio koostuu paitsi kaikista osakkeista, mutta myös bondeista, kiinteistöistä ja muista ei julkisen kaupankäynnin kohteena olevista varallisuuseristä. (Fama & French, 2004,1) Tällaisen portfolion replikoiminen on käytännössä mahdotonta.

CAPM-mallin mukaan markkinabeeta selittää täysin osakkeiden väliset erot odotetuissa tuotoissa, eli jos malliin lisätään muuttujia, eivät uusien muuttujien kertoimet poikkea merkittävästi nolasta. Tutkimukset ovat kuitenkin osoittaneet, että kun malliin lisätään selittäviä muuttujia, saadaan tulokseksi korkeampia selitysasteita. Lisäksi CAPM-mallin mukaan osakkeen odotetun tuoton ja markkioiden riskipreemion muodostavan suoran leikkauspiste (α) ei poikkea tilastollisesti merkittävästi nolasta ja tästä oletuksesta poikkeavan portfolion kokoaminen pitäisi olla mahdotonta. Monissa tutkimuksissa on kuitenkin havaittu, että erityisesti osakkeen hintakomponentin sisältävien suhdelukujen perusteella muodostetut portfoliot saavat merkittävästi nolasta poikkeavan leikkauspisteen eli Jensenin alfan. Tämä johtuu siitä, että hintakomponentin sisältävät suhdeluvut sisältävät informaatiota osakkeista, mitä markkinabeeta ei pysty selittämään. (Fama & French, 2004, 10) Näistä tutkimuksista ovat saaneet alkunsa erilaiset osakemarkkina-anomaliat, muun muassa tässä työssä tutkittava P/E-anomalia.

CAPM-malliin kohdistuvaa kritiikkiä on siis paljon ja on myös sanottu, että CAPM-mallia ei ole edes koskaan testattu. Tämän puolesta puhuu se, että regressiotestit eivät tarkkaan ottaen testaa itse CAPM-mallia vaan sitä, onko testattavasta markkinaportfoliosta valittu otos tehokas muiden portfolioiden joukossa, jotka markkinaportfoliosta voidaan muodostaa. (Fama & French, 2004, 11)

3 TUTKIMUSMENETELMÄT JA DATA

3.1 Aineisto

Aineistona tässä tutkimuksessa on 73 osakesarjaa Helsingin pörssistä. Mukaan on valittu kaikki yritykset, jotka ovat listautuneet ennen 31.12.1994, ja pysyneet pörssissä 31.12.2005 saakka. Tällä aikavälillä listalle tulleita tai sieltä poistuneita⁴ osakkeita ei ole huomioitu, josta saattaa aiheutua tutkimustuloksiin pientä harhaisuutta (*survivorship bias*⁵). Tästä syystä saatetaan saada merkitsevempiä alfoja, kuin mukana ovat vain yritykset, jotka eivät ole menneet konkurssiin.

Markkinaportfoliona on käytetty OMX Helsinki Cap -indeksiä sekä vertailun vuoksi myös OMX Helsinki portfolio-, MSCI Europe- ja MSCI World -indeksejä. Riskittömänä korkona on käytetty 30.11.1998 asti yhden kuukauden Helibor-korkoa, jonka jälkeen on käytetty vastaavaa Euribor-korkoa. Riskittömän koron vuosituotto (*per annum* -tuotto) on muutettu logaritmisen muunnoksen jälkeen kuukausituotoiksi jakamalla vuosituotto 12:lla (Vaihekoski, 2002, 167).

Kaikki osake- ja indeksisarjat sekä P/E-luvut on hankittu Datastream-ohjelmasta. Sekä osake- että indeksisarjat ovat niin sanottuja *total return* -sarjoja, joissa on huomioitu myös mahdollisesti irronneet osingot, joten osinkoja ei tarvitse erikseen huomioida. P/E-luvut ovat niin sanottuja *adjusted P/E* -lukuja.⁶ Kaikki muu data on kerätty kuukausitasolla paitsi P/E-luvut, jotka on kerätty vuositasolla.

⁴ Vuosina 1995–2005 Helsingin Pörssiin on tullut 47 uutta osaketta (Lähde: Datastream) ja sieltä on poistunut tällä aikavälillä yli 50 yritystä. Poistuneet yritykset on listattu Pörssitieto Ky:n ja G. Kockin ”Pörssitieto 32: osakesäästäjän käsikirja” -kirjassa sivuilla 206–218.

⁵ Survivorship tai survival bias aiheutuu, kun datan valinnassa jätetään systemaattisesti huomioimatta ne yritykset, jotka eivät ole menestyneet, vaan ovat poistuneet pörssistä esim. konkurssin seurauksena (Haugen, 2002, 60).

⁶ Datastream määrittelee adjusted P/E-luvun siten, että se on osakkeen hinta jaettuna kyseisen hetken osakekohtaisella tuloksella.

3.2 Portfoliot

Osakkeet on ensin lajiteltu kullekin vuodelle P/E-lukujen mukaiseen suuruusjärjestykseen. Tämän jälkeen osakkeet on jaettu vuosittain kolmeen portfolioon P/E-lukunsa suuruuden mukaan. Jatkossa pienimmän P/E-luvun portfolioon tullaan viittaamaan numerolla 1, keskisuuren P/E-luvun portfolioon numerolla 2 ja suurimman P/E-luvun portfolioon numerolla 3. Kunkin vuoden portfoliot on muodostettu käyttäen edellisen vuoden P/E-lukuja. Näin menettelemällä on pyritty välttämään harhaisuutta, joka seuraa sellaisen informaation käyttämisestä, mitä sijoittajilla ei kyseisellä ajankohdalla ole ollut käytössä (*look ahead bias*) (Haugen, 2002, 62).⁷ Sijoittajien on tällöin oletettu arvioivan sijoituspäätöstään uudelleen vuoden välein ja tarvittaessa allokoimaan varansa uudelleen. Jos jollekin osakkeelle ei ole jonain vuonna ollut saatavissa P/E-lukua, on se jätetty kyseisen vuoden tarkastelusta pois. Tämän jälkeen tuottoaikasarjoille on tehty logaritminen muunnos ja laskettu logaritmiset eli jatkuva-aikaiset tuotot, mikä on yleistä rahoitusalan tutkimuksessa. Ottamalla luonnolliset logaritmit aikasarjoista, saadaan lasketuista tuotoista paremmin normaalijakautuneita. Seuraavaksi on laskettu CAPM-mallin mukaiset ylituotot vähentämällä kunkin osakkeen ln-tuotosta edellisen periodin vastaava riskitön tuotto. Tämä on perusteltua, koska sijoittajan tehdessä sijoituspäätöksen yhdeksi periodiksi hetkellä t , on hänellä tiedossa sen hetken riskitön korko, mihin hän voisi vaihtoehtoisesti sijoittaa. Laskiessaan saamaansa tuottoa hetkellä $t+1$ sijoittaja tietää, kuinka paljon on tehnyt voittoa/tappiota siihen nähden, että olisi alun perin sijoittanut riskittömään korkoon.

Seuraavassa vaiheessa on alkuperäisistä portfolioista muodostettu 3 uutta markkina-arvoilla painotettua portfolioa (1, 2 & 3). Tämä on tehty siten, että Datastreamista haetuilla kunkin osakkeen markkina-arvolla hetkellä t on kerrottu kyseisen osakkeen ln-ylituotto hetkellä t , jonka jälkeen tulot on summattu yhteen ja jaettu kaikkien samassa portfolioissa olevien osakkeiden markkina-arvojen summalla. Toisin sanoen on laskettu hetken t markkina-arvoilla painotettu keskiarvo osakkeiden ylituotoille. Algebraalisesti tämä voidaan ilmaista portfolioille ajan hetkellä t

⁷ Banz ja Breen (1986) havaitsivat P/E-anomalian katoavan, kun *look ahead bias* ja *survival bias* on poistettu datasta (Anderson & Brooks, 2006, 64)

$$(17) \quad \overline{R_{pt}} = \frac{\sum_{i=1}^n (r_{it} \cdot MA_{it})}{\sum_{i=1}^n MA_{it}}.$$

Kun äskeinen toimenpide suoritetaan jokaisen vuoden jokaisen portfolion jokaiselle havainnolle, saadaan tulokseksi yksi arvo kullekin uudelle portfoliolle, kullekin ajan hetkelle t , eli yhteensä 3 uutta aikasarjaa. Uusissa aikasarjoissa kukin havainto edustaa sijoittajan saamaa tuottoa portfoliosta, jonka tämä on muodostanut P/E-luvun perusteella. Sijoittajan myös oletetaan sijoittavan kuhunkin osakkeeseen sen portfolion painokertoimen mukaisen määrän varoistaan.

3.3 Tutkimusmenetelmät

Muodostetuille aikasarjoille (portfoliot 1, 2, 3 sekä indeksit) on ensin laskettu kuvailevat tunnusluvut. Tämän jälkeen on laskettu aikasarjojen keskinäiset korrelaatiot sekä regressiotestiä koskevien taustaoletusten paikkansapitävyys. Lopuksi on ajettu regressiot, joissa kunkin osakeportfolion tuottoja on pyritty selittämään käyttämällä neljää eri indeksia.

4 TULOKSET

4.1 Kuvailevat tunnusluvut

Seuraavaan taulukkoon on koottu portfolioiden 1, 2 ja 3, sekä kahden markkinaindeksin kuvailevia tunnuslukuja jatkuva-aikaisille ylituotoille.

Taulukko 1. Kuvailevat tunnusluvut tuottosarjoille.

Portfo- lio	Keski- arvo	Keski- hajonta	Vinous	Huipuk- kuus	Min.	Max.	Jarque- Bera
1	0,015	0,068	0,041	2,911	-0,222	0,302	0,081

2	0,011	0,070	-0,981	2,479	-0,279	0,158	22,658*
3	0,016	0,113	-0,510	1,063	-0,381	0,290	26,346*
OMX Cap	0,011	0,061	-0,270	1,053	-0,211	0,184	22,440*
OMX Hex	-0,005	0,114	-0,020	0,352	-0,336	0,335	38,576*

* merkitsevä 95 %:n luotettavuustasolla.

Taulukosta havaitaan, että korkeimman keskimääräisen tuoton on tuottanut suuren P/E-luvun portfolio. Pienen P/E-luvun portfolio on tuottanut kuitenkin keskimäärin lähes yhtä paljon kuin portfolio 3. Volatiliteettiin suhteutettuna portfolio 1:n tuotto on paras, sillä sen volatiliteetti on ollut huomattavasti pienempi kuin parhaan tuoton portfolio 3:n. Portfolio 1 on myös onnistunut tuottamaan korkeimman yksittäisen tuoton tarkasteluperiodilla lukuun ottamatta OMX Hex -indeksiä. Huonoiten kolmesta muodostetusta porfoliosta näiden tunnuslukujen valossa on menestynyt portfolio 2, joka on lähes samalla volatiliteetilla portfolion 1 kanssa tuottanut keskimäärin 4 % huommin. Mielenkiintoista on havaita portfolion 2 ja OMX Cap -indeksin lähes identtinen tuottorakenne. Kaikkein huonoin vaihtoehto sijoittajan kannalta on ollut OMX Hex -indeksi, jonka tuotto tarkasteluperiodilla on jäänyt puoli prosenttia negatiiviseksi.

Huomattava asia taulukossa on myös portfolioiden Jarque-Bera -arvot. Portfolion 1 kohdalla Jarque-Beran arvo ei ole merkitsevä ja nollahypoteesi sen normaalijakautuneisuudesta jää voimaan. Portfolioiden 2 ja 3 sekä molempien markkinaportfolioiden vastaavat testisuureet ovat merkitseviä, jonka seurauksena oletus normaalijakautuneisuudesta hylätään. Kyseiset portfoliot ovat sijoittajan kannalta huonoja sillä ne ovat negatiivisesti vinoja, mikä tarkoittaa, että negatiivisia tuottoja on tullut enemmän kuin positiivisia. OMX Hex -indeksin jakaumassa huomattavaa on myös sen muita litteämpi muoto, mikä johtuu siitä, että sen yksittäisten tuottojen frekvenssit ovat lähempänä toisiaan.

4.2 Korrelaatiot

Seuraavaksi esitetään ja tulkitaan kaikkien kotimaisten portfolioiden väliset korrelaatiot. Taulukkoon 3 on koottu asian ilmaiseva korrelaatiomatriisi.

Taulukko 2. Portfolioiden tuottojen korrelaatiot.

Portfolio	1	2	3	OMX Cap	OMX Hex
1	1				
2	0,611	1			
3	0,381	0,400	1		
OMX Cap	0,719	0,703	0,769	1	
OMX Hex	-0,342	-0,333	-0,855	-0,667	1

Yllä olevasta taulukosta nähdään, että pienen P/E-luvun portfolio 1 korreloi keskiuurien P/E-luvun portfolio 2 kanssa enemmän kuin suurimman P/E-luvun portfolio 3 kanssa. Myös portfolio 2 korrelaatio 3:n kanssa on vähäisempää kuin 1:n kanssa. Tästä voidaan päätellä, että mitä suurempi on ero osakkeiden P/E-lukujen välillä sitä vähemmän ne korreloivat keskenään.

Paremmaksi markkinaportfolioksi CAPM-mallin testausta varten osoittautuu OMX Cap sillä se korreloi kaikkien kolmen portfolio 2 kanssa yli 70 %:sti. Jälleen on mielenkiintoista huomata OMX Hex:n muista poikkeava käytös. Tällä tarkasteluperiodilla OMX Hex on korreloinut negatiivisesti kaikkien portfolioiden sekä OMX Cap indeksin kanssa. Tällöin sen antama selitysaste regressiossa, jossa portfolioiden ylituottoja testataan markkinoiden ylituottoa vastaan, jääneen matalaksi.

Erot indeksien välillä johtuvat niiden painorajoituksista. OMX Cap -indeksissä yksittäisen osakkeen paino on rajattu 10 %:iin, kun taas OMX Hex -yleisindeksissä ei ole painorajoitteita (OMX Group, 2006).⁸ Tällöin Nokia Oyj:n painon ollessa noin 35 % yleisindeksissä (OMX Group, 2006), saattaa yleisindeksin tuotto muodostua päinvastaiseksi painorajoitetun OMX Cap -indeksin kanssa.

4.3 Lineaarisen regression taustaoletukset ja testitulokset

4.3.1 Regression taustaoletukset

Regressioanalyysissä aikasarjojen residuaalien oletetaan olevan normaalijakautuneita, niiden varianssin oletetaan olevan äärellinen ja jatkuva, keskiarvon oletetaan olevan nolla ja residuaalien kovarianssi selittävän muuttujan kanssa oletetaan nollaksi. Lisäksi residuaalien oletetaan olevan korreloimattomia keskenään. (Brooks, 2005, 56). Taulukkoon 3 on koottu tunnuslukuja koskien regressiotestin residuaaleja, jossa kunkin portfolion tuottoja selitetään OMX Cap -indeksin tuotoilla.

Taulukko 3. Regression residuaalien tunnuslukuja.

Portfolio	Keskiarvo	σ^2	Cov(u,x)	Cov(u _i ,u _j)	Jarque-Bera
1	< 0,001	0,002	< 0,001	0,002	843,416*
2	< 0,001	0,002	< 0,001	0,002	177,324*
3	< 0,001	0,005	< 0,001	0,005	26,656*

* merkitsevä 95 %:n luottamustasolla.

Taulukosta 3 voidaan nähdä, että residuaalien keskiarvo ja kovarianssi OMX Cap -indeksin kanssa sekä autokorrelaatio ovat hyvin lähellä nollaa. Lisäksi residuaalien varianssi on äärellinen. Itse asiassa kaikki muut klassisen lineaarisen regression ole-

⁸ OMX Cap -indeksin painorajoitteet tarkistetaan päivittäin avauskurssiin, mistä syystä tarkasteltaessa sulkemishinnoilla muodostettua indeksiä, painot saattavat hieman poiketa 10 %:sta.

tukset residuaaleista toteutuvat, paitsi niiden normaalijakautuneisuus. Tämä saattaa johtua joistakin aineistossa olevista ylisuurista positiivisista tai negatiivisista tuotoista (*outliers*). Näiden havaintojen korvaaminen *dummy*-muuttujilla tai niiden kokonaan poistaminen saattaisi vaikuttaa siten, että residuaalien sekä myös tuottojen jakaumista tulisi normaalijakautuneita. Tällainen toimenpide nostaisi myös mallin selitysastetta. Näin meneteltäessä on kuitenkin oltava tietoinen siitä, että arvopisteiden poistaminen datasta voi antaa mallille paremman selitysasteen, mutta se voi johtaa myös oikean nollahypoteesin virheelliseen hylkäämiseen, sillä jokainen havainto edustaa hyödyllistä informaatiota tutkittavasta ilmiöstä (Brooks, 2005, 184).

Residuaalien ollessa ei-normaalijakautuneita, on mahdollista käyttää testejä, jotka eivät edellytä sitä. Tällaisia testejä on kuitenkin hankala toteuttaa, eikä niiden ominaisuuksista olla kovin varmoja. (Brooks, 2005, 182) Tästä syystä tässä tutkimuksessa on pysytty pienimmän neliösumman menetelmää (OLS) hyödyntävässä regressiotestissä, sillä P/E-anomalian tutkimista varten on tutkittava CAPM-mallia, ja se onnistuu parhaiten käyttämällä regressiota. Lisäksi otoksen ollessa riittävän suuri, ei normaalijakautumattomuuteen tarvitse kiinnittää huomiota, sillä keskeisen raja-arvolauseen mukaisesti kaikki aikasarjat lähestyvät normaalijakautuneisuutta havaintomäärän kasvaessa riittävästi (Brooks, 2005, 182).

4.3.2 Testitulokset, markkinaportfoliona OMX-Cap

Seuraavaksi tullaan esittämään varsinaiset tulokset regressiotestistä, jossa kunkin portfolion jatkuva-aikaisia ylituottoja on mallinnettu käyttäen selittäväenä tekijänä OMX Cap -indeksin ylituottoja.

Tämän ja myöhemmässä vaiheessa tehtyjen testien oletushypoteesit tarkasteltavan parametrin α kohdalla on:

$$H_0 : \alpha = 0$$

$$H_1 : \alpha \neq 0$$

Nollahypoteesin jäädessä voimaan eli α :n ollessa 0, tarkoittaisi se sitä, että Suomen osakemarkkinoilla sijoittajat eivät ole saaneet epänormaalia tuottoa sijoittamalla pienen P/E-luvun osakkeisiin. Tällöin niin sanottua P/E-anomaliaa ei esiintyisi Suomen markkinoilla, mikä olisi markkinatehokkuuden kannalta hyvä asia. Vastaavasti, jos nollahypoteesi hylätään ja vaihtoehtoinen hypoteesi H_1 jää voimaan, voidaan todeta, että P/E-anomaliaa on esiintynyt Suomen markkinoilla vuosina 1995–2005. Molemissa hypoteeseissa β on oletettu erisuureksi kuin nolla, koska CAPM-mallin mukaan osakkeen odotettu tuotto on markkinoiden riskipreemion β -kerrainen. Tämä voidaan rinnastaa myös hypoteesin $R^2 \neq 0$ testaamiseen (Koop, 2006, 85).

Seuraavaan taulukkoon on koottu tulokset koskien testiä, jossa portfolion 1 tuottoja on selitetty OMX Cap -indeksin tuotoilla kaavan (12) mukaisesti.

Taulukko 4. Testitulokset, kun y muuttujana portfolio 1, x muuttujana OMX Cap.

Parametri	Arvo	T-luku	P-arvo
Korrelaatiokerroin R^2	0,517*		
Tarkistettu korrelaatiokerroin	0,514		
α	0,006	1,484	0,140
β	0,795*	11,801	< 0,001

*Merkitsevä 95 %:n luotettavuustasolla.

Mallin selitysaste (51,4 %) on CAPM-mallin testaukseen erittäin hyvä. Lisäksi F arvo on 5 %:n riskitasolla erittäin merkitsevä, jolloin voidaan todeta, että selitysaste poikkeaa tilastollisesti merkitsevästi nolasta. Myös portfolion beeta on vahvasti merkitsevä. Alfa on positiivinen, mikä on P/E-anomalian olettamus, mutta se ei poikkeaa tilastollisesti nolasta. Vasta 15 %:n riskitasolla alfa on merkitsevä. CAPM-malli näyttäisi pitävän paikkansa portfolion 1 kohdalla eli H_0 hylätään.

Seuraavaksi tarkastellaan portfolion 2 regressiota saman markkinaportfolion suhteen. Taulukkoon 5 on koottu keskeisimmät tulokset.

Taulukko 5. Testitulokset, kun y muuttujana portfolio 2, x muuttujana OMX Cap

Parametri	Arvo	T-luku	P-arvo
Korrelaatiokerroin R^2	0,495*		
Tarkistettu korrelaatiokerroin	0,491		
α	0,002	0,488	0,626
β	0,806*	11,283	< 0,001

*Merkitsevä 95 %:n luotettavuustasolla.

Selitysaste portfoliolle 2 jää hieman huonommaksi kuin portfoliolle 1, johtuen sen pienemmästä korrelaatiosta OMX Cap -indeksin kanssa. Selitysaste on silti CAPM-mallille hyvä ja se poikkeaa merkitsevästi nolasta. Portfolion 2 beeta on myös vahvasti merkitsevä, mikä on jälleen edellytys CAPM-mallin paikkansapitävyydelle. Alfa ei tälläkään kerralla poikkea merkitsevästi nolasta, joskin se saa positiivisen arvon. Tämä johtaa H_0 :n hylkäämiseen.

Portfolion 3 kohdalla tulokset ovat seuraavat.

Taulukko 6. Testitulokset kun y muuttujana portfolio 3, x muuttujana OMX Cap

Parametri	Arvo	T-luku	P-arvo
Korrelaatiokerroin R^2	0,769*		
Tarkistettu korrelaatiokerroin	0,591		
α	0,001	0,099	0,921
β	1,419*	13,696	< 0,001

*Merkitsevä 95 %:n luotettavuustasolla.

Portfolion 3 kohdalla mallin selitysaste on huikea 77 %. Tarkistettu selitysaste (*adj R²*) on varsinaista selitysastetta huomattavasti pienempi, mikä tarkoittaa sitä, että jos malliin lisätään uusi selittävä muuttuja, mallin selitysaste laskee. Suuri ero selitysasteen ja sovitetun selitysasteen välillä selittyy sillä, että Nokia on useimpina vuosina portfoliossa 3. Nokia nostaa selitysastetta koko portfoliolle, sillä Nokiolla on 10 %:n vaikutus itse selittävään muuttujaan. Uudelleen, ilman Nokiaa rakennettua portfolio 3:a regressoitaessa selitysasteeksi tulee 62,9 % ja tarkistetuksi selitysasteeksi 62,6 % (katso liite 1). Nokian poistaminen myös laskee portfolion beetaa ja alfaa tehden

jälkimmäisestä negatiivisen. Myös beetan ja alfan p -arvot laskevat. Molemmissa tapauksissa testitulokset johtavat jälleen H_0 :n hylkäämiseen.

Tarkastellaan seuraavaksi kaikkien kolmen portfolioiden tuloksia yhdessä. Yksikään portfolio ei saanut tilastollisesti merkitsevää alfaa, jolloin voidaan sanoa, että huomattavaa P/E-anomaliaa ei ole esiintynyt ja markkinat ovat olleet tältä osin tehokkaat. Jonkinasteisia johtopäätöksiä P/E-anomalian puolesta voidaan kuitenkin tehdä. Portfolion 1 alfa on kaikkein suurin ja merkitsevä jo paljon alhaisemmalla riskitasolla, kuin portfolioiden 2 ja 3. Lisäksi pienimmän P/E-luvun portfolio on antanut volatilitteettiin suhteutettuna suurimman keskimääräisen tuoton.

CAPM-malli näyttäisi kuitenkin pitävän paikkansa selitysasteiden, beetojen ja alfojen suhteen, mikä voisi indikoida mm. sitä, että tässä testissä käytetty indeksi on hyvä estimaatti todelliselle markkinaportfoliolle.

Mielenkiintoista saaduissa tuloksissa on, että testeistä saadut beetat ovat ristiriidassa aiemmin esitetyn teorian kanssa. Tuolloin todettiin, että mitä suurempi on osakkeen beeta, sitä pienempi on sen P/E-luku. Regressioiden tulosten mukaan beeta kasvaisi P/E-luvun kasvaessa. Tuloksista ei voi kuitenkaan tehdä kovin luotettavia johtopäätöksiä yksittäisten osakkeiden tapauksiin, sillä testeissä käytettyjä aikasarjoja ei ole muodostettu P/E-luvun suhteen tiettyjä laatuluokkia käyttäen, vaan puhtaasti suuruusjärjestyksen perusteella. Tällöin kahtena vuonna saman P/E-luvun saanut osake on voinut kuulua kyseisinä vuosina eri portfolioihin riippuen muiden osakkeiden P/E-luvuista. Näin ollen kunakin vuonna tiettyyn portfolioon päätyneillä osakkeilla on voinut olla aivan eri luokkaa olevat P/E-luvut ja samoin myös beetat.

4.3.3 Testitulokset, markkinaportfoliona OMX-Hex

Seuraavaksi tullaan esittämään tuloksia P/E-anomalian esiintymisestä Suomessa käyttäen OMX Cap -indeksin sijaan OMX Hex -yleisindeksiä markkinaportfolion estimaattina.

Taulukossa 7 on esitetty tulokset portfolion 1 regressiolle.

Taulukko 7. Testitulokset kun y muuttujana portfolio 1, x muuttujana OMX Hex

Parametri	Arvo	T-luku	P-arvo
Korrelaatiokerroin R^2	0,117*		
Tarkistettu korrelaatiokerroin	0,110		
α	0,014*	2,497	0,014
β	-0,204*	-4,152	< 0,001

*Merkitsevä 95 %:n luotettavuustasolla.

Alfa ja beeta ovat molemmat merkitseviä ja alfa on positiivinen, mikä oli oletushypoteesina P/E-anomalian olemassaololle. Mallin selitysaste on kuitenkin niin alhainen, joskin merkitsevästi nolasta poikkeava, että luotettavia johtopäätöksiä anomalian puolesta ei voida tehdä. Portfolion beeta on mallissa negatiivinen, mikä on seurausta siitä, että portfolion 1 korrelaatio OMX Hex -indeksin kanssa on negatiivinen (kts. taulukko 2). Mallin ollessa luotettava, tarkoittaisi se sitä, että sijoittajat ovat saaneet laskevalla markkinoilla positiivisia tuottoja ja 1,4 %:n epänormaalin tuoton.

Taulukkoon 8 on koottu tulokset portfolion 2 regressiosta.

Taulukko 8. Testitulokset kun y muuttujana portfolio 2, x muuttujana OMX Hex

Parametri	Arvo	T-luku	P-arvo
Korrelaatiokerroin R^2	0,111*		
Tarkistettu korrelaatiokerroin	0,104		
α	0,010	1,722	0,087
β	-0,205*	-4,022	< 0,001

*Merkitsevä 95 %:n luotettavuustasolla.

Tulokset ovat alfan merkitsevyyttä lukuun ottamatta samankaltaiset portfolion 1 kanssa. Myös tällä kertaa selitysaste jää alhaiseksi ja beetasta tulee negatiivinen.

Portfolio 3:n tulokset toisen regression suhteen on esitetty taulukossa 9.

Taulukko 9. Testitulokset kun y muuttujana portfolio 3, x muuttujana OMX Hex

Parametri	Arvo	T-luku	P-arvo
Korrelaatiokerroin R^2	0,730*		
Tarkistettu korrelaatiokerroin	0,728		
α	0,012*	2,326	0,022
β	-0,851*	-18,759	< 0,001

*Merkitsevä 95 %:n luotettavuustasolla.

Mallin selitysaste nousee korkeaksi, mikä on odotettavaa Nokian suuren vaikutuksen vuoksi. Mallin alfa on positiivinen ja merkitsevä, mikä viittaisi epänormaalien tuottojen esiintymiseen. Beeta on jälleen negatiivinen seurauksena negatiivisesta korrelaatiosta näiden portfolioiden välillä. Tämä on puolestaan ristiriidassa sen kanssa, että molemmassa portfolioissa Nokian paino on suuri, minkä pitäisi johtaa siihen, että Nokian vaikutus näiden kahden muuttujan korrelaatioon on positiivisuutta lisäävä. Liitteestä 2 käy ilmi vaikutus Nokian poistamisesta portfolioista 3. Selitysaste putoaa 21 %:in ja alfa ei ole enää merkitsevä. Tästä voisi tehdä johtopäätöksen, että ainakin Nokialla on tarkasteluperiodilla ollut merkitsevä alfa. Lisäksi regression beeta kasvaa -0,25:een. Tämä antaa lisää todisteita Nokian negatiivisesta korrelaatiosta yleisindexin kanssa.

Yhteenvedona kaikista kolmesta regressiosta, joissa markkinaportfoliona on käytetty OMX Hex -indeksiä, voidaan todeta P/E-anomalian kohdalla, että sitä ei esiinny ja oletushypoteesi hylätään kaikkien kolmen portfolioiden kohdalla (portfolion 3 kohdalla hylkäys vasta Nokian vaikutuksen poistamisen jälkeen). Jonkinasteisia viittauksia anomaliaan löytyy portfolion 1 saadessa merkittävän alfan. Luotettavia johtopäätöksiä ei voida tehdä, sillä mallin selitysaste jäi melko alhaiseksi. Portfolion 3 kohdalla aluksi merkitsevä alfa todettiin olevan jälleen vaikutusta Nokian suuresta painosta sekä selitettävässä että selittävässä muuttujassa. Näiden kahden testin perusteella portfolio 2 näyttäisi olevan suoriutumisessaan tasaisin ja parhaiten CAPM-malliin sopeva.

4.3.4 Testitulokset, markkinaportfoliona MSCI Europe/MSCI World

Tässä luvussa esitetään viimeiset tulokset P/E-anomalian esiintymisestä. Ensin tarkastellaan anomalian olemassa oloa, kun markkinaportfoliota laajennetaan kattamaan Eurooppa ja myöhemmin koko maailma. Tämä on CAPM-oletuksien kannalta perusteltua ja jopa suotavaa.

Taulukkoon 10 on tiivistetty tulokset kaikkien kolmen portfolioiden regressiosta, jossa markkinaportfoliona on käytetty MSCI Europe -indeksiä.

Taulukko 10. Y muuttujina portfolioit 1, 2, 3, x muuttujana MSCI Europe

	1	2	3
R^2	0,349*	0,344*	0,397*
Sovitettu R^2	0,344	0,339	0,393
α	0,007	0,003	0,002
β	0,856*	0,881*	1,525*
P-arvo (α)	0,146	0,559	0,770
P-arvo (β)	< 0,001	< 0,001	< 0,001

*Merkitsevä 95 %:n luotettavuustasolla.

Markkinaportfolion laajentaminen kattamaan koko Eurooppa näyttäisi tasoittavan portfolioiden välisiä eroja. Selitysasteet ovat kaikilla melko samaa luokkaa ja poikkeavat merkitsevästi nolasta. Ne ovat lisäksi CAPM-mallin testaukseen hyvät. H_0 hylätään taas kaikkien portfolioiden kohdalla ja CAPM-malli näyttäisi jälleen jäävän voimaan, sillä kaikki beetat ovat merkitseviä, eikä yksikään alfoista ole merkitsevä.

Jonkinasteista spekulatiota anomalian olemassaolosta aiheuttaa se, että portfolioiden alfat kasvavat P/E-luvun pienetessä. Lisäksi pienen P/E-luvun portfolioin alfa tu-

lee merkitseväksi jo huomattavasti alhaisemmalla riskitasolla (15 %) kuin kahden muun.

Lopuksi tarkastellaan vielä CAPM-mallin paikkaansapitävyyttä, kun markkinaportfolio laajennetaan maailmanlaajuiseksi.

Talukossa 11 on esitetty keskeiset tunnusluvut.

Taulukko 11. Y muuttujina portfoliot 1, 2, 3, x muuttujana MSCI World.

	1	2	3
R^2	0,266*	0,327*	0,399*
Sovitettu R^2	0,260	0,322	0,394
α	0,008	0,003	0,003
β	0,852*	0,979*	1,743*
P-arvo (α)	0,108	0,502	0,724
P-arvo (β)	< 0,001	< 0,001	< 0,001

*Merkitsevää 95 %:n luotettavuustasolla.

Tulokset viestivät pitkälti samaa kuin käytettäessä MSCI Europe -indeksiä. Tällä keralla selitysaste näyttäisi korreloivan positiivisesti P/E-luvun suuruuden kanssa. Tämä voi olla seurausta siitä, että suuremman P/E-luvun yrityksistä useampi on kansainvälisiä suuria yrityksiä, joiden kurssikehitys seuraa lähemmin maailman yleistä kurssikehitystä.

Mikään alfoista ei edelleenkään ole merkitsevää, joskin portfolio 1:n alfa on jälleen suurin ja lähimpänä merkitsevyyttä (11 %:n riskitasolla merkitsevää). Tulosten valossa H_0 hylätään jälleen.

5 JOHTOPÄÄTÖKSET JA JATKOTUTKIMUSAIHEET

Tässä tutkimuksessa testattiin P/E-anomalian esiintymistä Suomen osakemarkkinoilla vuosina 1995–2005. Testimenetelmänä käytettiin regressioanalyysiä ja erilaisia regressioita suoritettiin kullekin portfoliolle 4 kpl. Tutkimuksessa havaittiin, että Suomessa ei voida todeta olleen merkittävää P/E-anomaliaa kyseisellä tutkimusperiodilla ja aineistolla. Jonkinasteisia viittauksia P/E-anomaliaan kuitenkin löytyi. Tutkimuksen perusteella voidaan sanoa, että nostettaessa testin riskitasoa 5 prosentista 15 prosenttiin, pienen P/E-luvun osakkeisiin tehokkaasti hajauttamalla sijoittajat ovat saaneet epänormaaleja tuottoja, riippumatta oikean markkinaportfolion estimaattina käytetystä indeksistä. Syy siihen, ettei viiden prosentin riskitasolla saatu merkitseviä tuloksia, voi johtua sijoittajien yhä kasvaneesta tietoisuudesta P/E-anomalian mahdollisesta olemassa olost. Tällöin yhä useammat ovat tavoitelleet epänormaalia tuottoa sijoittamalla alhaisen P/E-luvun osakkeisiin, jolloin mahdollisesti aiemmin esiintynyt anomalia vähitellen häviää. Toinen mahdollinen syy siihen, ettei anomaliaa esiinny merkittävästi, on tutkimuksessa eliminoitu *look ahead bias*. Se miksi 15 %:n riskitasolla viitteitä anomaliasta esiintyy, voi olla seurausta *survival bias* -ilmiöstä.

Lisäksi tässä työssä tehtyjen testien perusteella voidaan tehdä muutama johtopäätös Suomen osakemarkkinoista. Voidaan sanoa, että osakkeet ovat P/E-luvun suhteen melko tehokkaasti hinnoiteltu. Tällöin sekä pienet että suuret P/E-luvut heijastavat realistisia kasvuodotuksia yrityksille. Lisäksi on havaittu, miten pienillä markkinoilla yksi suuri yritys saa aikaan merkittävää harhaisuutta estimoitaessa CAPM-mallia. Tällöin testattaessa CAPM-mallia käyttäen markkinaportfoliona kotimaista indeksiä saadan parempia tuloksia, kun käytetään painorajoitettua indeksiä yleisindeksin sijasta. Suoritettujen testien perusteella voidaan sanoa OMX Cap - ja OMX Hex - indeksien muutosten heijastelevan melko hyvin tarkasteluvälillä Euroopan ja jopa koko maailman pääomamarkkinoiden muutoksia.

Tässä tutkimuksessa osakkeet oli vuosittain laitettu suuruusjärjestykseen P/E-lukunsa perusteella ja jaettu sen jälkeen kolmeen portfolioon, jonka jälkeen tutkittiin portfolioiden epänormaaleja tuottoja. Tutkimatta jäi, miten osakkeiden jakaminen tiettyihin P/E-lukuluokkiin, esim. $P/E < 10$, $10 < P/E < 20$, $P/E > 20$, vaikuttaa testituloksiin.

Lisäksi olisi syytä tutkia P/E-anomaliaa ottamalla mukaan tarkasteluperiodilla listalle tulleet uudet osakkeet ja sieltä poistuneet. Lisäksi mukaan tulisi ottaa suomalaisten näkökulmasta uudet Pohjoismaalaiset osakkeet.

Tämän tutkimuksen tarkasteluvälillä on Suomen osakemarkkinoilla ollut suuri nousukausi, sekä laskukausi. Mielenkiintoista olisi tarkastella P/E-anomaliaa näillä periodeilla erikseen. Tällöin saataisiin uutta tietoa siitä, onko anomalian esiintyminen suhdanneriippuvaista.

LÄHTEET

Anderson K., Brooks C. The Long-Term Price-Earnings Ratio. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2006, vol. 33, nro 7 & 8, s. 63–86.

Basu S. The Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *The Journal of Finance*, 1977, vol. 32, nro 3, s. 663-681.

Bodie Z., Kane A., Marcus A.. Investments. Singapore: McGraw-Hill/Irwin, 2005.

Booth G., Martikainen T., Perttunen J., Yli-Olli P. On the Functional Form of Earnings and Stock Prices: International Evidence and Implications for the E/P-Anomaly. *Journal of Business Finance & Accounting*, 1994, vol. 21, nro 3.

Brooks C. Introductory econometrics for finance. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

Cochrane J. Asset Pricing. New Jersey: Princeton University Press, 2001.

Elton E., Gruber M., Brown S., Goetzmann W. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6. painos. Hoboken: John Wiley & Sons Ltd, 2003.

Fama E., French K. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, 1996, vol. 51, nro 1, s. 55-84.

Fama E., French K. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 2004, vol. 18, nro 3, s. 25-46.

Haugen R. The Inefficient Stock Market: What Pays Off and Why. 2. painos. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

Kock G. Pörssitieto 33: osakesäästäjän käsikirja. Helsinki: Pörssitieto KY, 2006.

Koop G. Analysys of Financial Data. Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2006.

Malkamäki M. Essays on Conditional Pricing of Finnish Stocks. Helsinki: Suomen Pankki, 1993.

Marrison C. The Fundamentals of Risk Measurement. New York: McGraw-Hill, 2002.

Martikainen T. The Cross-sectional Determinants of E/P-ratios - Implications to E/P-Anomaly. Vaasa: Vaasan yliopisto, 1991.

OMX Group. Index weights. (Viitattu 16.11.2006). Saatavilla http://www.omxgroup.com/digitalAssets/6921_Weights_of_the_OMXH_indices__31.5.2006_.pdf

OMX Group. Indeksiperhe. (Viitattu 16.11.2006). Saatavilla http://www.omxgroup.com/nordicexchange/kaupankaynti/OMXn_indeksit/OMXn_indeksiperhe/Helsingin_Porssin_indeksit/ (16.11.2006)

Tilastokeskus. Tilastot. (Viitattu 28.11.2006). Luettavissa http://www.stat.fi/til/hex/2005/12/hex_2005_12_2006-01-18_tie_001.html

Vaihekoski M. Excel ja rahoitusalan sovellukset. Helsinki: WSOY, 2002.

LIITTEET

Liite 1.

<i>Regressiotunnusluvut</i>				
Kerroin R	0,793096			
Korrelaatiokerroin	0,629001			
Tarkistettu korrelaatiokerroin	0,626147			
Keskivirhe	0,037877			
Havainnot	132			
ANOVA				
	<i>va</i>	<i>F</i>	<i>F:n tarkkuus</i>	
Regressio	1	220,4052	8,96E-30	
			<i>t Tunnusl-</i>	
	<i>Kertoimet</i>	<i>Keskivirhe</i>	<i>vut</i>	<i>P-arvo</i>
Leikkauspiste	-0,0014	0,00335	-0,41725	0,67718
Muuttuja X 1	0,801928	0,054016	14,84605	8,96E-30

Liite 2.

<i>Regressiotunnusluvut</i>				
Kerroin R	0,459653			
Korrelaatiokerroin	0,211281			
Tarkistettu korrelaatiokerroin	0,205214			
Keskivirhe	0,055227			
Havainnot	132			
ANOVA				
	<i>va</i>	<i>F</i>	<i>F:n tarkkuus</i>	
Regressio	1	34,82426	2,95E-08	
			<i>t Tunnusl-</i>	
	<i>Kertoimet</i>	<i>Keskivirhe</i>	<i>vut</i>	<i>P-arvo</i>
Leikkauspiste	0,006144	0,004812	1,276971	0,203889
Muuttuja X 1	-0,25056	0,042458	-5,90121	2,95E-08

Liite 3.

HEX-yleisindeksi kuukausikeskiarvoina vuosina 1987-2005, (Osakeindeksi 28.12.1990=1000)

