

VAASAN YLIOPISTO
KAUPPATIETEELLINEN TIEDEKUNTA
LASKENTATOIMI JA RAHOITUS

Mikko Laaksonen

**SIJOITTAJIEN SENTIMENTIN VAIKUTUS TUNNUSLUKU- SEKÄ MARK-
KINA-ARVOPERUSTEISESTI: TUTKIMUS SUOMEN OSAKEMARKKI-
NOILLA**

Laskentatoimen ja rahoituksen
Pro gradu -tutkielma
Rahoitus

VAASA 2014

SISÄLLYSLUETTELO

TIIVISTELMÄ	9
1. JOHDANTO	11
1.1. Tutkimusongelma	12
1.2. Tutkielman rakenne	13
2. OSAKEMARKKINOIDEN TEHOKKUUS JA HINNOITTELU	14
2.1. Informaation välittyminen hintoihin	14
2.2. Osakkeiden hinnoittelumallit	16
2.2.1. CAP -malli	17
2.2.2. APT -malli	18
2.2.3. Fama-French kolmifaktorimalli	19
2.3. Anomaliat	20
2.3.1. Yrityksen koko	20
2.3.2. Keskeiset arvoanomaliat	21
3. SIJOITTAJIEN SENTIMENTTI OSAKEMARKKINOILLA	23
3.1. Sijoittajien sentimentti	24
3.1.1. Prospektiteoria	25
3.1.2. Yleisimmät psykologiset harhat	26
3.2. Arbitraasin rajoitteet	29
4. HYPOTEESIEN MUODOSTUS	32
4.1. Aikaisemmat tutkimukset	32
5. TUTKIMUSAINEISTO	40
5.1. Aineiston kuvaus	40
5.1.1. Osakeindeksit	40
5.1.2. Portfolioiden muodostus	41
5.2. Kuluttajabarometri	43
5.2.1. Kuluttajabarometrin kokoaminen	44
5.2.2. Kuluttajabarometrin komponentit	45
6. TUTKIMUSMENETELMÄT	48
6.1. Aikasarjojen stationaarisuus ja sen testaaminen	48

6.2. Yhteisintegraatio ja sen testaaminen	52
6.2.1. Vektoriautoregressiivinen (VAR) malli	53
6.2.2. Johansen yhteisintegraatiotesti	54
6.3. Korrelaatio	56
6.4. Granger-kausalisuus	57
6.5. Toda ja Yamamoto Granger-kausalisuustesti	59
7. TULOKSET	60
7.1. ADF -yksikköjuuritestit	60
7.2. Johansen yhteisintegraatiotesti	63
7.3. Granger-kausalisuus	66
8. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	75
LÄHDELUETTELO	79
LIITE 1. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset	87
LIITE 1. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset	87
LIITE 1. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset	88
LIITE 1. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset	88

KUVIOLUETTELO

Kuvio 1. Informaation välittyminen hintoihin	15
Kuvio 2. Prospektiteorian arvofunktio	26
Kuvio 3. Todennäköisyydet päätöspainoina	26
Kuvio 4. Sosiaaliset mielialat rahoitusmarkkinoiden syklien eri vaiheissa	29
Kuvio 5. Kuluttajabarometri tutkielman koko aikaväliltä	44
Kuvio 6. OMXHCAP -indeksi tutkielman koko aikaväliltä	44
Kuvio 7. Pienistä osakkeista muodostetun portfolion jäännössarja	51
Kuvio 8. Korkean P/E-luvun osakeportfolio tasosarjana	64
Kuvio 9. Korkean P/E-luvun osakeportfolio ensimmäisessä differenssissä	64

TAULUKKOLUETTELO

Taulukko 1. Muuttujien kuvaus	42
Taulukko 2. Alustavat tulokset	43
Taulukko 3. Saldoluvun laskenta	46
Taulukko 4. Kuluttajabarometrin komponentit	46
Taulukko 5. ADF -testin tulokset	62
Taulukko 6. ADF -testin tulokset	63
Taulukko 7. ADF -testin tulokset	63
Taulukko 8. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset	65
Taulukko 9. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset	66
Taulukko 10. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset	67
Taulukko 11. Granger-kausaisuustestin tulokset	72
Taulukko 12. Granger-kausaisuustestin tulokset	72
Taulukko 13. Granger-kausaisuustestin tulokset	73
Taulukko 14. Granger-kausaisuustestin tulokset komponenteittain	74
Taulukko 15. Granger-kausaisuustestin tulokset komponenteittain	75

 VAASAN YLIOPISTO

Kauppatieteellinen tiedekunta
Tekijä:

Mikko Laaksonen

Tutkielman nimi:

 Sijoittajien sentimentin vaikutus tunnusluku-
 sekä markkina-arvoperusteisesti: Tutkimus
 Suomen osakemarkkinoilla

Ohjaaja:

Timo Rothovius

Tutkinto:

Kauppatieteiden maisteri

Yksikkö:

Laskentatoimi ja rahoitus

Oppiaine:

Laskentatoimi ja rahoitus

Linja:

Rahoitus

Aloitusvuosi:

2009

Valmistumisvuosi:

2015

Sivumäärä: 88

TIIVISTELMÄ

Tutkielman tarkoituksena on selvittää, onko sijoittajien sentimentillä mahdollista ennustaa osakemarkkinoiden tuottoja. Tärkeimpänä päämääränä on tutkia, miten koko- ja arvoanomaliat vaikuttavat sijoittajien sentimenttiin. Tutkimus toteutetaan Suomen osakemarkkinoilla, sillä suurin osa aikaisemmista tutkimuksista on tutkinut sentimentin vaikutusta USA:n osakemarkkinoilla ja muualla Euroopassa, joten on tärkeää selvittää vaikuttaako ilmiö myös Suomessa. Tutkimuksen aikavälinä on 1995–2014, mikä tekee kuukausittaista aineistoa käytettäessä yhteensä 224 havaintoa. Lisäksi selvitetään vaikuttaako sijoittajien sentimentti ajasta riippumatta jakamalla tutkimusaikaväli kahteen osaan aikavälille 1995–2005 sekä 2005–2014. Sijoittajien sentimentti-indikaattorina on käytetty Tilastokeskuksen keräämää kuluttajabarometriä, joka mittaa kuluttajien näkemyksiä kotitalouden sekä kansantalouden kehityksestä seuraavan 12 kuukauden aikana.

Tärkeimpänä tutkimusmenetelmänä käytetään Granger-kausalisuustestiä, sillä menetelmä on todettu päteväksi useissa vastaavissa tutkimuksissa (Jansen & Nahuis 2003). Koko- ja arvoanomalioiden vaikutusta selvitetään muodostamalla osakeportfolioita tunnuslukuperusteisesti (P/B sekä P/E) sekä jakamalla osakkeet markkina-arvon mukaisesti. Portfolioiden muodostuksessa on noudatettu Fama ja Frenchin (1992,1993) portfoliojen muodostuskriteereitä. Tämän jaottelun lisäksi tutkielmassa käytetään toimialaperusteista jaottelua, sillä valtaosa Helsingin pörssin yrityksistä toimii teollisuusalalla ja suoraan kuluttajille suunnattujen tuotteiden ja palveluiden osuus on vähäisempi.

Sijoittajien sentimentin ja osakemarkkinoiden tuottojen todettiin korreloivan positiivisesti. Granger-kausalisuustestin tulosten perusteella kausalisuuden havaittiin kulkevan kuitenkin ainoastaan yhdensuuntaisesti osakemarkkinoista sijoittajien sentimenttiin. Tällä tarkoitetaan, että sentimentti-indikaattorina käytettyä kuluttajabarometriä ei ole mahdollista hyödyntää sijoituspäätöksiä tehdessä. Toisensuuntainen kausalisuus osoittaa kuitenkin, että suomalaiset kuluttajat hyödyntävät osakemarkkinoista saatavaa informaatioita siitä huolimatta, omistavatko he itse osakkeita vai eivät.

AVAINSANAT: Sijoittajien sentimentti, kuluttajaluottamus, osakemarkkinat, P/B, P/E, markkina-arvo ja Granger-kausalisuus.

1. JOHDANTO

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi perustuu Faman (1970) määritelmään, jonka mukaan arvopapereiden hinnat heijastavat joka hetkellä täysin kaikkea saatavilla olevaa informaatiota. Informaation oletetaan hypoteesin mukaisesti olevan vapaasti kaikkien saatavilla, joten markkinoilla ei pääse esiintymään väärinhinnoittelua. Faman (1970) määritelmän mukaisesti markkinoiden tehottomuutta on lisäksi mahdotonta todistaa, sillä tehottomuus voi olla seurasta siitä, että käytetty hinnoittelumalli on riittämätön kuvaamaan arvopapereiden tuotto-odotuksia. Malkiel (2003) tarkentaa määritelmää, että tehokkailla markkinoilla keskimääräistä suurempien tuottojen tekeminen on mahdotonta ottamatta keskimääräistä suurempia riskejä.

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi on yksi viitatuimmista teorioista rahoitusmarkkinoilla, mutta se on saanut myös paljon kritiikkiä. Erityisesti 1980-luvulla syntynyt behavioristinen rahoitustiede on asettunut vastakkain tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa. Behavioristinen rahoitustiede perustuu oletukselle, että sijoittajat käyttäytyvät markkinoilla irrationaalisesti ja käsittelevät samaa informaatiota eri tavalla. Lisäksi on havaittu, että sijoittavat ovat alttiita useille psykologisille harhoille ja heuristiikoille (Shefrin 2007: 2). Sijoittajien nähdään tämän seurauksena toimivan rahoitusmarkkinoilla spekulatiivisesti, muodostaen omia uskomuksia ja näkemyksiä arvopapereiden tuotto-odotuksista. Baker ja Wurgler (2004) määritelmän mukaisesti sijoittajien sentimentillä tarkoitetaan kaikkia uskomuksia arvopapereiden tuotto-odotuksista, liiallista optimismia tai pessimismia, mikä ei ole perusteltavissa taloudellisilla fundamenteilla. Aikaisemmissa tutkimuksissa sijoittajien sentimentin vaikutusta on tutkittu laajalti USA:n osakemarkkinoiden tuottoihin (Lemmon & Portniaguina 2006) sekä useiden EU:n jäsenmaiden osakemarkkinoiden tuottoihin (Jansen & Nahuis 2003).

Empiirisillä tutkimuksilla rahoitusmarkkinoilla on lisäksi havaittu useita anomaliaita, jotka asettuvat vastakkain tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa. Banz (1981) havaitsi ensimmäisenä, että markkina-arvoltaan pienet yritykset tuottavat keskimääräistä korkeampia tuottoja, jotka ei ole perusteltavissa perinteisellä CAP-mallilla. Basu (1977) puolestaan huomasi, että price-to-earnings (P/E) tunnusluvulla mitattuna pienten P/E-luvun osakkeet tuottavat keskimääräistä korkeampia tuottoja. Myöhemmin Rosenberg, Reid ja Lanstein (1985) huomasivat, että myös price-to-book (P/B) tunnusluvulla mitattuna pienten P/B-luvun osakkeet tuottavat markkinaindeksejä korkeampia tuottoja, jotka

ei ole perusteltavissa korkeammalla riskillä. Nämä edellä mainitut anomaliat tunnetaan yleisesti kokoanomaliana sekä arvoanomaliaina.

Aikaisemmissa tutkimuksissa sijoittajien sentimentin on havaittu vaikuttavan erityisen voimakkaasti, kun otetaan huomioon edellisessä kappaleessa mainitut anomaliat. Tässä tutkielmassa selvitetään, miten sijoittajien sentimentti vaikuttaa näihin anomaliaihin Suomen osakemarkkinoilla. Tutkimusmenetelmänä käytetään Granger-kausaisuustestiä, sillä tarkoituksena on mitata lyhyen aikavälin kausaisuutta. Käytetyt tunnuslukuperusteiset (P/B sekä P/E) ja markkina-arvoperusteiset osakeindeksiportfoliot on muodostettu noudattamalla Fama ja Frenchin (1992,1993) portfolion muodostuskriteereitä. Lisäksi tutkielmassa käytetään toimialaperusteista jaottelua, sillä valtaosa Helsingin pörssin yrityksistä toimii teollisuusosalalla ja suoraan kuluttajille suunnattujen tuotteiden ja palveluiden osuus on vähäisempi.

Sijoittajien sentimentin indikaattorina on käytetty Tilastokeskuksen kuukausittain keräämää kuluttajabarometriä. Kuluttajabarometrin käyttö on perusteltua, sillä se on vuodesta 1995 harmonisoitu vastaavaan muiden EU:n jäsenmaiden kuluttajaluottamuksen indikaattoreita, joten tulokset ovat kansainvälisesti vertailukelpoisia. Kuluttajabarometri on lisäksi laajalti seurattu makroekonominen indikaattori, johon viitataan usein myös talouslehdissä. *”Kuluttajien luottamus omaan ja Suomen talouteen romahti syyskuussa. Syyskuussa vain 17 prosenttia uskoi, että suomen taloustilanne paranee seuraavan vuoden aikana. Sen sijaan 42 prosenttia uskoi, että tilanne huononee. Kauppalehti verkossa 29.09.2014”*. Sijoittajien sentimentin vaikutusta on mielenkiintoista tutkia Suomessa, sillä aikaisemmissa tutkimuksissa ei ole huomioitu koko- ja arvoanomalian vaikutusta Suomen osakemarkkinoilla.

1.1. Tutkimusongelma

Tutkimusongelmana on selvittää, onko sijoittajien sentimentillä mahdollista ennustaa osakemarkkinoiden tuottoja. Tärkeimpänä päämääränä on tutkia, miten koko- ja arvoanomaliat vaikuttavat sijoittajien sentimenttiin. Tutkimus toteutetaan Suomen osakemarkkinoilla, sillä suurin osa aikaisemmista tutkimuksista on keskittynyt tutkimaan sijoittajien sentimentin vaikutusta pääosin USA:n osakemarkkinoilla. Euroopan osakemarkkinoilla ja erityisesti Suomessa aiheeseen liittyen ei sen sijaan ole olemassa kuin vähäinen määrä tutkimuksia. Lisäksi missään aikaisemmissa tutkimuksissa Suomen

osakemarkkinoilla ei ole huomioitu koko- ja arvoanomalioiden vaikutusta sijoittajien sentimenttiin.

Etuna aikaisempiin tutkimuksiin nähden on myös laajemman aineiston käyttäminen. Tutkimuksen suorittaminen eri markkinoilla ja aikaväliä käyttäen on oleellista, sillä on tärkeää selvittää, toteutuuko ilmiö kansainvälisesti ja ajasta riippumatta. Tutkielmassa tämä toteutetaan jakamalla käytetty aikasarja-aineisto kahteen lyhyempään ajanjaksoon aikavälille 1995–2005 sekä 2005–2014, minkä tarkoituksena on selvittää, miten sijoittajien sentimentin vaikutus on mahdollisesti muuttunut ajanjaksosta toiseen. Käytännön tasolla tutkielman tarkoituksena on selvittää, onko sijoittajan mahdollista hyödyntää Tilastokeskuksen keräämää kuluttajabarometriä sijoituspäätöksiä tehdessä ja saavuttaa keskimääräistä korkeampia tuottoja menetelmän avulla Suomen osakemarkkinoilla.

1.2. Tutkielman rakenne

Tutkielma etenee seuraavasti. Toisessa luvussa esitetään tehokkaiden markkinoiden viitekehys ja sitä vastaan asettuvat empiirisesti havaitut poikkeamat eli anomaliat, jotka ovat keskeisimpiä tutkielman kannalta. Kolmannessa luvussa perehdytään tarkemmin selventämään, mitä sijoittajien sentimentillä tarkoitetaan ja mihin se pohjautuu. Neljännessä luvussa esitetään aikaisemmat tutkimukset sekä muodostetaan tutkielman hypoteesit näiden perusteella. Viidennessä ja kuudennessa luvussa käydään läpi tutkielmassa käytetty aineisto sekä tutkimusmenetelmät. Seitsemännessä luvussa esitetään empiirisillä menetelmillä saadut tutkimustulokset. Viimeinen luku sisältää lyhyen yhteenvedon aiheesta sekä pohdintaa siihen liittyen.

2. OSAKEMARKKINOIDEN TEHOKKUUS JA HINNOITTELU

Markkinoiden tehokkuutta ja informaation välittymistä arvopapereiden hintoihin on tutkittu laajalti empiirisesti 1950-luvulta lähtien. Tehokkaita markkinoita kuvaavat mallit on usein ainakin osittain johdettu Kendallin (1953) satunnaiskulkuteoriasta, jonka mukaan kaikki peräkkäiset hinnanmuutokset ovat identtisesti jakautuneita sekä toisiinsa riippumattomia. Faman (1970) esittelemä tehokkaiden markkinoiden hypoteesi perustuu myös tälle ajatukselle. Hypoteesin mukaan arvopapereiden hinnat heijastavat joka hetkellä täysin kaikkea saatavilla olevaa informaatiota. Informaation oletetaan lisäksi olevan vapaasti kaikkien saatavilla, joten markkinoilla ei pääse esiintymään väärinhinnoittelua. Malkiel (2003) tarkentaa määritelmää, että tehokkailla markkinoilla keskimääräistä suurempien tuottojen tekeminen on mahdotonta ottamatta keskimääräistä suurempia riskejä.

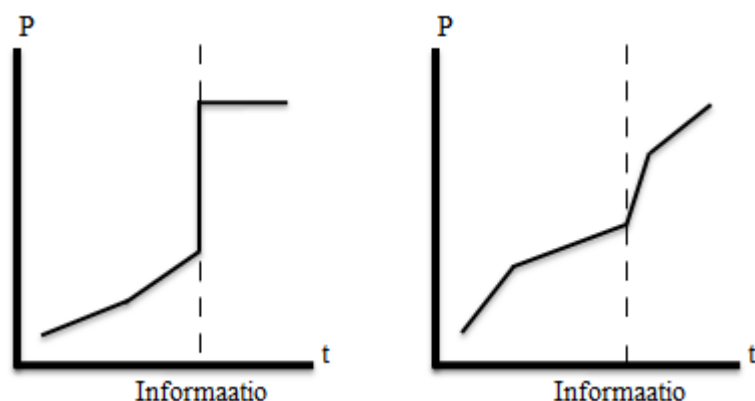
2.1. Informaation välittyminen hintoihin

Fama (1970) jakaa markkinoiden tehokkuuden kolmeen eri asteeseen niiden sisältämän informaation mukaan.

1. Heikot ehdot täyttävillä markkinoilla arvopapereiden hinnat heijastavat kaiken informaation menneisiin kaappoihin liittyen.
2. Keskivahvat ehdot täyttävät markkinat heijastavat arvopapereiden hinnoissa kaiken yleisesti saatavilla olevan informaation välittömästi.
3. Vahvat ehdot täyttyvät, kun kaikki julkisesti saatavilla oleva ja yksityinen informaatio (sisäpiiritieto) näkyy arvopapereiden hinnoissa.

DeBondt ja Thaler (1985) tutkivat empiirisesti informaation välittymistä hintoihin osakemarkkinoilla. Tutkimuksessaan he osoittivat ihmisten ylireagoivan yllättäviin uutisiin osakemarkkinoilla ja äärimmäisten kurssireaktioiden johtavan myöhemmin vastakkaisiin liikkeisiin arvopapereiden hinnoissa. Lisäksi DeBondt ym. (1985) havaitsivat, että mitä suurempi alkuperäinen kurssireaktio on ollut, niin myös sitä voimakkaampi on vastakkainen reaktio. Markkinoiden tehokkuuden näkökulmasta tämä rikkoo sen heikkoja ehtoja, sillä informaation tulisi välittyä välittömästi hintoihin. Seuraavalla sivulla oleva kuvio havainnollistaa informaation välittymistä hintoihin. Vasemmanpuoleisessa

kuviossa informaatio välittyy tehokkaasti hintoihin, kun taas oikean puoleisessa kuviossa informaatio välittyy viiveellä.



Kuvio 1. Informaation välittyminen hintoihin (vrt. Bodie, Kane & Marcus 2011: 364).

Barberis, Shleifer ja Vishnyn (1998) tutkimus perustuu lähtökohtaisesti samalle ajatukselle informaation välittymisestä hintoihin, kuten DeBondtin ym. (1985) tutkimus. Barberis ym. (1998) osoittivat sijoittajien alireagoivan markkinautisiin, kuten tulospalkkioihin, lyhyellä aikavälillä (1 – 12 kuukautta), mikä johtaa pitkän aikavälin (3 – 5 vuotta) ylireagointiin arvopapereiden hinnoissa. He näkevät tämän olevan seurasta sijoittajien sentimentin vaikutuksesta arvopapereiden hinnanmuodostuksessa. Ihmiset ovat heidän mukaan alttiita useille psykologisille harhoille, mikä saa heidät muodostamaan uskomuksia arvopapereiden tuotto-odotuksista. Uskomukset pohjautuvat erityisesti kahdesta behavioristisesta piirteestä: edustavuusharhasta sekä konservatismista. Näitä psykologisia harhoja käsitellään tarkemmin seuraavassa luvussa.

Empiiristen havaintojen lisäksi Grossman ja Stiglitz (1980) kyseenalaistavat tehokkaat markkinat teoreettisella tasolla. Heidän mukaan markkinat eivät voi olla kokoajan tehokkaat sekä tasapainossa, sillä informaatiolla ei ole ilmaista. Koska informaatiolla on hinta, täytyy sijoittajien saada korvaus käyttämästään ajasta ja rahasta, minkä he ovat käyttäneet informaation hankintaan. Tehokkailla markkinoilla ei kuitenkaan sijoittajille maksettaisi mitään korvausta, sillä kaiken informaation oletetaan jo näkyvän arvopapereiden hinnoissa. Tällöin kenenkään ei olisi kannattavaa hankkia informaatiota tai käydä kauppaa. Tämä johtaisi lopulta markkinoiden romahdukseen. Kyseessä on Grossman

ym. (1980) mukaan paradoksi, joka todistaa, että markkinoilla täytyy esiintyä väärinhinnoittelua ainakin jossain määrin.

2.2. Osakkeiden hinnoittelumallit

Osakkeen tämän hetkinen hinta on paras arvio sen oikeasta arvosta tehokkailla markkinoilla, kun hinta heijastaa kaikkea saatavilla olevaa informaatio. Arvopapereiden hinnanmuodostuksen odotetaan noudattavan satunnaiskulkumallia, jossa päivittäisten tuottojen vaihteluiden keskiarvo on nolla. Satunnaiskulkumalli voidaan esittää alla olevan yhtälön mukaisesti. (Enders 2004: 159–160.)

$$(1) \quad y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

jossa:

y_t = osakkeen hinta ajanhetkellä t ja

ε_t = valkoista kohinaa eli satunnainen virhetermi, jonka odotusarvo on nolla.

Yllä olevan mallin mukaisesti osakkeiden hintojen oletetaan muodostuvan täysin satunnaisesti. Muutokset hinnassa (y_t) ovat kuitenkin useimmiten osittain deterministisiä ja stokastisia. Tällä tarkoitetaan, että hinta (y_t) liikkuu satunnaisesti jonkin trendin ympärillä, kun malliin lisätään vakio (a_0) (the random walk plus drift model). Käytännössä tämä malli kuvastaa paremmin todellisuutta osakkeiden hinnan muodostumisesta. (Enders 2004: 161–162.)

$$(2) \quad y_t = y_{t-1} + a_0 + \varepsilon_t$$

Yhtälö voidaan ilmaista yleisessä muodossa, kun lisätään yhtälöön y_0 .

$$(3) \quad y_t = y_0 + a_0 t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

Kendallin (1953) satunnaiskulkumallin jälkeen on kehitetty useita hinnoittelumalleja, jotka perustuvat ajatukselle, että arvopaperin hinta on ajoittain joko yli- tai alihinnoiteltu. Tämän ajatusmallin nähdään pohjautuvan vuonna 1929 alkaneesta pörssiromahduksesta, jolloin Dow Jones Industrial Average -indeksi (DJIA) menetti lähes 90 prosenttia arvostaan vuoteen 1932 mennessä. Pörssiromahduksen seurauksena kiinnostus osakkeen teoreettisesti oikean hinnan määrittämiseksi kasvoi, sillä samat virheet haluttiin välttää jatkossa. (Suvas 1989.)

Hinnoittelumallien tarkoituksena on kuvata riskin ja tuoton välistä suhdetta sekä laskea teoreettisesti oikea hinta arvopaperille. Tehokkailla markkinoilla markkinaindeksejä korkeampien tuottojen tekeminen on mahdotonta, ottamatta keskimääräistä korkeampaa riskiä. Seuraavaksi esitellään kolme yleisintä osakkeiden hinnoittelumallia. Capital Asset Pricing -malli eli CAP-malli pohjautuu Harry Markowitzin (1952) portfolioteoriaan. Vaikka CAP-malli ei ole empiirisesti pätevä, viitataan siihen usein kirjallisuudessa, sillä se yksinkertaistaa riskin ja tuoton välistä suhdetta. Edistyneempiä hinnoittelumalleja ovat Arbitrage Pricing Theory -malli (APT) sekä Fama-French kolmen faktorin malli, joka pohjautuu APT -malliin. (Bodie ym. 2011: 280–283; Fama ym. 1992.)

2.2.1. CAP -malli

Capital Asset Pricing -malli eli CAP -malli on arvopapereiden hinnoittelumalli, jota käytetään kuvaamaan riskin ja odotetun tuoton välistä suhdetta. Tuoton odotusarvo on sidottu suoraan sen riskiin, mitä suurempi riski, sitä suurempi tuotto. Mallin on kehittänyt Sharpe (1964), samanlaisiin tuloksiin ovat kuitenkin päätyneet myös Lintner (1965) sekä Mossin (1966). CAP -malli pohjautuu Harry Markowitzin (1952) portfolioteoriaan, jonka mukaan sijoituksen kokonaisriski jaetaan kahteen osaan, systemaattiseen ja epäsystemaattiseen riskiin. Epäsystemaattisella riskillä tarkoitetaan yksittäiseen arvopaperiin kohdistuvaa riskiä, joka voidaan poistaa hajauttamalla, joten ainoastaan systemaattisella riskillä on merkitystä sijoittajan kannalta. Systemaattisella riskillä tarkoitetaan markkinariskiä, jota kuvataan beta-kertoimella (β). Beta-kerroin mittaa osakkeen hinta-herkkyyttä eli missä suhteessa osakkeen hinta liikkuu markkinaindeksiin nähden. Beta-kerroin voidaan esittää alla olevan yhtälön mukaisesti. (Bodie ym. 2011: 280–282; Brealey ym. 2011: 185–190.)

$$(4) \quad \beta_i = \sigma_{im} / \sigma_m^2$$

jossa:

- β_i = yksittäisen osakkeen i herkkyys markkinatuotolle eli beta,
- σ_{im} = sijoituskohteen i ja markkinatuottojen välinen kovarianssi ja
- σ_m^2 = markkinaportfolion tuoton varianssi.

Kun beta-kerroin on määritelty, voidaan seuraavaksi määritellä CAP -malli. Mallin mukaan arvopaperin tuotto ylittää riskittömän tuoton riskipreemion verran, mikä saadaan kertomalla markkinoiden riskipreemio osakkeen beta-kertoimeilla. Tuottovaatimus

määräytyy alla olevan kaavan mukaisesti. Yhtälöstä (5) nähdään, että osakkeiden tuotovaatimus koostuu kahdesta osasta, riskittömästä tuotosta ja riskipreemiosta. (Bodie ym. 2011: 280–282; Brealey ym. 2011: 185–190.)

$$(5) \quad E(r_i) = R_f + \beta_i[E(R_m) - R_f]$$

jossa:

$E(r_i)$ = yksittäisen osakkeen i tuotto-odotus,

R_f = riskittömän arvopaperin tuotto,

β_i = yksittäisen osakkeen beta ja

$E(R_m)$ = markkinaindeksin tuotto-odotus.

2.2.2. APT -malli

Toinen laajalti käytetty hinnoittelumalli on Rossin (1976) kehittämä Arbitrage Pricing Theory -malli (APT), joka perustuu lähtökohdiltaan yhden hinnan lakiin (law of one price). Yhden hinnan lain teorian mukaan identtisillä hyödykkeillä on tehokkailla markkinoilla aina yksi ja sama hinta. CAP -malliin verrattuna APT -mallissa osakkeiden tuotto riippuu useista riskifaktoreista, kun taas CAP -mallissa ainoa riski muodostui markkinaportfolion tuoton vaihtelusta. Riskifaktoreiksi Ross (1976) määritteli useita makrotaloudellisia muuttujia. Lisäksi APT -malli perustuu tiukempiin oletuksiin markkinoiden toiminnasta sekä sijoittajien käyttäytymisestä. APT -mallissa jokaisen sijoittajan oletetaan lisäksi tekevän arbitraasia. Tässä yhteydessä tällä tarkoitetaan, että jokainen sijoittaja on valmis nostamaan portfolion tuotto-odotusta, mikäli portfolion riski pysyy samana. Osakkeen tuotto-odotus saadaan laskettua alla olevan yhtälön mukaisesti. (Bodie ym. 2011: 323–331; Brealey ym. 2011: 199–201.)

$$(6) \quad R_i = E(R_i) + \beta_1 R_{faktori1} + \beta_2 R_{faktori2} + \beta_3 R_{faktori3} + \dots + \varepsilon_i$$

jossa:

R_i = osakkeen i tuotto,

$E(R_i)$ = odotettu tuotto sijoitukselle i ,

β_i = osakkeen herkkyys faktoriin n ,

$R_{faktori n}$ = faktorin n tuotto ja

ε_i = yksittäisen osakkeen i epäsystemaattinen riski eli satunnainen virhetermi.

Yhtälöstä (6) nähdään, että osakkeen tuotto riippuu jokaisen faktorin odotetusta tuotosta sekä osakkeen herkkyydestä kyseiseen faktoriin. Mallin virhetermi sisältää kaiken yrityskohtaisen epäsystemaattisen riskin, joten ainoastaan systemaattinen riski hinnoitellaan. APT -malli ei kuitenkaan ota kantaa, mitä riskifaktoreita laskelmissa tulisi käyttää. Yleisesti käytettyjä makroekonomisia faktoreita laskelmissa ovat kuluttajien luottamus, inflaatio sekä bruttokansantuote. CAP -malliin nähden tämä on merkittävä heikkous, sillä siinä kaikki muuttujat ovat selkeästi määriteltyjä. Tämä selittää osin CAP -mallin korkeampaa suosiota. (Bodie ym. 2011: 323–331; Brealey ym. 2011: 199–201.)

2.2.3. Fama-French kolmifaktorimalli

APT -malliin perustuen on kehitetty useita monifaktorimalleja. Tunnetuin näistä malleista on Fama ja Frenchin (1992; 1993) kehittämä kolmifaktorimalli. Heidän määrittelemät kolme riskifaktoria ovat, markkinatuotto, yrityksen koko sekä P/B -tunnusluku. Kaksi jälkimmäistä faktoria perustuvat osakemarkkinoilla empiirisesti havaittuihin anomaliaihin, sillä pienten yritysten (Banz 1981) sekä matalan P/B -luvun osakkeiden (Rosenberg, Reid & Lanstein 1985) on havaittu tuottavan markkinaindeksejä korkeampia tuottoja. Näitä anomaliaita käsitellään tarkemmin seuraavassa kappaleessa. Yleisesti ottaen Fama-Frenchin kolmifaktorimallia pidetään pätevämpänä mallina selittämään osakkeiden tuottoja, kuin perinteistä CAP -mallia. Malli voidaan ilmaista alla olevan kaavan mukaisesti. (Bodie ym. 2011: 335; Brealey 2011: 201–203.)

$$(7) \quad R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + \varphi_iSMB + \omega_iHML + \varepsilon_i$$

jossa:

R_i	= osakkeen i tuotto,
R_m	= markkinaindeksin odotettu tuotto,
R_f	= riskitön tuotto,
α_i	= yksittäisen osakkeen i tuotto-odotus,
β_i	= osakkeen i beta,
SMB	= pienten ja suurten yritysten kuukausittainen tuottoero,
HML	= korkean ja matalan P/B -luvun osakkeiden kuukausittainen tuottoero,
φ_i	= osakkeen i herkkyyys kokofaktorille,
ω_i	= osakkeen i herkkyyys arvofaktorille ja
ε_i	= osakkeen i satunnainen virhetermi.

Yhtälöstä nähdään, että osakkeen tuotto on riippuvainen kolmesta faktorista, markkina-tuoton riskipreemiosta ($R_m - R_f$), yrityksen koosta (SMB) sekä P/B -tunnusluvusta (HML). SMB faktori saadaan pienistä ja suurista yrityksistä koostuvien portfolioiden kuukausittaisista tuottoeroista. Pieniksi yrityksiksi luokitellaan kaikki yritykset, joiden markkina-arvo on mediaania alhaisempi, kun taas suurista yrityksistä koostuvaan portfolioon kuuluu kaikki mediaanin yläpuolella olevat yritykset. HML saadaan laskemalla matalan ja korkean P/B -tunnusluvun osakkeiden kuukausittaiset tuottoerot. Matalan P/B -luvun osakkeiksi luokitellaan osakkeet, joiden P/B -luku on alhaisimman 30 prosentin joukossa. Vastaavasti korkean P/B -luvun osakkeiksi luokitellaan korkeimpaan 30 prosenttiin kuuluvat osakkeet. Tutkielman empiirinen osio mukailee tältä osin Fama ym. (1992) portfolion muodostuskriteerejä. (Fama ym. 1992; Bodie ym. 2011: 335; Brealey 2011: 201–203.)

2.3. Anomaliat

Anomalioidella tarkoitetaan arvopaperimarkkinoilla empiirisesti havaittuja ilmiöitä, jotka asettuvan vastakkain tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa. Useat näistä anomalioidista eivät myöskään ole johdonmukaisia edellä mainittujen arvopapereiden hinnoittelumallien kanssa. Markkinoiden tehokkuutta tutkiessa on kuitenkin hyvä huomioida, että hypoteesin hylkäys ei välttämättä osoita markkinoiden toimivan tehottomasti. Hypoteesin hylkäys voi johtua myös siitä, että käytetty hinnoittelumalli on riittämätön kuvaamaan arvopapereiden tuotto-odotuksia. Tämä liitoshypoteesina (joint hypothesis problem) tunnettu ongelma tekee markkinoiden tehokkuuden kiistämisestä haasteellista. (Schwert 2002.)

Useat empiirisesti havaituista anomalioidista ovat kuitenkin kadonneet nopeasti niiden löytämisen jälkeen, mutta osa anomalioidista näyttää edelleenkin vaikuttavan markkinoilla sekä toimivan hyvinä sijoitusstrategioina (Schwert 2002). Seuraavaksi käydään läpi tutkielman kannalta keskeisimmät osakemarkkinoilla havaitut anomaliat: kokoanomalia sekä keskeisimmät arvoanomaliat.

2.3.1. Yrityksen koko

Yrityksen koko on yhdistetty sijoittajien sentimenttiin, sillä sentimentin nähdään vaikuttavan voimakkaammin pienten osakkeiden tuottoihin kuin suurten osakkeiden tuottoihin (Lemmon ym. 2006). Tätä Lemmon ym. (2006) selittävät muun muassa sillä, että pie-

niillä yrityksillä institutionaalinen omistus on tyypillisesti vähäistä ja omistusrakenne koostuu pääasiassa yksittäisistä sijoittajista, jotka ovat alttiita sijoittamaan sentimenttiin perustuen. Myös Schmeling (2009) on päässyt vastaaviin tuloksiin tutkimuksessaan osoittamalla, että pienet yritykset ovat alttiimpia sijoittajien sentimentille.

Ensimmäisenä kokoanomaliaa on tutkinut Banz (1981), joka käytti aineistona NYSE:n osakeindeksiä aikavälillä 1936–1977. Tutkimuksessaan Banz (1981) havaitsi, että markkina-arvoltaan pienet yritykset tuottivat markkinaindeksejä korkeampia tuottoja, jotka eivät ole selitettävissä CAP -mallilla. Pienten yritysten tuotot olivat ajanjaksolla keskimäärin vuotuisesti 19.8 prosenttia korkeammat kuin suurten yritysten. Myöhemmin Dijk (2011) tutki kokoanomaliaa kansainvälistä aineistoa käyttäen 19 eri maassa ja päätyi samankaltaisiin tuloksiin lähes 30 vuoden kuluttua siitä, kun anomalia ensimmäisen kerran havaittiin. Dijk (2011) havaitsi, että pienet yritykset tuottivat suuria yrityksiä paremmin kaikissa paitsi yhdessä maassa, joten tiedonlouhintaa ei voida pitää kovin todennäköisenä selityksenä kokoanomalialle. Fama ym. (1993) mukaan korkeampien tuottojen voidaan kuitenkin nähdä olevan korvausta korkeamman riskin ottamisesta.

2.3.2. Keskeiset arvoanomaliat

Keskeisiä arvoanomaliaita tutkimuksen kannalta ovat price-to-book (P/B) sekä price-to-earnings (P/E) tunnusluvut, joiden vaikutusta sijoittajien sentimenttiin on kokoanomalian lisäksi tutkittu useissa aikaisemmissa tutkimuksissa (Brown & Cliff 2005). P/B-anomalian ovat ensimmäisinä löytäneet Rosenberg ym. (1985) ja ilmiö on myöhemmin vahvistettu lukuisissa tutkimuksissa, kuten Fama ym. (1993). P/B-luku saadaan lasketta jakamalla yksittäisen osakkeen hinta yksittäisen osakkeen kirja-arvolla. Matalan P/B-luvun osakkeet mielletään arvo-osakkeiksi, kun taas korkean P/B-luvun osakkeet nähdään kasvuosakkeina. Empiirisissä tutkimuksissa on havaittu, että arvo-osakkeet tuottavat pitkällä aikavälillä keskimääräistä korkeampia tuottoja kuin kasvuosakkeet (Fama ym. 1993).

P/E-anomalian puolestaan on ensimmäisenä havainnut Basu (1977) tutkimalla NYSE:n osakeindeksin tuottoja aikavälillä 1956 – 1971. Basu (1977) testasi tehokkaiden markkinoiden hypoteesia jakamalla osakkeet viiteen eri portfolioon osakkeiden P/E-lukujen mukaan. Korkeimpien P/E-lukujen muodostama portfolio tuotti ajanjaksolla vuotuisesti keskimäärin 16.3 prosenttia, kun alhaisimman P/E-luvun osakkeet tuottivat vuotuisesti keskimäärin 9.34 prosenttia. Myös alhaisen P/E-luvun osakkeet määritellään arvo-osakkeiksi ja vastaavasti korkean P/E-luvun osakkeet luokitellaan kasvuosakkeiksi.

Markkinoiden tehokkuuden näkökulmasta P/E- sekä P/B-anomalia on poikkeama markkinoiden keskivahvojen ehtojen täyttymisestä Faman (1970) määritelmän mukaisesti.

Tässä luvussa esiteltiin yleisesti tehokkaiden markkinoiden viitekehys sekä tunnetuimmat arvopapereiden hinnoittelumallit. Lisäksi luvussa käytiin lyhyesti läpi tutkielman kannalta oleelliset empiirisesti havaitut poikkeamat markkinoiden tehokkuudesta. Näitä anomaliaita pyritään myöhemmin hyödyntämään tutkielman empiirisessä osiossa ottamalla huomioon sijoittajien sentimentin näkökulma. Seuraavassa luvussa keskitytään tarkemmin selittämään näitä empiirisiä poikkeamia behavioristisesta näkökulmasta sekä selvitetään tarkemmin, mitä sijoittajien sentimentillä tarkoitetaan ja miten se on yhteydessä osakemarkkinoihin.

3. SIOITTAJIEN SENTIMENTTI OSAKEMARKKINOILLA

Tutkimukset sijoittajien sentimentin vaikutuksesta osakkeiden hintoihin ovat lisääntyneet viime vuosien aikana merkittävästi. Sentimentin vaikutusta ei enää kyseenalaisteta tutkimuksissa yksimielisesti, vaan keskitytään tutkimaan sentimentin vaikutuksen merkitystä ja laajuutta rahoitusmarkkinoilla. Brown ym. (2005) mukaan sentimenttiin perustuvat hinnoittelumallit kuvaavat tarkemmin rahoitusmarkkinoiden todellisuutta sekä selittävät paremmin useita empiirisesti havaittuja anomaliaita. Tämä näkemys asettuu luonnollisesti vastakkain perinteisen rahoitusteorian kanssa rikkomalla sen kolmea pääoletusta. (Barberis ym. 2003: 1–2)

1. Sijoittajat käyttäytyvät rationaalisesti.
2. Virhetermit eivät korreloi keskenään.
3. Arbitraasin tekeminen on rajoittamatonta.

Rationaalisuudella tarkoitetaan, että sijoittajat tekevät normatiivisesti hyväksyttäviä ratkaisuja ja korjaavat uskomuksiaan saadessaan uutta informaatiota. Sentimenttiin perustuvissa malleissa osan sijoittajista nähdään kuitenkin toimivan irrationaalisesti useiden psykologisten harhojen ja heuristiikkojen seurauksena. Psykologisen näkökulman liittäminen osaksi rahoitusteoriaa sai alkunsa 1980-luvun alussa, jolloin syntyi käyttäytymisperusteinen eli behavioristinen rahoitus. Behavioristinen rahoitus perustuu pitkälti Kahneman ja Tverskyn (1979) prospektiteoriaan, joka selittää sijoittajien käyttäytymistä markkinoilla epävarmuuden vallitessa. Markkinat voivat kuitenkin toimia tehokkaasti, vaikka osa sijoittajista ei käyttäytyisi rationaalisesti, sillä irrationaalisten sijoittajien kaupankäynnillä on merkitystä ainoastaan, mikäli kaupat korreloivat keskenään. Täysin satunnainen kaupankäynti kumoaisi irrationaalisten sijoittajien kaupat keskenään, eikä sillä olisi vaikutusta arvopaperin kokonaisuutensa syntään. Myöhemmin luvussa tullaan kuitenkin osoittamaan, että sijoittajat ovat alttiita samoille psykologisille harhoille ja myös toistavat näitä virheitä.

Kolmanneksi arbitraasin tekemisen oletetaan olevan tehokkailla markkinoilla täysin rajoittamatonta, vaikka käytännössä on havaittu, että arbitraasin tekemisellä on useita rajoitteita. Arbitraasin rajoitteet estävät rationaalisia sijoittajia hyötymästä arvopapereiden hinnoitteluvirheistä, joten arvopaperin hinta ei lyhyellä aikavälillä välttämättä palaudu välittömästi oikealle tasolle. Seuraavaksi käsitellään tarkemmin, mitä sijoittajien sentimentillä tarkoitetaan ja miten se ottaa huomioon edellä esitetyt näkökulmat mark-

kinoiden tehokkuudesta. (Barberis ym. 2003: 1–2; Ritter 2003; Shleifer ja Summers 1990)

3.1. Sijoittajien sentimentti

Sijoittajien sentimentillä viitataan yleisesti ilmaistuna sijoittajien mielialaan, uskomuksiin, tuntemuksiin sekä näkemyksiin rahoitusmarkkinoilla. Baker ja Wurgler (2004) määrittelevät sentimentin tarkoittavan kaikkia uskomuksia arvopapereiden tuotto-odotuksista, liiallista optimismia tai pessimismia, joka ei ole perusteltavissa taloudellisten fundamenttien perusteella. Blackin (1986) määritelmän mukaisesti kaupankäynti, joka ei ole perusteltavissa taloudellisilla fundamenteilla tai informaatiolla on kohinasijoittamista (noise trading). Kohinasijoittamista ja sentimenttiin perustuvaa sijoittamista tullaan käyttämään tästä eteenpäin synonyymeina.

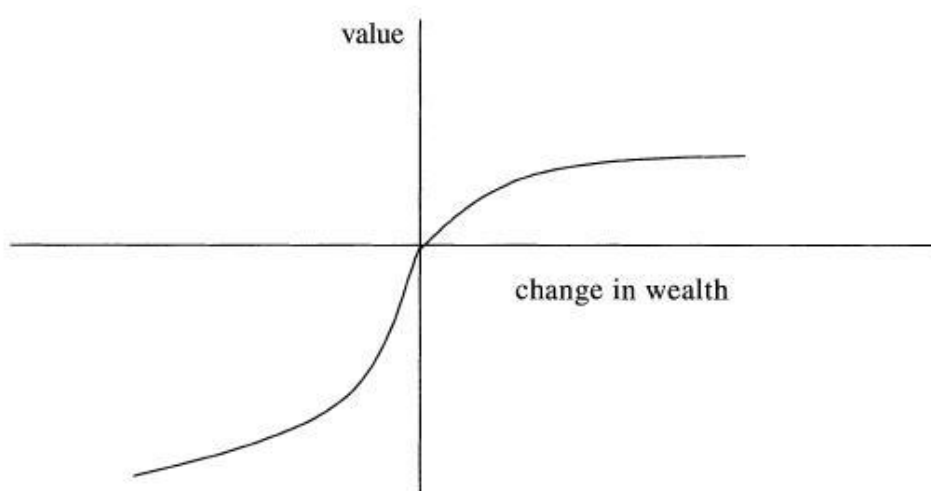
DeLong ym. (1990a) tutkivat ensimmäisinä irrationaalisten sijoittajien käyttäytymisen vaikutusta markkinoiden tehokkuuden näkökulmasta. DeLong ym. (1990a) rakentama hinnoittelumalli jakaa sijoittajat kahteen luokkaan rationaalisuuden perusteella: sentimentin pohjalta sijoittaviin kohinasijoittajiin sekä rationaaliin arbitraasin tekijöihin. Tämä näkökulma on säilynyt tuoreena tähän päivään saakka, sillä lähtökohtaisesti kaikki behavioristisista hinnoittelumalleista perustuvat DeLong ym. (1990a) ajatukselle, jonka mukaan kaikki sijoittajat eivät käyttäydy täysin rationaalisesti. Empiirisillä tutkimuksilla sijoittajien sentimentin on havaittu vaikuttavan muun muassa hintaeroihin suljetuissa sijoitusrahastoissa (Lee ym. 1991), osakemarkkinoiden volatilitettiin (Whaley 2000), listautumisantien määrään (Lowry 2003) kaupankäyntivolyyymiin (Baker & Stein 2004) sekä listautumisantien ensimmäisen päivän tuottoihin (Ljungqvist, Nanda & Singh 2006). Lisäksi myös sääilmiöiden (Hirshleifer & Shumway 2003), kansainvälisten urheilukilpailuiden tulosten (Kaplanski & Levy 2010b) sekä lento-onnettomuuksien (Kaplanski & Levy 2010a) on havaittu vaikuttavan osakemarkkinoiden tuottoihin.

Tehokkaiden markkinoiden näkökulmasta kohinasijoittajien kaupankäynnillä on merkitystä ainoastaan, mikäli kaupankäynti korreloi keskenään muiden kohinasijoittajien kanssa. Jos oletetaan, että kaikki irrationaaliset sijoittajat kävisivät kauppaa täysin sattumanvaraisesti, kumoutuisivat kaupat keskenään. Kohinasijoittajilla ei siten olisi vaikutusta arvopapereiden kokonaiskysyntään. Empiirisillä tutkimuksilla on kuitenkin osoitettu, että kohinasijoittajien kaupankäynti ei ole sattumanvaraista, vaan rahoitusmarkkinoilla muodostuu toistuvia ilmiöitä useilla eri markkinoilla ajanjaksosta riippu-

matta. Esimerkiksi Kumar ja Lee (2006) havaitsivat, että yksittäisten sijoittajien kaupankäynti korreloi keskenään USA:n osakemarkkinoilla. Vastaavanlaisiin tuloksiin yksittäisten sijoittajien kaupankäynnistä ovat päässeet Pan ja Poteshman (2006) analysoimalla optioiden kaupankäyntivolyyymia. Barbeis ja Odean (2008) puolestaan selittävät yksittäisten sijoittajien kaupankäynnin korreloivan, sillä ihmisillä on käytössään rajallinen määrä aikaa ja resursseja tutkia markkinoiden informaatiota, mikä johtaa uutisissa pinnalla olevien osakkeiden seuraamiseen. Teoreettisesta näkökulmasta tämän nähdään johtuvan useista psykologisista piirteistä informaation käsittelyyn liittyen. Psykologisissa testeissä koehenkilöiden on havaittu altistuvan tietyille psykologisille harhoille todennäköisyyksiä punnitessa sekä toistavan samoja virheitä kerrasta toiseen. Monet näistä psykologisista piirteistä ovat merkityksellisiä myös rahoitusmarkkinoiden näkökulmasta. Sijoittajien liiallisen itsevarmuuden on esimerkiksi havaittu johtavan korkeamman riskin ottamiseen (Barberis ym. 2003: 11). Näitä psykologisia harhoja käsitellään tarkemmin seuraavissa alakappaleissa. (Shleifer ym. 1990.)

3.1.1. Prospektiteoria

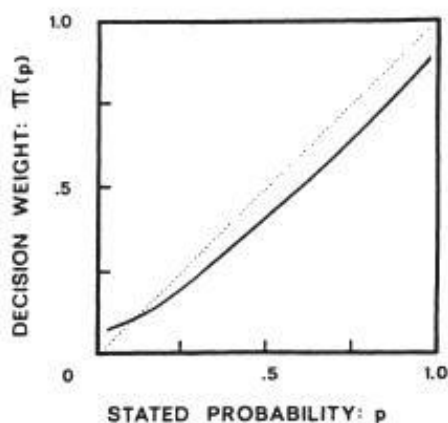
Prospektiteoria perustuu Kahneman ym. (1979) kehittämään malliin, mikä kuvaa päätöksentekoa epävarmuuden vallitessa. Kahneman ym. (1979) osoittivat sijoittajien käyttäytymisen perustuvan suhteellisiin muutoksiin varallisuudessa enemmän kuin varallisuuden absoluuttiseen määrään. Tämä näkemys asettuu vastakkain odotetun hyödyn (expected utility) teorian kanssa, jonka mukaan sijoittajien nähdään käyttäytyvän rationaalisesti ja suhtautuvan voittoihin ja tappioihin niiden odotusarvon mukaisesti maksimoiden omaa hyötyään. Prospektiteoria olettaa sijoittajien suhtautuvan voittoihin ja tappioihin eriarvoisesti, sijoittajan omien subjektiivisten preferenssien mukaisesti. Sijoittajat nähdään erityisesti taipuvaisina välttämään riskiä, kun on mahdollisuus tehdä tappiota. Seuraavalla sivulla oleva kuvio (2) selventää, miten yksilö kokee samankokoisen tappion pahempana kuin vastaavan kokoisen voiton. (Loughran & Ritter 2002; Ritter 2003.)



Kuvio 2. Prospektiteorian arvofunktio (Loughran ym. 2002).

3.1.2. Yleisimmät psykologiset harhat

Prospektiteorian lisäksi sijoittajien irrationaalisen käyttäytymisen selitetään behavioristisessa tieteessä olevan seurasta myös monista muista psykologisista harhoista sekä heuristiikoista. Nämä psykologiset harhat vaikuttavat siihen, miten sijoittajat punnitsevat todennäköisyyksiä arvopaperimarkkinoilla. Vääristymät todennäköisyyksiä punnitessa voivat aiheuttaa väärinhinnoittelua arvopapereiden hinnoissa ja johtaa markkinoiden tehottomuuteen. Alla oleva kuvio (3) havainnollistaa, kuinka sijoittajat ylipainottavat matalia todennäköisyyksiä ja toisaalta alipainottavat korkeat todennäköisyydet. (Barberis ym. 2003: 11–12; Shefrin 2007: 1–2.)



Kuvio 3. Todennäköisyydet päätöspainoina (Barberis ym. 2003: 18).

Alle on listattu sijoittajien kokemat tyypillisimmät psykologiset harhat, joiden on havaittu vaikuttavan markkinoiden tehokkuuteen. (Barberis ym. 2003: 11–16; Shefrin 2007: 1–16.)

1. Liiallinen itseluottamus: Sijoittajat ovat liian itsevarmoja päätöksenteossa. Tämä johtaa epätodennäköisten tapahtumien näkemiseen paljon todennäköisempinä kuin ne oikeasti ovat.
2. Optimismi ja toiveajattelu: Useimmat sijoittajat ovat liian optimistisia arvioidessaan omia kykyjä ja tapahtumien todennäköisyyksiä.
3. Edustavuusharha (representativeness): Kun sijoittajat arvioivat millä todennäköisyydellä A kuuluu samaan luokkaan kuin B, niin vastaus perustuu usein siihen, miten hyvin A kuvastaa B:tä.
4. Otokokoharha: Harhalla tarkoitetaan, että sijoittajat eivät ota huomioon otoskoko tapahtuman todennäköisyyksiä arvioidessa. Sijoittajat saattavat esimerkiksi mieltää osakeanalyytikon lahjakkaaksi neljän peräkkäin onnistuneen osakevallinnan perusteella.
5. Konservatismi: Tarkoittaa menneisiin uskomuksiin ja informaatioon liiallista tukeutumista. Tämä on läheinen käsite edustavuusharhan kanssa.
6. Uskomuksissa pysyttäytyminen: Sijoittajat pitävät kiinni aiemmin oppimistaan asioista, mikä johtaa haluttomuuteen etsiä vastakkaista informaatiota ja vaikeuttaa uuden informaation sisäistämistä vanhan tilalle.
7. Ankkuroituminen: Arviointi pohjautuu usein johonkin oletusarvoon, jonka perusteella sijoittajat arvioivat tapahtuman todennäköisyyttä.
8. Saatavuusharha: Todennäköisyyksien arviointi perustuu omakohtaisiin kokemuksiin, mikä vääristää arvioita. Erityisesti viimeaikaisimmat tapahtumat nähdään merkittävimpinä.
9. Uhkapelaajan harha eli tilasto- ja argumentaatiovirhe: Saa ihmiset uskomaan, että kun jokin asia on tapahtunut tietyllä aikavälillä normaalia useammin, niin se tulee tapahtumaan tulevaisuudessa harvemmin.

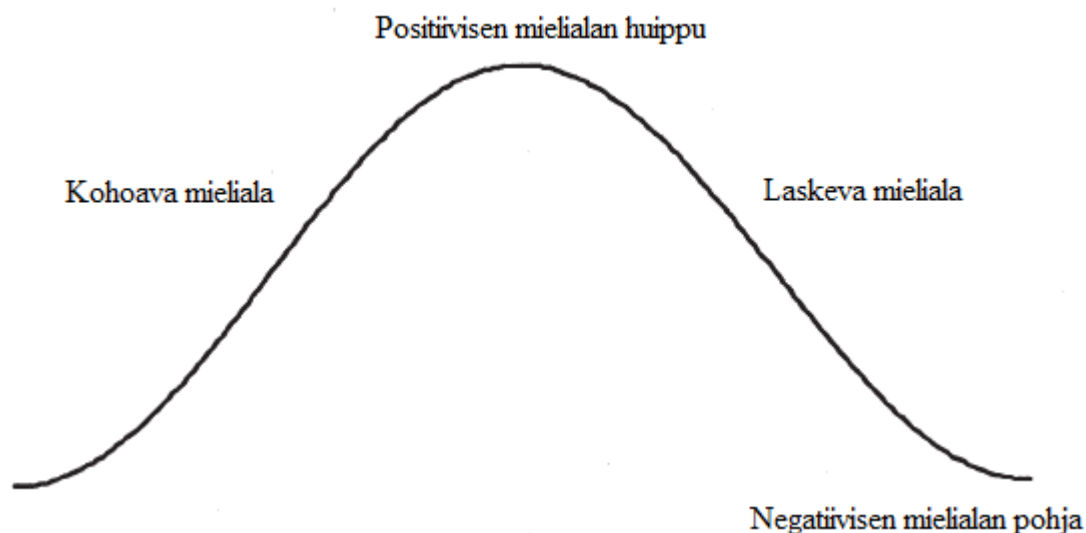
Chui, Titman ja Wei (2008) havaitsivat tutkimuksessaan, että monet kulttuurilliset erot maiden välillä vaikuttavat voimakkaasti moniin sijoittajien psykologisiin piirteisiin. Individualistisissa maissa osakkeiden tuotoissa on havaittu esimerkiksi vahvaa momentum-ilmiötä. Individualismin puute eli kollektivismiin nähdään sen sijaan johtavan sijoittajien laumakäyttäytymiseen. Laumakäyttäytymismallin (herding model) mukaan sijoittaja ei voi hyötyä informaatiosta lyhyellä tähtäimellä, ellei informaatio ole samassa linjassa muiden sijoittajien kanssa (Froot, Scharfstein & Stein 1992). Sijoittajat, jotka

tekevät päätöksensä ”lauman” näkemyksen mukaan tekevät siten voittoa lyhyellä tähtämällä. Käytännön tasolla tämä tarkoittaa Froot ym. (1992) mukaan sitä, että keskitytään analysoimaan samoja asioita kuin muutkin sijoittajat, huolimatta siitä onko informaatiolla mitään merkitystä arvopaperin pitkän aikavälin arvonmäärityksen kannalta. Vastaavanlaisiin tuloksiin on päässyt Schmidt (2002), joka huomasi laumakäyttäytymisen vaikuttavan markkinoiden likviditeetin. Chui ym. (2008) totesivat laumakäyttäytymisen johtavan lyhyen aikavälin ylireagointiin, mikä saa osakkeiden tuotot seuraamaan vahvasti sentimenttiä. Hofstede (2001) luokittelee kansallisten kulttuurien tutkimuksessaan skandinaaviset maat vahvasti individualistisiksi, joten tämän pohjalta sentimentin voidaan olettaa vaikuttavan heikommin Suomen osakemarkkinoiden tuottoihin verrattuna esimerkiksi Etelä-Amerikkaan, joka on luokiteltu kollektivistiseksi.

Nofsingerin (2005) mukaan yllä mainittujen psykologisten harhojen lisäksi kuluttajien, sijoittajien sekä yritysjohton sentimenttiin vaikuttaa vallitseva sosiaalinen mieliala, optimistisuus tai pessimistisyys. Sosiaalisella mielialalla tarkoitetaan, että henkilöt eivät tee sijoituspäätöksiä täysin omien analyysien perusteella. Vuorovaikutuksella nähdään olevan merkittävä rooli päätöksenteossa, sillä se muokkaa näkemyksiä ja johtaa trendien muodostumiseen rahoitusmarkkinoilla. Sosiaalisen mielialan vaikutuksen nähdään korostuvan erityisesti korkeaa riskiä sisältävissä tilanteissa, vaikka mielialalla ei välttämättä olisi yhteyttä rahoitusmarkkinoihin. Empiirisiä havaintoja sosiaalisen mielialan vaikutuksesta on saatu muun muassa tutkimalla sääilmiöiden vaikutusta ihmisten mielialoihin ja kaupankäyntiin. Hirshleifer ym. (2003) mukaan auringonvalo vaikuttaa positiivisesti ihmisten mielialoihin, mikä näkyy myös korkeampina tuottoina aurinkoisina päivinä. Myös kansainvälisten urheilukilpailuiden tulosten on havaittu vaikuttavan osakemarkkinoiden tuottoihin (Kaplanski ym. 2010b). (Nofsingerin 2005.)

Seuraavalla sivulla oleva kuvio havainnollistaa tarkemmin, miten sosiaalinen mieliala kulkee ennustettavissa sykleissä. Positiivisesti kasvavaan sosiaaliseen mielialaan kuuluu optimistisia ja toiveikkaita tunteita, mitkä näkyvät huipussa euforiana ja liiallisena itsetuottamuksena. Laskevaan mieliala rinnastetaan alakuloisuuteen sekä konservatismiin, mikä näkyy syklin pohjalla pelkona ja epäluottamuksena. Nofsingerin (2005) mukaan rahoitusmarkkinat seuraavat näitä mielialoja. Kohoava sentimentti edistää investointeja, työvoiman kysyntää sekä yrityskauppoja. Syklin huipulla sijoittajat ovat valmiita ottamaan suurempia riskejä ja ylireagoimaan, minkä nähdään johtavan rahoitusmarkkinoiden hinnoittelukupliin. Pessimistinen mieliala nousee eurorististen tunteiden tilalle. Sijoittajat alkavat myydä osakkeita enenevässä määrin ja yritykset ryhtyvät irtisanomaan henkilöstöä. Syklin pohjalla osakekurssit ovat menettäneet merkittävän osan arvostaan,

työttömyys on korkeaa ja useat yritykset ovat menneet konkurssiin. Sosiaalinen mieliala alkaa jälleen kohota pohjalta ja valmistella seuraavan syklin alkua. (Nofsinger 2005.)



Kohoava mieliala	Positiivisen mielialan huippu	Laskeva mieliala	Negatiivisen mielialan pohja
Optimismi	Liiallinen itseluottamus	Pessimismi	Pelko
Onnellisuus	Euforia	Alakuloisuus	Masennus
Kannustavuus	Ylilyöminen	Konservatismi	Saituus
Avokätisyys	Ahneus	Syrjäytyminen	Antagonismi
Toivo	Luottamus	Epäluuloisuus	Epäluottamus

Kuvio 4. Sosiaaliset mielialat rahoitusmarkkinoiden syklien eri vaiheissa (vrt. Nofsinger 2005).

3.2. Arbitraasin rajoitteet

Arvopaperin hinnan voidaan nähdä poistuvan väliaikaisesti fundamentaaliselta tasolta myös tehokkaiden markkinoiden näkökulmasta, mutta sen oletetaan palautuvan nopeasti takaisin oikealle tasolle rationaalisten sijoittajien tekemän arbitraasin seurauksena. Arbitraasilla tarkoitetaan riskittömän tuoton tekemistä siten, että hyödytään kahden vastaavan arvopaperin samanaikaisen myynnin ja oston välisestä hintaerosta. Tämä toiminta perustuu oletukselle, jonka mukaan arbitraasin tekemisellä ei ole rajoitteita. Käytännössä arbitraasin tekemisellä on kuitenkin havaittu olevan rajoitteita eikä se ole täysin riskitöntä. Arbitraasin rajoitteet jaotellaan yleisesti kolmeen eri luokkaan: sijoitusstrategioiden käytännön toteutuksesta aiheutuviin kustannuksiin, fundamentaaliseen riskiin

sekä kohinarisktiin. Arbitraasin toteutuskustannuksilla tarkoitetaan kaikkia kaupankäynnistä aiheutuvia kustannuksia sekä kaupankäyntiin liittyviä rajoitteita. Rajoitteilla tarkoitetaan tässä yhteydessä lakeja ja säännöksiä, kuten esimerkiksi arvopapereita koskevaa lyhyeksimyntikieltoa. (Barberis ym. 2003: 4–8; De Long ym. 1990a.)

Fundamentaalisella riskillä tarkoitetaan, että jokaisen arvopaperiin kohdistuu riskiä siitä huolimatta, onko arvopaperin hinta yli- vai alihinnoiteltu tai oikealla tasolla. Jos oletetaan, että arvopaperi olisi alihinnoiteltu kohinasijoittajien pessimistisyyden vuoksi, ei arvopaperin ostaminen ole täysin riskitöntä. Arvopaperiin kohdistuu aina riski, että hinta voi laskea yhä alemmas siihen kohdistuvan negatiivisen informaation johdosta. Vastaavan arvopaperin lyhyeksimynti poistaisi fundamentaalisen riskin, mutta käytännössä täydellisen substituutin löytäminen on haasteellista. Tästä johtuen kaikkiin arvopapereihin kohdistuu aina fundamentaalista riskiä. (Barberis ym. 2003: 4–6; Shleifer ym. 1990.)

De Long ym. (1990b) osoittivat, että arbitraasin tekeminen ei ole riskitöntä, vaikka arvopaperiin ei kohdistuisi fundamentaalista riskiä. Heidän mukaan väärinhinnoittelu ei välttämättä korjaannu välittömästi, vaan voi päinvastoin kasvaa merkittävän suureksi lyhyellä aikavälillä. De Long ym. (1990b) nimittävät tätä arvopaperiin kohdistuvaksi kohinariskiksi. Taustalla on oletus, että irrationaalisten sijoittajien näkemykset eivät ole toisistaan riippumattomia. Lisäksi mielialojen täytyy korreloida keskenään siten, että arbitraasin tekijät eivät voi ennustaa tulevia muutoksia sijoittajien sentimentissä. De Long ym. (1990b) havainnollistivat arbitraasin tekemisen vaikeutta esimerkillä arvopaperiin kohdistuvasta negatiivisesta sijoittajien sentimentistä. Jos oletetaan, että arvopaperin hinta voi tänään poiketa sen fundamentaaliselta tasolta sijoittajien pessimistisyyden vuoksi, niin De Long ym. (1990b) mukaan voidaan hinnoitteluvirheen olettaa kasvavan yhä suuremmaksi lyhyellä aikavälillä. Arbitraasin tekeminen voi tällaisessa tilanteessa olla haasteellista ja aiheuttaa merkittäviä tappioita, kun arvopaperin hinta liikkuu yhä kauemmas sen oikealta tasolta. Kohinasijoittajien vaikutus arvopaperin hintaan voi olla niin merkittävä, että myös rationaalisten sijoittajien optimaalinen ratkaisu saattaa olla lyhyellä tähtämellä sijoittaa vallitsevan laskutrendin mukaisesti. Tämä puolestaan vahvistaa vallitsevaa kurssilaskua ja kasvattaa väärinhinnoittelua.

Useat empiiriset tutkimukset, kuten Jansen ym. (2003) sekä Brown ym. (2005) ovat vahvistaneet De Long ym. (1990a) näkemystä, jonka mukaan sijoittajien sentimentti vaikuttaa vahvasti erityisesti lyhyellä aikavälillä. Myös Shleifer ja Vishny (1997) ovat päässeet vastaaviin tuloksiin tutkimalla arvopapereiden volatiliteettia. He havaitsivat,

että arbitraasin tekijät karttavat tilanteita, missä arvopaperiin kohdistuu suurta volatiliiteettia. Tämän seurauksena arvopaperin hinta ei lyhyellä tähtäimellä palaudu sen oikealle tasolle. Baker ja Wurgler (2006) lisäsivät tähän, että arbitraasin tekeminen vaikeutuu lisäksi pienten osakkeiden, kasvuosakkeiden sekä osinkoa maksamattomien osakkeiden kohdalla. Baker ym. (2006) perustelivat tätä sillä, että edelliseen luokkaan kuuluvien osakkeiden arvonmääritys on haastavampaa, mikä jättää varaa kohinasijoittajien spekuloinnille. Ritter (2003) yleistää, että väärinhinnoittelu rahoitusmarkkinoilla voi olla joko toistuvaa tai kertaluontoista. Toistuva väärinhinnoittelu poistuu markkinoilta arbitraasin seurauksena, mutta kertaluontoinen väärinhinnoittelu saattaa vääristää arvopapereiden hintoja pitkäksi aikaa. Ritterin (2003) mukaan sijoitusrahastot keskittyvät käytännössä tekemään voittoa toistuvilla väärinhinnoittelulla. Tyypillisesti tällaiset osakkeet eivät kuulu Baker ym. (2006) vaikeasti määriteltävien osakkeiden joukkoon.

Tässä luvussa perehdyttiin selvittämään, mitä sijoittajien sentimentillä tarkoitetaan ja miten sen nähdään vaikuttavan osakemarkkinoiden tuottoihin lyhyellä sekä pitkällä aikavälillä. Sijoittajien sentimentti on osa behavioristista rahoitustiedettä ja asettuu näin ollen vastakkain tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa. Luvussa pyrittiin siten huomioimaan molemmat näkökulmat. Seuraavassa luvussa käydään tarkemmin läpi aiemmin tehtyjä tutkimuksia sijoittajien sentimentin vaikutuksesta osakemarkkinoiden tuottoihin sekä muodostetaan tutkielman hypoteesit näiden näiden tutkimusten perusteella.

4. HYPOTEESIEN MUODOSTUS

Sijoittajien sentimentin mittaamiseksi ei ole olemassa täydellistä tai yhtä oikeaa tapaa. Täten sentimenttiä mittaamaan täytyy käyttää mittaria, joka antaa parhaan mahdollisen arvion sijoittajien sentimentistä. Tutkijat eivät kuitenkaan ole yksimielisiä siitä, mikä olisi paras mahdollinen tapa mitata sijoittajien sentimenttiä, vaan päinvastoin jatkuvasti kehitellään uusia menetelmiä mallintaa sijoittajien sentimenttiä. Pääpiirteittäin menetelmät jaotellaan kuitenkin kahteen eri luokkaan: kvalitatiivisiin kysely- ja mielipidetutkimuksiin sekä markkinadatasta johdettuihin indikaattoreihin. Kysely- ja mielipidetutkimukset ovat suoria indikaattoreita, kun taas markkinadataan perustuvat sentimenttimittarit luokitellaan epäsuoriksi indikaattoreiksi. Tässä luvussa käydään läpi pääasiassa suorilla indikaattoreilla saatuja tutkimustuloksia, sillä tutkielmassa käytetty Tilastokeskuksen keräämä kuluttajabarometri luokitellaan suoraksi indikaattoriksi. Näiden tutkimustulosten pohjalta muodostetaan myös tutkielman hypoteesit.

Pääpiirteittäin kaikki sijoittajien sentimenttiä mittaavat suorat indikaattorit perustuvat kvalitatiivisiin kyselyihin, missä luottamusindeksi muodostetaan yksinkertaisista ja lyhyistä kyselyistä, joissa kysymyksiä on vähäinen määrä. Kyselyn tarkoituksena on kerätä tietoa talouden tämän hetkisestä tilanteesta, viimeaikaisesta kehityksestä sekä tulevaisuuden odotuksista. Luottamuskyseilyiden käyttäminen sijoittajien sentimentin mittarina on todettu päteväksi useissa aikaisemmissa tutkimuksissa (Jansen ym. 2003). Tärkeänä oletuksena tälle on, että yksilöiden kulutus- ja sijoituskäyttäytymiset korreloivat keskenään. Tämän suhteen ovat empiirisesti todistaneet muun muassa Qiu ja Welch (2005). Luottamuskyseilyiden tuloksia seurataan myös markkinoilla tarkkaan, sillä kuluttajaluottamuksen nähdään antavan merkittävää informaatiota talouden kehityksestä (Hengelbrock, Theissen & Westheide 2013). Hengelbrocking ym. (2013) mukaan kuluttajaluottamus on yksi seuratuimmista makrotaloudellisista tunnusluvuista, mitä sijoittajat hyödyntävät sijoituspäätöksiä tehdessä.

4.1. Aikaisemmat tutkimukset

Solt ja Statman (1998) tutkivat sijoittajien sentimentin vaikutusta Dow Jones Industrial Average (DJIA) -indeksiin aikavälillä 1963–1985. Tutkimuksessaan he käyttivät neljän viikon, 26 viikon sekä 52 viikon mittaisia ajanjaksoja. Sijoittajien sentimentin mittarina he käyttivät tutkimuksessaan Investor Intelligence (II) sentimentti-indeksiä, joka on

koottu viikoittain sijoitusneuvojen julkaisemien näkemysten perusteella. Aineisto on jaettu tämän perusteella optimistisiin sijoittajiin, pessimistisiin sijoittajiin sekä väliaikaista korjausliikettä alaspäin odottaviin sijoittajiin. Viimeiseen kategoriaan luokiteltavat sijoittajat näkevät yleisen suunnan olevan markkinoilla ylöspäin, mutta odottavat hintojen laskevan lyhyellä aikavälillä. Solt ym. (1998) mukaan II -indeksi on hyödytön ennustamaan DJIA -indeksin tuottoja. He tutkivat myös indeksin ääriarvoja, merkittävimpiä laskuja ja nousuja, mutta eivät pidä myöskään näitä hyödyllisinä ennustamaan osakemarkkinoiden tuottoja. Kausaalisuuden havaitaan kuitenkin kulkevan DJIA -indeksin muutoksista II -indeksiin, joten II -indeksiä voidaan pitää osakemarkkinoita seuraavana indikaattorina. Solt ym. (1998) selittävät tämän johtuvan siitä, että sijoitusneuvojat seuraavat markkinoiden trendejä. Kun osakemarkkinat laskevat, antavat sijoitusneuvojat pessimistisempiä tulevaisuuden näkymiä. Toisin sanoen sijoitusneuvojen ja osakemarkkinoiden välinen kulmakerroin on negatiivinen.

Otoo (1999) tutki Michigan Consumer Sentiment Index (MCSI) -indeksin vaikutusta Wilshire 5000 -osakeindeksin tuottoihin kuukausitasolla, käyttämällä aikaperiodina vuosia 1980–1999. MCSI -indeksi on Michiganin yliopiston vuodesta 1978 kuukausittain tekemä puhelinhaastattelututkimus, jossa selvitetään kuluttajien näkemyksiä kotitalouden sekä kansantalouden kehityksestä (Fisher ym. 2003). Kysely koostuu viidestäkymmenestä kysymyksestä, joihin vastaa kuukausittain vähintään 500 USA:n kansalaisia. Tutkimuksessaan Otoo (1999) havaitsee, että MCSI -indeksin ja Wilshire 5000 -osakeindeksin välillä vallitsee merkittävä positiivinen korrelaatio. Positiivinen korrelaatio ei kuitenkaan kerro kuluttajaluottamuksen ja osakemarkkinoiden välisestä kausaalisuudesta, vaan toimii lähinnä suuntaa antavana indikaattorina. Otoon (1999) tulokset ovat samassa linjassa Solt ym. (1998) kanssa, sillä he toteavat MCSI -indeksin kyvyttömäksi ennustamaan Wilshire 5000 -indeksin tuottoja. Vastaavasti he toteavat kausaalisuuden kulkevan yksisuuntaisesti kuluttajaluottamusindikaattorista osakemarkkinoihin, mitä he selittävät sillä, että ihmiset seuraavat osakemarkkinoiden liikkeitä ja pohjaavat omat näkemykset talouden kehityksestä sen hetkisten osakekurssien perusteella.

Fisher ym. (2003) tutkivat kahden kuluttajaluottamusindeksin, MCSI -indeksin ja Conference Board Consumer Confidence Index (CB) -indeksin, vaikutusta S&P 500 -indeksin tuottoihin vuosien 1978 – 2002 välisenä aikana. CB -indeksi perustuu viiteen kysymykseen liittyen kuluttajien näkemyksiin kotitalouksien ja kansantalouden tilanteesta nyt sekä kuuden kuukauden kuluttua. Indeksia on julkaistu kuukausittain vuodesta 1977 lähtien ja kyselyyn vastaa keskimäärin 3500 ihmistä. Fisher ym. (2003) havaitsevat tutkimuksessaan molempien kuluttajaluottamusindeksien ennustavan S&P 500 -

indeksin tuottoja, mikä asettuu vastakkain Otoon (1999) tutkimuksen kanssa. Fisher ym. (2003) mukaan kuluttajaluottamuksen ja osakemarkkinoiden välillä on käänteinen relaatio, millä tarkoitetaan, että kuluttajaluottamus ennustaa osakemarkkinoiden tuottoja kuukauden, kuuden kuukauden sekä 12 kuukauden päähän. Vastaavasti he toteavat Otoon (1999) sekä Solt ym. (1998) tapaan kausaalisuuden kulkevan osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen, joten Fisher ym. (2003) tutkimuksessa kyseessä on kaksisuuntainen kausaalisuus.

Lisäksi Fisher ym. (2003) selvittävät miten MCSI -indeksi ja CB -indeksi liikkuvat sijoittajille suunnattuun American Association of Individual Investors (AAII) -indeksiin sekä institutionaalisille sijoittajille suunnattuun Wall Street Strategists (WSS) -indeksiin nähden. AAII -indeksi on vuodesta 1987 lähtien viikoittain kerätty sijoittajille suunnattu kysely, jossa vastaajat luokittelevat itsensä optimistisiksi, pessimistisiksi tai neutraaleiksi tuotto-odotusten suhteen. WSS -indeksi on Merrill Lynchin vuodesta 1985 keräämä institutionaalisille sijoittajille suunnattu kuukausittainen kysely, jossa senttimentti-indeksi muodostetaan institutionaalisten sijoittajien antamien portfolioiden osakeallokaatio suositusten perusteella. Fisher ym. (2003) havaitsivat, että MCSI -indeksin sekä CB -indeksin korreloivan positiivisesti AAII -indeksin kanssa, mutta WSS -indeksiin ei löydetä yhteyttä tilastollisesti merkittävällä tasolla. Fisher ym. (2003) mukaan tämä osoittaa ihmisten kulutus- ja sijoituspäätösten korreloivan keskenään, mikä myös samalla todistaa kuluttajaluottamuksen heijastavan sijoittajien sentimenttiä. WSS -indeksi ei heidän mukaan korreloi kuluttajaluottamusindikaattorien kanssa, sillä institutionaaliset sijoittajat ovat rahoitusalan ammattilaisia ja eivät siten anna markkinoiden kohinan vaikuttaa sijoituspäätöksiä tehdessä. Myös epäsuorien ja suorien sijoittajien sentimentti-indikaattorien välistä yhteyttä on tutkittu. Brown ja Cliffin (2004) mukaan useimmat yleisesti käytetyistä epäsuorista indikaattoreista liikkuvat samansuuntaisesti suorien indikaattorien kanssa. Toisaalta Qiu ja Welch (2006) eivät havainneet MCSI -indeksin ja suljettujen sijoitusrahastojen hintaerojen (Lee ym. 1991) korreloivan keskenään.

Jansen ym. (2003) tutkivat kuluttajaluottamuksen yhteyttä osakemarkkinoiden tuottoihin 11 EU:n jäsenmaassa vuosien 1986–2001 välisenä aikana. Kuluttajaluottamuksen mittarina he käyttivät EU:n standardien mukaista kuluttajaluottamusindikaattoria, joten tulokset ovat vertailukelpoisia jokaisessa maassa. Myös Tilastokeskuksen julkaisema kuluttajabarometri Suomen kuluttajaluottamuksesta on ollut täysin vertailukelpoinen kansainvälisesti lokakuusta 1995 alkaen (SVT, 2014). Vastaavasti Jansen ym. (2003) toteavat Otoo (1999) mukaisesti, että kuluttajaluottamus ja osakemarkkinat kulkevat tutkitulla aikavälillä samansuuntaisesti ja löytävät positiivisen korrelaation viiden pro-

sentin merkitsevyystasolla yhdeksästä maasta. Korrelaatio kuluttajabarometrin ja osakemarkkinoiden tuottojen välillä oli näissä maissa 0,16 – 0,29 väliltä. Suurin positiivinen korrelaatio löytyi Isosta-Britanniasta, kun taas Saksa oli ainoa maa, jossa korrelaatiota ei havaittu kymmenen prosentin merkitsevyystasolla

Jansen ym. (2003) havaitsivat kuukauden mittaista viivettä käyttämällä, että Granger-kausaalisuus kulkee yhdensuuntaisesti osakemarkkinoiden tuotoista kuluttajaluottamukseen kolmessa maassa viiden prosentin merkitsevyystasolla. Toisensuuntaista kausaalisuutta ei havaita, joten sijoittajien sentimentillä ei nähdä olevan vaikutusta osakemarkkinoiden tuottoihin kuukauden viiveellä. Kausaalisuuden puuttuminen muuttujien väliltä viittaa siihen, että jotkin muut yhteiset tekijät selittävät kuluttajaluottamuksen ja osakemarkkinoiden välistä korrelaatiota. Toisena vaihtoehtona on, että sentimentin vaikutus näkyy kuukautta lyhyemmällä aikajänteellä. Jansen ym. (2003) testaavat tätä mahdollisuutta käyttämällä kahden viikon pituista viivettä. Tulokset eivät eroa merkittävästi, sillä he löytävät yksisuuntaista kausaalisuutta osakemarkkinoiden tuotoista kuluttajaluottamukseen seitsemässä maassa, mutta eivät toiseen suuntaan.

Edellä esitettyjen tutkimusten perusteella voidaan sanoa, että kuluttajaluottamuksen ja osakemarkkinoiden välillä on selvä yhteys. Useimmissa tutkimuksissa kuluttajaluottamus on kuitenkin nähty osakemarkkinoita seuraavana indikaattorina, sillä kausaalisuuden on havaittu kulkevan yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen, mutta ei toisen suuntaisesti. Tästä johtuen tutkielman ensimmäinen hypoteesi on seuraavassa muodossa.

H1: Kuluttajabarometri on osakemarkkinoita seuraava indikaattori.

Lisäksi Jansen ym. (2003) selvittivät tutkimuksessaan tarkemmin, miten hyvin kuluttajabarometriä voidaan käyttää kuvaamaan kuluttajaluottamusta, vai onko kyse pelkästään varallisuusvaikutuksesta. Varallisuusvaikutuksella tarkoitetaan sitä, miten muutokset kuluttajien varallisuudessa vaikuttavat kulutukseen. Varallisuudella tarkoitetaan tässä yhteydessä olemassa olevaa varallisuutta sekä tulevaisuuden tuotto-odotuksia. Ihmiset luonnollisesti kuluttavat enemmän, mitä enemmän heillä on varallisuutta, joten kasvava kulutus parantaa kansantaloutta ja nostaa osakekurseja. Osakkeiden arvonmuutoksesta johtuvaa varallisuuden kasvua ja kulutuksen muutosta kutsutaan osakkeiden varallisuusvaikutukseksi. (Lettau & Ludvigson 2001.)

Varallisuusvaikutuksen ja osakemarkkinoiden välinen linkki on varsin selkeä. Tätä vaikutusta Jansen ym. (2003) lähtivät selvittämään tutkimalla kuluttajabarometriin kuuluvia eri komponentteja. Jansen ym. (2003) tutkimuksessa käyttämä kuluttajabarometri koostuu neljästä kysymyksestä, joista kaksi käsittelee kansantalouden kehitykseen liittyviä asioita ja toiset kaksi kotitalouden kehitykseen liittyviä asioita. Tutkimalla näitä komponentteja erillisinä muuttujina Jansen ym. (2003) havaitsivat, että kansantaloutta koskevat odotukset korreloivat merkittävämmiin osakemarkkinoiden tuottojen kanssa, kun taas kotitalouksien taloustilanteen kehityksen merkitys oli vähäisempi. Vastaavasti Fisher ym. (2003) pääsivät samankaltaisiin tuloksiin kuluttajabarometrin eri komponenttien vaikutuksesta. Tämä viittaa siihen, että kuluttajabarometriä voidaan selkeästi käyttää sijoittajien sentimentin mittarina, eikä kyse ole pelkästään perinteisestä varallisuusvaikutuksesta. Varallisuusvaikutuksella tarkoitetaan henkilökohtaisten tulojen kehityksen vaikutuksesta osakemarkkinoiden tuottoihin, mihin palataan myös tarkemmin seuraavassa luvussa.

Kuluttajabarometrin nähdään edellisten tutkimusten perusteella kertovan aidosti kuluttajien näkemyksistä kansantalouden kehitykseen liittyen, eikä kyse ole varallisuusvaikutuksesta eikä kyse ole pelkästään varallisuusvaikutuksen aikaan saamasta näennäisestä luottamuksesta. Mauron (2000) mukaan tämä todistaa, että kuluttajat käyttävät osakekursseista saatavaa informaatiota hyväksi siitä huolimatta omistavatko he itse osakkeita vai eivät. Tutkielman toinen hypoteesi on tämän perusteella asetettu seuraavaan muotoon.

H2: Kuluttajabarometri mittaa aidosti kuluttajien luottamusta, eikä kyse ole varallisuusvaikutuksesta.

Brown ja Cliff (2005) tutkivat II -sentimentti-indikaattorin yhteyttä USA:n osakemarkkinoiden tuottoihin aikavälillä 1965 – 1998. Aineistona he käyttivät yhteensä 36 erilaisista osakeportfolioita, joista 25 on Fama ym. (1993) käyttämiä kokoon ja P/B-lukuihin perustuvia, viisi kokoon perustuvia, 5 P/B-lukuihin perustuvia sekä yhtä markkinaindeksiportfolioindeksiä. Tämän lajittelun tarkoituksena on selvittää, vaikuttavatko koko- ja arvoanomaliat sentimentin kykyyn ennustaa osakemarkkinoiden tuottoja. Brown ym. (2005) tutkimus lähtee aikaisempiin tutkimuksiin, kuten Otoo (1999) ja Fisher ym. (2003), nähden eri lähtökohdista tutkimalla sijoittajien sentimentin lyhyen aikavälin vaikutusten lisäksi sen pitkän aikavälin vaikutuksia. Brown ym. (2005) tutkimuksen nollahypotesina on, että sijoittajien liiallinen optimismi johtaa markkinoiden lyhyen

aikavälin yliarvostukseen. Toisena hypoteesina he olettavat korkean optimismin johtavan mataliin tulevaisuuden tuotto-odotuksiin pitkällä aikavälillä.

Brown ym. (2005) tutkimus asettuu vastakkain useiden aikaisempien tutkimusten kanssa vahvistamalla molemmat hypoteesit. Brown ym. (2005) mukaan liiallinen optimismi saa osakemarkkinat ylireagoimaan, mikä näkyy selkeänä väärinhinnoitteluna lyhyellä aikavälillä. Lisäksi he havaitsevat tämän vaikutuksen näkyvän osakkeiden hinnoissa pitkällä aikavälillä (1–3 vuotta) alhaisempina tuotto-odotuksina. Brown ym. (2005) mukaan sentimentin vaikutus on erityisen voimakas suurista kasvuosakkeista muodostetuissa portfolioissa. Brown ym. (2005) tutkimus eroaa myös tältä osin merkittävästi aikaisemmista tutkimuksista, sillä asian on havaittu olevan päinvastaisesti muun muassa Lee ym. (1991) tutkimuksessa.

Lemmon ym. (2006) tutkivat Fisher ym. (2003) tapaan MCSI -indeksin sekä CB -indeksin vaikutusta New York Stock Exchange (NYSE) -osakeindeksin tuottoihin vuosien 1956 – 2002 välisenä aikana. Tutkimuksen kontribuutiona Fisher ym. (2003) tutkimukseen nähden on selvittää kokoanomalian, arvoanomalian sekä momentum-ilmiön vaikutusta sijoittajien sentimenttiin. Lemmon ym. (2006) toteaa pienten osakkeiden reagoivan herkemmin muutoksiin sentimentissä. Tämän he perustelevat olevan seurasta siitä, että pienillä osakkeilla on alhaisempi institutionaalinen omistus, mikä johtaa herkemmin osakkeiden väärinhinnoitteluun. Vastaavasti myös Qiu ym. (2006) ovat päätyneet samanlaisiin tuloksiin osoittamalla pienten osakkeiden ja sentimentin välisen korrelaation. Arvoanomalioiden ja momentum-ilmiöllä Lemmon ym. (2006) eivät kuitenkaan näe olevan vaikutusta tilastollisesti merkittävällä tasolla sentimenttiin. Lisäksi Lemmon ym. (2006) havaitsevat, että sentimentin vaikutus osakemarkkinoiden tuottoihin on voimistunut viime vuosikymmenten aikana, minkä he selittävät olevan seurausta kotitalouksien kasvaneesta osuudesta osakemarkkinoilla.

Verma ja Verma (2008) tutkivat AAI -indeksin sekä II -indeksin vaikutusta osakemarkkinoiden tuottoihin vuosien 1988–2003 välisenä aikana. Aikaisempiin tutkimuksiin nähden (Fisher ym. 2003; Solt ym. 1998) Verma ym. (2008) pyrkivät huomioimaan tarkemmin osakkeiden riskifaktoreita sekä erottelemaan institutionaalisten ja yksittäisten sijoittajien sentimentin vaikutukset toisistaan. Verma ym. (2008) mukaan sentimentti selittää osakkeiden tuottoja, mutta myös useat faktorit, kuten inflaatio ja osinkotuotto, selittävät osakkeiden tuottoja. Toisin sanoen tulokset ovat linjassa behavioristisen teorian kanssa, jossa hinnan nähdään muodostuvan rationaalisten ja irrationaalisten sijoittajien tuotto-odotusten summana (DeLong ym. 1991). Lisäksi Verma ym. (2008) osoitta-

vat, että sijoittajien sentimentti vaikuttaa voimakkaammin yksittäisiin sijoittäjiin kuin institutionaalisiin sijoittäjiin.

Schmeling (2009) ottaa tutkimuksessaan saman näkökulman Brown ym. (2005) kanssa tutkimalla sijoittajien sentimentin vaikutusta lyhyellä sekä pitkällä aikavälillä. Lisäksi he olettavat sentimentin vaikutuksen voimistuvan Lemmon ym. (2006) oletusten mukaisesti vaikeasti hinnoiteltavilla osakkeilla. Tutkimusaineistona Schmeling (2009) käyttää kansainvälistä aineistoa, mikä koostuu 18 teollisuusmaan osakeindekseistä vuosien 1985–2005 väliseltä ajalta. Heidän mukaan sentimentin vaikutus on voimakkaampi lyhyellä aikavälillä (1 – 6 kuukautta), mutta merkitys katoaa pidemmällä aikavälillä (12 – 24 kuukautta). Tutkimustulokset eroavat kuitenkin merkittävästi maittain. Maakohtaisia eroja Schmeling (2009) perustelee eri maiden väestöön rinnastettavilla behavioristisilla piirteillä. Hänen mukaan sentimentti vaikuttaa voimakkaammin maissa, joissa on kulttuurillisia taipumuksia sijoittajien laumakäyttäytymiselle. Myös vähäinen institutionaalinen omistus osakemarkkinoilla voimistaa sentimentin vaikutusta (Verma ym. 2008). Hofstede (2001) mukaan Suomi luokitellaan keskimäärin individualistiseksi maaksi, joka ei ole niin taipuvainen laumakäyttäytymiselle. Tältä osin sijoittajien sentimentin voidaan nähdä vaikuttavan heikommin Suomen osakemarkkinoilla.

Edellä esitettyjen tutkimustulosten perusteella ei voida täysin ristiriidattomasti osoittaa koko- ja arvoanomalioiden vaikutusta sijoittajien sentimenttiin. Kuitenkin enemmistö suorilla ja epäsuorilla sijoittajien sentimenttiä mittaavilla indikaattoreilla tehdyistä tutkimuksista on päätyneet siihen, että sijoittajien sentimentti vaikuttaa voimakkaammin erityisesti pienten osakkeiden tuottoihin. Myös behavioristinen teoria tukee tätä oletusta, sillä pienissä osakkeissa institutionaalinen omistus on vähäisempää, joten yksittäisten sijoittajien irrationaalinen käyttäytyminen voimistuu pienissä osakkeissa. Vastaavasti behavioristisen teorian mukaan arbitraasin tekeminen on vaikeampaa vaikeasti hinnoiteltavilla osakkeilla, joten sentimentin nähdään vaikuttavan voimakkaammin arvoosakkeissa, kuten pienten P/B- sekä P/E-tunnusluvun osakkeissa, joiden nähdään sisältävän keskimääräistä korkeampaa riskiä. Tämän perusteella tutkielman kolmas ja neljäs hypoteesi on asetettu seuraavasti.

H3: Sentimentti vaikuttaa voimakkaammin pienten osakkeiden tuottoihin.

H4: Sentimentti vaikuttaa voimakkaammin pienten P/B- sekä P/E-tunnusluvun osakkeisiin.

Kuten jo aiemmin todettiin, on Helsingin pörssin osakkeista valtaosa jakaantunut teollisuuden toimialalle, kun taas suoraan kuluttajille suunnattujen tuotteiden ja palveluiden osuus on vähäisempi. Tästä johtuen on mielenkiintoista tutkia, miten sijoittajien senttimetti vaikuttaa toimialasta riippuen osakkeiden tuottoihin. Tutkielmassa on muodostettu yhteensä seitsemän toimialakohtaista osakeindeksiportfolioita: pankit ja rahoitus, teollisuustuotteet ja palvelut, perusteollisuus, teknologia, kulutustavarat, kulutuspalvelut sekä terveydenhuolto. Lähtökohtaisesti toimialakohtaisia eroja ei behavioristisesta näkökulmasta tulisi löytyä, joten tutkielman hypoteesi on asetettu alla olevaan muotoon.

H5: Sentimentti vaikuttaa samalla tavalla toimialasta riippumatta.

Luvussa esitettiin viitatuimmat suoralla sijoittajien sentimentti-indikaattorilla tehdyt tutkimukset osakemarkkinoilla. Tutkielman hypoteesit muodostettiin näiden tutkimusten perusteella ottamalla huomioon myös behavioristinen rahoitusteoria. Esitetyissä tutkimuksissa osakemarkkinoiden ja kuluttajaluottamuksen on havaittu kulkevan samansuuntaisesti, mutta kausaalisuuden on keskimäärin todettu kulkevan yksisuuntaisesti osakemarkkinoista sijoittajien sentimenttiin. Seuraavissa luvuissa käydään läpi tutkielmassa käytetty aineisto ja tutkimusmenetelmät sekä esitetään Suomen osakemarkkinoilla saadut tutkimustulokset sentimentin vaikutuksesta osakemarkkinoiden tuottoihin.

5. TUTKIMUSAINEISTO

Tässä luvussa on esitetty tutkielmassa käytetty aineisto sekä alustavia tuloksia. Tutkielman aikavälinä on 27.10.1995–27.05.2014. Tämän lisäksi aineisto on jaettu kahteen lyhyempään ajanjaksoon aikavälille 27.10.1995–27.01.2005 sekä 27.02.2005–27.10.2014.

5.1. Aineiston kuvaus

Aineiston kuvaus on jaettu kahteen osioon. Ensimmäisenä esitellään tutkielmassa käytetyt osakeindeksit ja alustavia tuloksia näihin liittyen. Tämän jälkeen käydään läpi, mitä kuluttajaluottamuksen indikaattoria tutkielmassa on käytetty, miten se on muodostettu ja mistä se koostuu.

5.1.1. Osakeindeksit

Tutkimusaineistona on käytetty Suomen osakemarkkinoita Nasdaq OMX Helsinki (OMXH). OMXH -osakeindeksiin kuuluu 135 suomalaista osaketta (Nasdaq OMX 2014). Aineistona on käytetty osakkeiden kuukausittaisia hintatietoja. Tutkimuksen aikaväli on vuoden 1995 lokakuusta vuoden 2014 toukokuuhun. Alkamisajankohdaksi on valittu vuoden 1995 lokakuu, sillä kuluttajabarometri on siitä lähtien ollut kansainvälisesti vertailukelpoinen mittari kuvaamaan sijoittajien sentimenttiä (SVT 2014). Tutkimus suoritetaan käyttämällä kuukausittaisia havaintoja, mikä tekee yhteensä 224 havaintoa tutkimuksen koko aikaväliltä. Tämän lisäksi aikasarja-aineisto on jaettu kahteen lyhyempään ajanjaksoon, joista ensimmäinen alkaa vuoden 1995 lokakuusta ja päättyy tammikuuhun 2005, sisältäen yhteensä 112 havaintoa. Vastaavasti toinen lyhyempi aikaperiodi pitää sisällään 112 havaintoa ja aikaväli on vuoden 2005 helmikuusta toukokuuhun 2014.

Yleisindeksinä on tutkielmassa käytetty OMX Helsinki Cap (OMXHCAP) -indeksiä, jossa yhden osakkeen enimmäispaino on rajattu 10 prosenttiin indeksin kokonaismarkkina-arvosta. Painorajoitettua indeksin käyttö on tutkielman kannalta perusteltua, sillä muuten yksittäisten osakkeiden painoarvo indeksistä olisi suuri ja tarkastelu rajoittuisi ainoastaan näihin osakkeisiin. Tämän lisäksi tutkielmassa on muodostettu useita erilai-

sia osakeindeksiportfolioita, jotka käydään läpi seuraavassa kappaleessa. Kaikki Helsingin pörssin osakkeista saatu data tältä aikaväliltä on saatu Datastreamista.

5.1.2. Portfolioiden muodostus

Osakkeiden tunnuslukuperusteinen jaottelu on tutkielmassa suoritettu käyttämällä osakkeiden P/B-lukuja, P/E-lukuja sekä osakkeiden markkina-arvoja. Tunnuslukuperusteisten portfolioiden muodostuksessa on noudatettu samoja periaatteita, kuten Fama ym. (1992,1993) käyttivät tutkimuksessaan. Osakkeiden toimialakohtainen jaottelu on suoritettu jakamalla osakkeet portfolioihin sen perusteella, mihin toimialaan ne on määritelty kuuluvan (Nasdaq OMX 2014).

Markkina-arvoperusteinen jaottelu on tehty käyttämällä jokaisen vuoden t markkina-arvon päätösarvoja vuodesta 1994 vuoteen 2013 saakka. Päätösarvoja käyttämällä osakkeet on lajiteltu markkina-arvon mukaisesti aina 12 kuukaudeksi eteenpäin. Lajittelu on suoritettu laskemalla markkina-arvoista mediaani, minkä perusteella osakkeet on jaettu kahteen osakeportfolioon. Ensimmäiseen portfolioon kuuluvat markkina-arvoltaan suuret osakkeet ja toiseen portfolioon pienet osakkeet. Vastaavasti P/B -luvun perusteella tehty jaottelu on suoritettu jakamalla osakkeet kahteen eri portfolioon osakkeiden tunnuslukujen perusteella käyttämällä edellisen vuoden päätösarvoja. Ensimmäiseen portfolioon kuuluvat osakkeet, joiden P/B -luku on Helsingin pörssin yläpäästä eli korkeimmat 30 prosenttia. Toiseen portfolioon on puolestaan valittu P/B -luvun osalta Helsingin pörssin alhaisimpaan 30 prosenttiin kuuluvat osakkeet. Negatiivisen P/B-luvun osakkeita ei ole sisällytetty mukaan portfolioihin. Tarkastelusta on jätetty pois myös kaikki osakkeet, joista ei ole saatavilla hintatietoja vähintään 36 kuukauden ajalta, kuten myös Brown ym. (2004) tutkimuksessa on menetelty. P/E -luvun perusteella tehty jaottelu vastaa P/B -luvun mukaista jaottelua, mutta myös negatiivisen P/E -luvun osakkeet on otettu huomioon. Yhteensä tämä tekee kuusi erilaista tunnuslukuperusteista portfolioita: pienet ja suuret osakkeet, korkeiden ja matalien P/B -luvun osakkeet sekä korkeiden ja matalien P/E -luvun osakkeet. Nämä portfolioit on esitetty myös taulukossa (1) seuraavalla sivulla. (Fama ym. 1992,1993.)

Osakkeiden tunnuslukukohtaisen tarkastelun lisäksi osakkeet on jaoteltu toimialoittain eri portfolioihin. Toimialakohtainen jaottelu on tärkeää tutkittaessa kuluttajaluottamuksen vaikutusta osakkeiden tuottoihin Helsingin pörssissä, sillä valtaosa yrityksistä Helsingin pörssissä toimii teollisuusalalla, kun taas suoraan kuluttajille suunnattujen tuotteiden ja palveluiden osuus on vähäisempi. Toimialakohtaisia portfolioita on muodostet-

tu yhteensä seitsemän: pankit ja rahoitus (13.95%), teollisuustuotteet ja palvelut (31.98%), perusteollisuus (8.14%), teknologia (16.12%), kulutustavarat (12.21%), kuluspalvelut (13.37%) sekä terveydenhuolto (4.24%). Suluissa oleva prosenttiluku tarkoittaa toimialan osuutta OMXH -indeksistä.

Taulukko 1. Tunnusluku- ja markkina-arvoperusteisten portfolioiden muuttujien kuvaus.

Muuttuja	
<i>OMXHCAP</i>	Helsingin pörssin yleisindeksi, jossa yhden osakkeen enimmäispaino on rajattu 10 prosenttiin OMXH -indeksin kokonaisarvosta.
<i>Korkeat P/E-luvut</i>	OMXH -indeksin korkeimpaan 30 prosenttiin kuuluvat osakkeet P/E-luvulla mitattuna viimeisen 12 kuukauden aikana.
<i>Matalat P/E-luvut</i>	OMXH -indeksin matalimpaan 30 prosenttiin kuuluvat osakkeet P/E-luvulla mitattuna viimeisen 12 kuukauden aikana.
<i>Korkeat P/B-luvut</i>	OMXH -indeksin korkeimpaan 30 prosenttiin kuuluvat osakkeet P/B-luvulla mitattuna viimeisen 12 kuukauden aikana.
<i>Suuret osakkeet</i>	OMXH -indeksin markkina-arvoltaan mediaanin yläpuolella olevat osakkeet viimeisen 12 kuukauden aikana.
<i>Pienet osakkeet</i>	OMXH -indeksin markkina-arvoltaan mediaanin alapuolella olevat osakkeet viimeisen 12 kuukauden aikana.

Taulukossa (2) on kuvaus käytetystä aineistosta tutkielman koko aikaväliltä 27.10.1995–27.05.2014. Taulukossa on ilmoitettu logaritmisista tuotoista laskettu mediaani jokaiselle portfoliolle sekä portfolion keskihajonta, josta käytetään taulukossa merkintää σ . Taulukon minimi ja maksimi luvut kertovat suurimmista negatiivisista sekä positiivisista muutoksista kuukauden aikavälillä. Taulukosta nähdään, että pienten P/E- ja P/B-luvun osakkeet ovat tuottaneet aikavälillä paremmin kuin vastaavat korkeiden tunnuslukujen perusteella rakennetut portfoliot. Korkeammista tuotoista huolimatta keskihajonta on ollut alhaisempi kyseisellä ajanjaksolla.

Pienten ja suurten yritysten välillä ei sen sijaan ole suurta eroa. Toimialoista korkein tuotto on kulutustavaroista muodostetulla toimialaindeksillä. Taulukon oikeaan laitaan on myös merkitty osakeportfolioiden ja kuluttajabarometrin välinen korrelaatio, mistä on käytetty merkintää ρ . Muodostetuista osakeportfolioista jokainen korreloi positiivisesti kuluttajabarometrin kanssa, korrelaation ollessa 0.158–0.278 välillä. Suurin posi-

tiivinen korrelaatio on suurten osakkeiden ja kuluttajabarometrin välillä, kun taas alhaisin korrelaatio on pankit ja rahoitus sektorin ja kuluttajabarometrin välillä. Positiivinen korrelaatio muuttujien välillä ei kuitenkaan vielä tarkoita, että muuttujien välillä olisi kausaalisuutta. Korrelaatiokerroin ei myöskään kerro kumpaan suuntaan kausaalisuus mahdollisesti kulkee. Positiivinen korrelaatio voi olla seurausta esimerkiksi jostain yhteisestä tekijästä, mikä saa osakemarkkinat ja kuluttajaluottamuksen liikkumaan samansuuntaisesti.

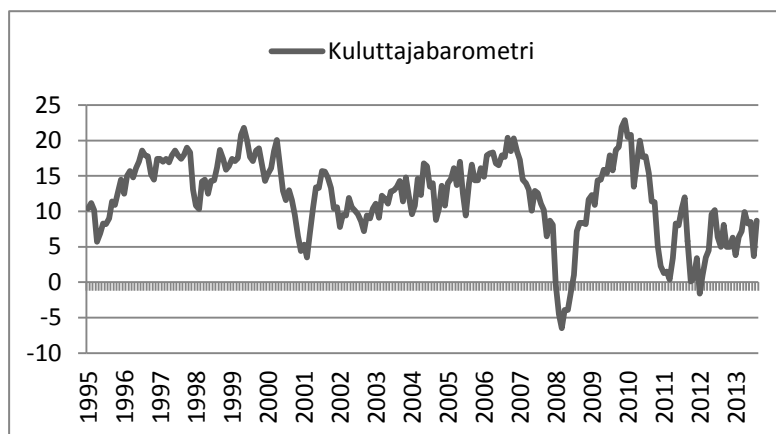
Taulukko 2. Aineiston kuvailua tutkielman koko aikaväliltä 27.10.1995–27.05.2014.

Muuttuja	Mediaani	Maksimi	Minimi	σ	ρ
OMXHCAP	0.011	0.171	-0.221	0.062	0.220
Korkeat P/E-luvut	-0.003	0.185	-0.241	0.074	0.250
Matalat P/E-luvut	0.011	0.181	-0.235	0.056	0.265
Korkeat P/B-luvut	0.005	0.163	-0.260	0.070	0.250
Matalat P/B-luvut	0.006	0.246	-0.214	0.059	0.249
Suuret osakkeet	0.005	0.142	-0.279	0.061	0.278
Pienet osakkeet	0.004	0.208	-0.193	0.059	0.234
Kulutuspalvelut	0.003	0.145	-0.149	0.053	0.210
Kulutustavarat	0.012	0.217	-0.291	0.054	0.227
Pankit ja rahoitus	0.011	0.302	-0.173	0.064	0.158
Perusteollisuus	0.007	0.244	-0.259	0.075	0.245
Teknologia	-0.003	0.339	-0.355	0.098	0.195
Teol. tuot. & palv.	0.007	0.169	-0.266	0.062	0.274
Terveydenhuolto	0.001	0.388	-0.401	0.093	0.214

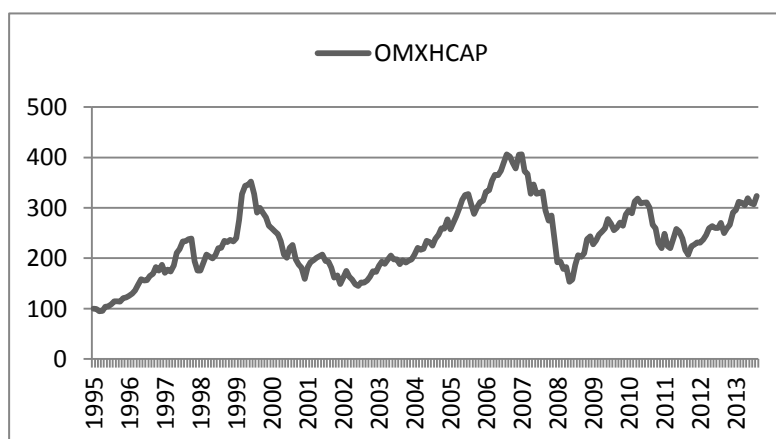
5.2. Kuluttajabarometri

Sijoittajien sentimenttiä mittaamaan käytetään Tilastokeskuksen kuukausittain julkaistavaa kuluttajabarometriä, joka on harmonisoitu vastaamaan muiden EU:n jäsenmaiden kuluttajaluottamuksen mittareita vuoden 1995 lokakuusta lähtien (SVT 2014). Seuraavalla sivulla olevassa kuviossa (5) on havainnollistettu kuluttajabarometrin muutoksia aikaväliltä 27.10.1995–27.05.2014. Kuluttajaluottamuksen huippu kyseisellä ajanjaksolla ajoittuu syyskuulle 2010, jolloin barometrin saldoluksi merkittiin 22.9. Alhaisin saldoluku (-6.5) puolestaan ajoittuu finanssikriisin kohdalle joulukuulle 2008. Keskimääräinen saldoluku koko ajanjaksolta on ollut 12.12 ja keskihajonta 5.58. Kuviossa (6)

on esitetty OMXHCAP -indeksin aikasarja samalta ajanjaksolta, kun aloitusvuoden arvoksi on merkitty 100. Vertailemalla kuvioita (5) ja (6) keskenään, voidaan havaita niiden liikkuneen samansuuntaisesti, kuten positiivisen korrelaatiokertoimen (0.220) perusteella voisi olettaa.



Kuvio 5. Kuluttajabarometri tutkielman koko aikaväliltä 27.10.1995–27.05.2014.



Kuvio 6. OMXHCAP -indeksi tutkielman koko aikaväliltä 27.10.1995–27.05.2014, kun lähtöarvoksi on valittu 100.

5.2.1. Kuluttajabarometrin kokoaminen

Suomessa ensimmäinen kuluttajabarometritutkimus toteutettiin Tilastokeskuksen toimesta marraskuussa 1987. Tutkimus tehtiin silloin kahdesti vuodessa, toukokuussa sekä marraskuussa. Vuodesta 1992 lähtien tutkimusta alettiin tehdä kvartaaleittain ja vuoden 1995 lokakuusta lähtien kuluttajabarometritutkimus on toteutettu kuukausittain EU:n

komission toimeksiannosta. Tästä lähtien tutkimus on harmonisoitu vastaamaan vastaavia kuluttajabarometrikyselyitä muissa EU:n jäsenmaissa, mikä tekee Tilastokeskuksen julkaisemasta kuluttajabarometristä kansainvälisesti vertailukelpoisen. Tutkielmassa käytetty tutkimusajanjakso alkaa täten myös lokakuusta 1995. (SVT 2014.)

Kuluttajabarometrikysely suoritetaan puhelinhaastatteluna. Vuoden 1999 joulukuuhun saakka tiedot on kerätty työvoimatutkimuksen yhteydessä käyttämällä osittain vaihtuvaa otantaa. Samalle henkilölle esitettiin taloutta koskevat kysymykset kolme kertaa puolen vuoden välein, jolloin koehenkilöistä oli noin kaksi kolmas osaa vanhoja. Tammikuusta 2000 alkaen kuluttajabarometrin otanta on vaihtunut täysin kuukausittain. Tutkimusalueena on koko maa ja vastaajat on valittu Suomen 15–84 -vuotiaasta väestöstä demograafisin ja maantieteellisin perustein. Otokokona tutkimuksessa on nykyään 2350 henkilöä. Vastauskato kyselyssä on noin 35 prosenttia, joten kyselyyn vastaa kuukausittain keskimäärin 1500 henkilöä. Tilastollisen tarkkuuden parantamiseksi vastauskato huomioidaan painokertoimien avulla korottamalla kaikki vastaustiedot perusjoukon tasolle. Tilastokeskus julkaisee kuluttajabarometrin tulokset 27. päivänä, tai seuraavana arkipäivänä viikonlopun tai pyhän sattuessa kohdalle. (SVT 2014.)

Kuluttajabarometrin tulokset saadaan muutettua kvalitatiivisesta muodosta numeerisesti tulkittaviksi saldoluvun avulla. Seuraavalla sivulla oleva taulukko (3) havainnollistaa saldoluvun laskentaa. Saldoluku saadaan vähentämällä painottaen myönteisten vastausten prosenttiosuudesta negatiivisten vastausten prosenttiosuus. Saldoluku voi siten vaihdella +100:n ja -100:n välillä. Korkea positiivinen lukema kertoo kuluttajien optimistisista näkemyksistä, kun taas negatiivinen lukema kertoo pessimismistä. (SVT 2014.)

5.2.2. Kuluttajabarometrin komponentit

Kuluttajien luottamusindikaattori saadaan muodostettua laskemalla aritmeettinen keskiarvo neljästä taloutta koskevasta kysymyksestä. Nämä kysymykset tiivistävät suomalaisten kuluttajien näkemykset talouden kehityksestä seuraavan 12 kuukauden aikana. Kysymykset koskevat henkilökohtaista taloustilannetta (B2), Suomen taloutta (B4), työttömyyttä (B7) sekä kotitalouksien säästämismahdollisuuksia (D2). Kysymykset näkyvät alla olevasta taulukosta siinä muodossa, kuten ne on esitetty haastattelulomakkeella. Kysymykset B2 ja D2 kuvaavat kuluttajien henkilökohtaista taloudellista tilannetta, kun taas kysymykset B4 ja B7 kertovat kuluttajien yleisistä näkemyksistä Suomen kansantalouden kehityksestä tulevaisuudessa. Kuluttajabarometrin kysymykset on esitetty taulukossa (4) samassa muodossa, kuten ne ovat kyselyssä. (SVT 2014.)

Taulukko 3. Saldoluvun laskenta (vrt. SVT 2014).

Vastaus	Prosenttiosuus	Painokerroin	Tulo
<i>Paljon parempi</i>	9.15	1	9.15
<i>Jonkin verran parempi</i>	14.02	0.5	7.01
<i>Samanlainen</i>	37.5	0	0
<i>Jonkin verran huonompi</i>	29.7	-0.5	-14.85
<i>Paljon huonompi</i>	4.18	-1	-4.18
<i>Ei osaa sanoa</i>	5.45	0	0
<i>Yhteensä</i>	100		Saldoluku = -2.87

Taulukko 4. Kuluttajabarometrin komponentit (SVT 2014).

Komponentit	
<i>B2</i>	Millaisen arvioitte kotitaloutenne taloudellisen tilanteen olevan 12 kuukauden kuluttua verrattuna tilanteeseen nyt?
<i>B4</i>	Millaisen arvioitte Suomen taloudellisen tilanteen olevan 12 kuukauden kuluttua verrattuna tilanteeseen nyt?
<i>B7</i>	Miten paljon arvioitte työttömiä olevan Suomessa 12 kuukauden kuluttua verrattuna tilanteeseen nyt?
<i>D2</i>	Kuinka todennäköisesti kotitaloutenne pystyy säästämään rahaa seuraavien 12 kuukauden aikana?

Kuluttajabarometrin eri komponenttien tarkastelulla saadaan tärkeää informaatiota barometrin kyvystä mallintaa kuluttajien luottamusta. Kuten edellisessä kappaleessa esitettiin, muodostuu kuluttajabarometri neljästä kysymyksestä, joista kysymykset B2 sekä D2 liittyvät kotitalouksien varallisuuden kehitykseen ja kysymykset B4 sekä B7 odotuksiin kansantalouden kehityksestä. Näiden komponenttien erillisellä tarkastelulla voidaan selvittää, mitkä tekijät kuluttajaluottamuksesta ajavat osakemarkkinoiden tuottoja. Mikäli varallisuusvaikutus on merkittävä, osakemarkkinoiden tuottojen ja sentimentin välisen suhteen pitäisi pääasiassa olla riippuvainen muutoksista kotitalouksien varallisuudessa (B2 & D2). Tämä tarkoittaisi, että kuluttajabarometriä ei voisi käyttää pätevänä mittarina kuvastamaan kuluttajien luottamusta. Jos puolestaan kansantalouden kehitystä koskevat kysymykset (B4 & B7) olisivat merkittävämpiä, todistaisi se kuluttajabarometrin heijastavan kuluttajaluottamusta.

Aihetta ovat tutkineet empiirisesti Fisher ym. (2003) USA:n osakemarkkinoilla ja Jansen ym. (2003) 11 EU:n jäsenmaassa. Molemmat näistä tutkimuksista osoittivat, että kansantaloutta koskevat näkemykset korreloivat merkittävämmiin osakemarkkinoiden tuottojen kanssa kuin näkemykset kotitalouksien taloudellisesta kehityksestä. Heidän mukaan kuluttajabarometriä voidaan siten käyttää sijoittajien sentimentin indikaattorina, eikä kyse ole varallisuusvaikutuksesta. Mauron (2000) mukaan tämä todistaisi, että kuluttajat hyödyntäisivät osakekursseista saatavaa informaatiota siitä huolimatta omistavatko he itse osakkeita vai eivät.

6. TUTKIMUSMENETELMÄT

Tutkielman empiirisessä osiossa perehdytään tutkielmassa käytettyihin empiirisiin menetelmiin. Sijoittajien sentimentin vaikutusta osakemarkkinoiden tuottoihin selvitetään Granger-kausalisuustestillä. Ennen tämän testin suorittamista täytyy edellisessä luvussa esitettyä aineistoa kuitenkin muokata ja suorittaa yksikköjuuritestit sekä Johansenin yhteisintegraatiotesti, mitkä ovat olennaisia testejä Granger-kausalisuuden kannalta. Luvussa on esitetty myös olennaisimmat teoriat, mitä tulee huomioida tämän kaltaisessa aikasarja-analyysissä.

6.1. Aikasarjojen stationaarisuus ja sen testaaminen

Aikasarjalla tarkoitetaan ajassa järjestäytyneiden satunnaismuuttujien sarjaa $\{Y_t\}$, jota kutsutaan myös stokastiseksi prosessiksi. Mikäli aikasarja on jatkuva, merkitään sen muuttujia $Y(t)$, mutta jos t on diskreettinen muuttuja, niin merkitään aikasarjan muuttujia merkinnällä Y_t . Useimmat taloudelliset muuttujat, kuten osakkeiden hinnat, ovat diskreettisiä muuttujia. (Maddala 2001: 514–515)

Tärkeä aikasarjoihin rinnastettava ominaisuus on aikasarjan stationaarisuus. Yleisesti ottaen stokastisen prosessin sanotaan olevan stationaarinen, kun sen odotusarvo ja varianssi ovat vakioita ajasta riippumatta ja kun kahden ajanjakson välinen kovarianssi on riippuvainen ainoastaan havaintojen välisestä viiveestä, eikä kovarianssin varsinaisesta laskenta-ajankohdasta. Tällaista aikasarjaa kutsutaan heikosti stationaariseksi prosessiksi. Heikkoa stationaarisuutta kutsutaan myös kovarianssistationaarisuudeksi tai toisen asteen stationaarisuudeksi. Vahvalla stationaarisuudella tarkoitetaan, että aikasarjan Y_t jokainen momentti on ajasta riippumaton, eikä ainoastaan ensimmäiset kaksi momenttia, kuten heikossa stationaarisuudessa. Granger-kausalisuustestin suorittamisen näkökulmasta stationaarisuuden heikkojen ehtojen täytyminen on riittävä testin suorittamiselle. Stationaarisuuden heikot ehdot on määritelty tarkemmin alla. (Enders 52–54; Gujarati 2004, 796–798.)

$$(8) \quad E(Y_t) = \mu$$

$$(9) \quad \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$(10) \quad \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

Odotusarvot (μ), varianssit (σ^2) sekä kovarianssit (γ_k) ovat yhtälöissä vakioita. Kovarianssi γ_k on Y_t :n ja Y_{t+k} :n välinen kovarianssi (toisin sanoen autokovarianssi) viiveellä k . Mikäli $k = 0$, niin kovarianssi γ_0 vastaa Y :n varianssia (σ^2). Toisin sanoen aikasarja on kovarianssistationaarinen, kun sen odotusarvo ja kaikki autokovarianssit ovat ajasta riippumattomia. Tällaisen aikasarjan arvot lähestyvät sen keskiarvoa ja heilahtelut keskiarvon ympärillä ovat laajalti vakioisia. (Enders 52–53; Gujarati 2004, 797–798.)

Mikäli aikasarja ei ole stationaarinen yllä olevan määritelmän mukaisesti, sanotaan aikasarjan olevan epästationaarinen. Epästationaarisella aikasarjalla on toisin sanoen ajasta riippuvainen odotusarvo, varianssi tai molemmat. Rahoitusmarkkinoilla osakkeiden hinnat muodostavat useimmiten epästationaarisia aikasarjoja, joten osakkeiden hintojen sanotaan olevan epästationaarisia tasosarjamuotoisina. Granger ja Newboldin (1974) mukaan epästationaarisia aikasarjoja käyttäminen regressioanalyysissä voi antaa virheellisiä tuloksia niin sanotun näennäisregression muodossa. Näennäisregression selityaste (R^2) sekä t -arvot ovat korkeita tilastollisesti merkittävällä tasolla, mutta saadut tulokset ovat ainoastaan epästationaarisen aikasarja-aineiston luomaa harhaa. Granger ym. (1974) mukaan näennäisregressio on yleensä mahdollista tunnista vertaamalla mallin selitystasetta Durbin-Watson arvoon. Näennäisregressiolla on tyypillisesti korkea selitystaste ja merkittävästi alhaisempi Durbin-Watson arvo. Epästationaarinen aikasarja voidaan kuitenkin muuttaa stationaariseen muotoon differoimalla, kuten alla on havainnollistettu. (Gujarati 2004, 804–806; Mills & Markellos 2011, 67–69.)

$$(11) \quad \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

$$(12) \quad \Delta^2 Y_t = \Delta(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1} = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$$

jossa:

Δ^n = kertoo muuttujasta otettujen differenssien lukumäärän.

Ensimmäisessä yhtälössä muuttujasta on otettu ensimmäinen differenssi vähentämällä muuttujasta y_t edellisen ajankohdan havainto y_{t-1} . Tällaisen aikasarjan, joka tulee stationaariseen muotoon ensimmäisen differenssin ottamisen jälkeen, sanotaan olevan integroitunut astetta yksi, mitä merkitään $Y_t \sim I(1)$. Jälkimmäisessä esimerkissä aikasarjasta on otettu toinen differenssi, mikä on saatu laskettua ottamalla differenssi ensimmäisestä differenssistä. Aikasarja, joka on differoitu d kertaa, sanotaan olevan integroitunut astetta d eli $Y_t \sim I(d)$. Differointi voidaan suorittaa useita kertoja, mutta käytännössä jo toisen differenssin ottaminen on harvinaista aikasarja-analyysissä. Mikäli aika-

sarja on alkuperäisessä muodossa eli tasosarjana stationaarinen, sanotaan sen olevan integroitu astetta nolla, mitä merkitään $Y_t \sim I(0)$. (Enders 6–9: 164–166; Gujarati 2004, 804–806.)

Useimmat taloudelliset aikasarjat eivät kuitenkaan ole tasosarjassa stationaarisia, vaan tulevat stationaarisiksi ensimmäisen differenssin ottamisen jälkeen. Tutkielmassa käytetty aikasarja-aineisto osakkeiden hinnoista on muunnettu stationaariseen muotoon muuntamalla alkuperäiset hinnat logaritmisiksi, minkä jälkeen logaritmisesta hinnasta (y_t) on vähennetty edellisen kuukauden logaritminen hinta (y_{t-1}). Saadut arvot kuvastavat samalla myös aikasarjoille laskettuja logaritmisoituja kuukausituottoja, mitä on havainnollistettu alla olevan yhtälön muodossa.

$$(13) \quad r_t = LN(y_t) - LN(y_{t-1})$$

jossa:

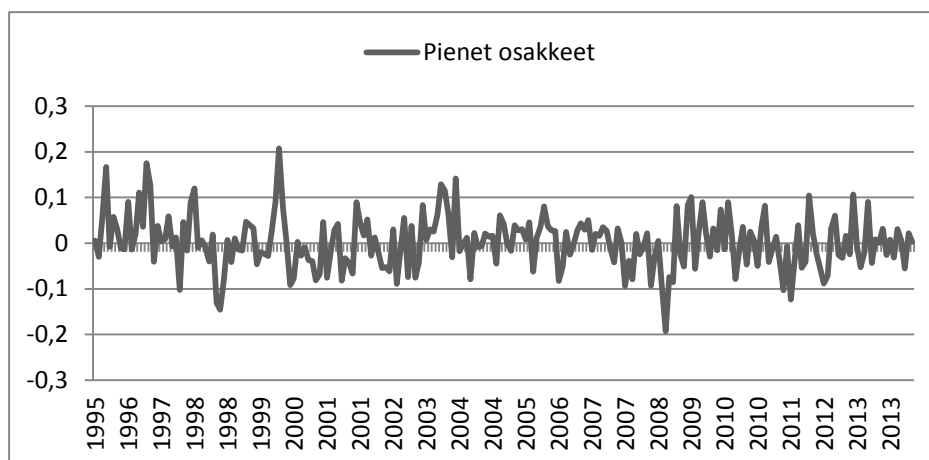
r_t = kuukauden t logaritmisoitu tuotto,

y_t = kuukauden t hinnan keskiarvo.

Seuraavalla sivulla olevassa kuviossa (7) on pienistä yrityksistä muodostetun portfolion differoitu aikasarja, jota kutsutaan myös jäännössarjaksi. Kuviota tarkastelemalla voidaan havaita, että stationaarisuuden heikon ehdot toteutuvat, sillä jäännössarjan arvot pysyttelevät keskiarvon ympärillä, eivätkä ajaudu koskaan kauas tästä. Graafisen tulokinnan lisäksi aikasarjojen stationaarisuuden varmentaminen suoritetaan tilastollisilla menetelmillä tutkimalla löytyykö aikasarjasta yksikköjuurta. Yksikköjuuriprosessi on parhaiten ymmärrettävissä tutkimalla tavallista ensimmäisen asteen autoregressiivistä mallia eli AR(1) -mallia (15). (Gujarati 2004: 802; Maddala 2001: 548–549.)

$$(14) \quad y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{kun, } -1 \leq \alpha \leq 1$$

Yhtälössä ε_t merkitsee valkoista kohinaa eli on yhtälön satunnainen virhetermi, jonka odotusarvo on nolla. Mikäli $\alpha = 1$, vastaa yhtälö aiemmin esitettyä satunnaiskulkumallia. Tällaisessa tapauksessa aikasarjasta sanotaan löytyvän yksikköjuuri, joten aikasarja on epästationaarinen. Termejä yksikköjuuri, epästationaarinen sekä satunnaiskulku voidaan siten käyttää synonyymeina. Aikasarjasta löytyvien yksikköjuurten lukumäärä kertoo myös kuinka monesti aikasarja tulee differoida ($Y_t \sim I(d)$) stationaarisuuden saavuttamiseksi. Mikäli $|\alpha| \leq 1$, niin aikasarjasta y_t ei löydy yksikköjuurta ja toteuttaa se siten stationaarisuuden heikot ehdot. (Gujarati 2004: 802; Maddala 2001: 548–549.)



Kuvio 7. OMXHCAP -indeksin pienistä osakkeista muodostetun indeksiportfolion logaritmoidut kuukausittaiset tuotot aikaväliltä 27.10.1995–27.05.2014.

Yksikköjuuren testaaminen suoritetaan käyttämällä laajennettua Dickeyn ja Fullerin (Augmented Dickey-Fuller, ADF) testiä. Laajennettu Dickey-Fuller testi perustuu tavalliseen Dickeyn ja Fuller (1976) testiin, mutta ottaa huomioon siinä havaitut puutteet. Tavallinen Dickey-Fuller testi perustuu edellä esitetyn AR(1) -mallin estimointiin, joka aloitetaan vähentämällä ensin yhtälön molemmilta puolilta y_{t-1} , jolloin se saadaan yhtälössä (16) esitettyyn muotoon. (Enders 2004: 181.)

$$(15) \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

jossa:

$$\gamma = \alpha - 1$$

Dickey-Fuller testin nollihypoteesina on, että aikasarja on epästationaarinen ja siitä löytyy yksikköjuuri $\gamma = 0$ ($\alpha = 1$). Vastahypoteesina on, että yksikköjuurta ei löydy, jolloin aikasarja on stationaarinen. Yllä olevassa yhtälössä oletuksena oli, että estimoitu aikasarja perustuu satunnaiskulkumalliin. Dickeyn ja Fullerin (1976) mukaan malliin voidaan kuitenkin liittää mukaan deterministisiä komponentteja. (Enders 2004: 181.)

$$(16) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(17) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t$$

Edellä esitettyjen kolmen regressiomallin eroavaisuudet liittyvät yhtälöiden deterministisiin komponentteihin α_0 sekä α_2t . Ensimmäinen yhtälöistä on perinteinen satunnaiskulkumalli, kun toisessa yhtälössä malliin on lisätty vakiotermin (the random walk plus drift). Kolmas yhtälöistä sisältää vakiotermin sekä lineaarisen aikatrendin. Estimointi suoritetaan pienimmän neliösumman menetelmällä (PNS), jolloin saadaan määriteltyä γ sekä sen virhetermi. Nollahypoteesi joko hyväksytään tai hylätään vertailemalla saatuja t-arvoja taulukon t-arvoihin. (Enders 2004: 181–182.)

Laajennettu Dickey-Fuller testi huomio, että kaikki aikasarjat eivät käyttäydy kuten edellä esitetty AR(1) -prosessit, vaan olettaa, että satunnainen virhetermi ε_t ei ole valkoista kohinaa. Tämä suoritetaan ottamalla huomioon myös korkeammat momentit lisäämällä yhtälöön p lukumäärän viiveitä, mitä merkitään AR(p). Viiveiden lukumäärä tulee määritellä empiirisesti käyttämällä esimerkiksi Akaiken informaatiokriteeriä (AIC) tai Bayesin informaatiokriteeriä (BIC), joista jälkimmäistä on käytetty läpi tutkielman viivepituuden valinnassa. Matemaattisessa muodossa laajennettu Dickey-Fuller testi voidaan ilmaista alla olevan yhtälön muodossa. (Enders 2004: 189–191; Gujarati 2004: 817–818; Maddala 2001: 549.)

$$(18) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t$$

jossa:

$$\begin{aligned} \gamma &= -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i) \\ \beta_i &= -\sum_{j=i}^p \alpha_j \end{aligned}$$

Mikäli $\gamma = 0$, niin yhtälö on kokonaisuudessaan ensimmäisessä differenssissä ja sisältää yksikköjuuren. Myös laajennetussa Dickey-Fuller testissä on mahdollista liittää yhtälöön jokin vakio tai vakio sekä lineaarinen trendi, kuten tavallisessa Dickey-Fuller testissä. Vastaavasti myös nollahypoteesi joko hylätään tai hyväksytään vertaamalla saatuja t-arvoja taulukon t-arvoihin. (Enders 2004: 189–191; Gujarati 2004: 817–818; Maddala 2001: 549.)

6.2. Yhteisintegraatio ja sen testaaminen

Kuten jo edellä mainittiin, ovat useimmat taloudelliset aikasarjat epästationaarisia. On kuitenkin mahdollista, että kahden tai useamman epästationaarisen muuttujan väliltä voidaan löytää stationaarisessa muodossa oleva lineaarikombinaatio. Mikäli tällainen

lineaarikombinaatio voidaan muodostaa, sanotaan muuttujien olevan yhteisintegroituineita. Ensimmäisenä tätä ilmiötä on tutkinut Granger (1981). Yhteisintegroation havainnollistamiseksi, oletetaan kaksi muuttujaa y_t ja x_t , jotka ovat molemmat $I(1)$ muuttujia. Näiden kahden muuttujan sanotaan olevan yhteisintegroituineita, mikäli on olemassa vektori β , niin, että $y_t - \beta x_t$ on $I(0)$. Tätä merkitään sanomalla, että y_t ja x_t ovat $CI(1,1)$. Yleisesti ilmaistuna, mikäli muuttujat ovat integroituneet samaa astetta ($y_t \sim I(d)$ ja $x_t \sim I(d)$), niin muuttujien y_t ja x_t sanotaan olevan yhteisintegroituineita, jos näistä muodostettu lineaarikombinaatio $y_t - \beta x_t$ on integroitunut alemmaa astetta $I(d - b)$, kun $b > 0$. Tästä käytetään merkintää $CI(d,b)$. Tästä johtuen regressioyhtälön ($y_t = \beta x_t + u_t$) muuttujat eivät ajaudu kauaksi toisistaan, vaan niiden välillä vallitsee pitkän aikavälin tasapainotila eli yhteisintegraatio. Mikäli muuttujien y_t ja x_t välillä ei ole yhteisintegraatiota, ajautuvat muuttujat erilleen toisistaan ajan kuluessa. Tässä tapauksessa muuttujista y_t ja x_t muodostettu regressio aiheuttaisi näennäisregressio-ongelman. (Maddala 2001: 556–557; Maddala & Kim 1998: 26–27.)

Yhteisintegraation estimointi voidaan yleisesti ottaen luokitella kahteen eri kategoriaan testausmenetelmästä riippuen. Ensimmäinen näistä menetelmistä perustuu PNS -menetelmään, missä tarkastellaan kahden eri aikasarjan välistä yhteisintegraatiota. Yksi tunnetuimmista kahden muuttujan malleista on Engle-Grangerin testausmenetelmä. Engle-Grangerin testausmenetelmä on todettu monilta osin puutteelliseksi verrattuna kehittyneempiin malleihin, jotka mahdollistavat useampien aikasarjojen välisen yhteisintegraation tutkimisen. Yhteisintegroituineiden vektorien lukumäärä ei siten ole vakio, vaan määrittyy estimoidessa. Tunnetuin näistä moniulotteisista menetelmistä on Johansenin (1988) testausmenetelmä, minkä käyttöä sovelletaan myös tutkielmassa. Johansenin menetelmä soveltaa suurimman uskottavuuden menetelmää (maximum likelihood estimation, MLE) vektoriautoregressiiviseen (VAR) malliin. Seuraavissa alakappaleissa esitetään lyhyesti, mitä VAR -mallilla tarkoitetaan ja käydään tarkemmin läpi Johansenin testausmenetelmää. (Maddala & Kim 1998: 155–157, 165.)

6.2.1. Vektoriautoregressiivinen (VAR) malli

Vektoriautoregressiivisellä (VAR) mallilla tarkoitetaan tavallisesta $AR(p)$ -mallista johdettua yhteisjakaumaa, mitä käytetään aikasarjojen keskinäisten riippuvuussuhteiden tutkimisessa. Ensimmäisenä VAR -mallin on löytänyt Sims (1980). Matriisimuodossa $VAR(p)$ -malli k lukumäärälle muuttujia voidaan ilmaista seuraavasti. (Maddala & Kim 1998: 34–35.)

$$(19) \quad Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Jossa, $Y_t' = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$ ja A_1, A_2, \dots, A_p ovat $(k * k)$ -matriiseja ja ε_t on mallin satunnainen virhetermi, jonka odotusarvo on nolla eli $E(\varepsilon_t) = 0$. VAR -malli voidaan esittää myös lyhyemmässä muodossa (21) lisäämällä yhtälöön viivepituus L . Yhtälöstä näemme, että VAR -malli on yksinkertaisuudessaan laajennus tavallisesta AR(p) -mallista, mikä huomioi aikasarjojen historiallisia arvoja. (Maddala & Kim 1998: 34–35.)

$$(20) \quad Y_t = A(L)Y_t + U_t$$

6.2.2. Johansen yhteisintegraatiotesti

Johansenin (1988) testausmenetelmä soveltaa MLE -menetelmää matriisin yhteisintegroituneiden vektorien tutkimisessa. Engle-Granger menetelmään nähden Johansenin testi mahdollistaa useampien vektoreiden välisen yhteisintegraation tarkastelun sekä mahdollisten rajoitteiden käyttämisen mallissa. Johansenin testausmenetelmän lähtökohtana on $n:n$ muuttujan VAR -malli, joka mahdollistaa useiden yhteisintegroituneiden vektorien tutkimisen. (Enders 2004: 348.)

$$(21) \quad Y_t = A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ottamalla yhtälöstä ensimmäinen differenssi, saadaan se seuraavaan muotoon.

$$(22) \quad \Delta Y_t = A_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(23) \quad \Delta Y_t = (A_1 - I)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(24) \quad \Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Yhtälöissä Y_t ja ε_t ovat $(n * 1)$ -vektoreita, A_1 on $(n * n)$ -matriisiparametri, I on $(n * n)$ -identiteettimatriisi ja π on määritelty olevan $(A_1 - I)$. Yhtälöön (23) voidaan liittää myös lineaarinen trendi (vakiotermi, A_0), jolloin yhtälö saadaan muotoon $(\Delta Y_t = A_0 - Y_{t-1} + \varepsilon_t)$. Lisäämällä yhtälöön viivästettyjä differenssejä voidaan huomioida korkeamman asteen autoregressiiviset prosessit, mikä voidaan ilmaista yleisessä muodossa yhtälön (26) mukaisesti. Oikean viivepituuden valinta Johansenin testiin on suoritettu estimoimalla rajoittamatonta VAR -mallia, jossa suosituksena on aloittaa estimointi $T^{1/3}$ viivepituudella. Käytettäessä kuukausittaista aineistoa on tyypillistä aloittaa estimointi asettamalla viivepituudeksi 12. Sopivin viivepituus on valittu tämän jäl-

keen käyttämällä Schwartzin informaatiokriteeriä. Breusch-Pagan testillä on lisäksi varmistettu, että valittu viivepituus ei ole autokorreloitunut. (Enders 2004: 348–352; 358–359)

$$(25) \quad \Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

jossa:

$$\pi = -(I - \sum_{i=1}^p B_i)$$

$$\pi_i = -\sum_{j=i}^p B_j$$

Yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä eli matriisin aste (r) voidaan määrittää tilastollisesti merkittävien juurten lukumäärän perusteella. Toisin sanoen matriisin aste vastaa sen nolasta eroavien juurten lukumäärää. Mikäli matriisin aste on nolla ($\pi = 0$), niin aikasarjojen väliltä ei löydy stationaarista lineaarikombinaatiota eli yhteisintegraatiota, vaan kyseessä on tavallinen ensimmäisessä differenssissä oleva VAR -malli. Jos matriisin aste on n ($\pi = n$), niin kyseessä on täysiasteinen matriisi, jonka kaikki muuttujat ovat stationaarisia. Kun ($\pi = 1$), on matriisilla tasan yksi yhteisintegroitunut vektori. Muissa tapauksissa matriisilla on useita yhteisintegroituneita vektoreita, kun aste-luku on väliltä $1 < r < n$. Käytännössä matriisin aste (π) voidaan estimoida kahden erilaisen testisuuren perusteella, mistä käytetään merkintää λ_{trace} sekä λ_{max} . (Enders 2004: 334–335, 352–353.)

$$(26) \quad \lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$(27) \quad \lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

jossa:

$\hat{\lambda}$ = Estimoitujen juurten lukumäärä matriisissa ja

T = Havaintojen lukumäärä.

Ensimmäisen testisuuren (λ_{trace}) nollahypoteesina on, että yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä on vähemmän tai yhtä suuri kuin matriisin aste ($r \leq n$). Vastahypoteesina on, että yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä on n . Yhtälön (28) nollahypoteesina on, että yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä on r ja vastahypoteesina, että yhteisintegroituneita vektoreita on $r + 1$. Tässä tutkielmassa käytetään trace -testisuuretta yhteisintegraation mittaamiseksi.

Tutkittaessa kahden muuttujan välistä yhteisintegraatiota trace -testisuureella, on mahdollista päätyä kolmeen eri johtopäätökseen. Ensinnäkin, mikäli nollahypoteesi ($r = 0$) hyväksytään, tarkoittaa se, että muuttujien välillä ole yhteisintegraatiota. Mikäli nollahypoteesi hylätään, ja hyväksytään vastahypoteesi ($1 \leq r \leq 2$), tarkoittaa se aikasarjojen välistä yhteisintegraatiota. Kolmantena vaihtoehtona on, että matriisin on täysiasteinen ($r = 2$). Tämä tarkoittaa, että aikasarjat ovat stationaarisia, eikä niiden välillä ole yhteisintegraatiota. (Enders 2004: 352–354.)

Johansenin testi selvittää aikasarjojen pitkän aikavälin riippuvuussuhteita, mutta se antaa myös merkittävää informaatiota Granger -kausaalisuus testin kannalta. Yhteisintegraation löytäminen aikasarjojen väliltä, osoittaa, että kausaalisuuden on kuljettava ainakin toisen suuntaisesti aikasarjojen välillä. Johansenin testin tulokset kertovat myös, tuleeko VAR -mallin estimoinnissa käyttää tasosarjoja vai differoituja jäännössarjoja, mikä on oleellista Granger-kausaalisuus testin suorittamisen kannalta. Kuten jo edellä mainittiin, ovat useimmat taloudelliset aikasarjat $I(1)$ muuttujia, jotka saadaan stationaariseen muotoon ottamalla ensimmäinen differenssi. VAR -mallin estimointi differoiduilla aikasarjoilla johtaa kuitenkin virheellisiin tuloksiin, mikäli mallin muuttujat ovat yhteisintegroituneet, sillä differointi hävittää informaatiota muuttujien pitkän aikavälin suhteesta. Vastaavasti VAR -mallin estimointi käyttämällä tasosarjoja johtaa virheellisiin tuloksiin, kun aikasarjat eivät ole yhteisintegroituneita. (Maddala 2001: 563–564.; Maddala & Kim 184–185.)

6.3. Korrelaatio

Korrelaatiota käytetään tilastollisessa analyysissä määrittämään kahden lineaarisen muuttujan välistä riippuvuutta. Korrelaatio ei ota huomioon muutosten välistä suuruutta, vaan kertoo ainoastaan missä suhteessa muuttujat liikkuvat toisiinsa nähden. Korrelaatiokerroin saa aina lukeman -1 ja $+1$ väliltä, jossa -1 kuvaa täydellistä negatiivista korrelaatiota ja $+1$ täydellistä positiivista korrelaatiota. Korrelaatiokertoimen arvo 0 tarkoittaa, ettei muuttujien välillä ole lineaarista riippuvuutta. Osaketuottojen näkökulmasta täydellisellä negatiivisella korrelaatiolla tarkoitetaan, että tuotot liikkuvat aina vastakkaisiin suuntiin. Täydellisellä positiivisella korrelaatiolla tarkoitetaan, että tuotot liikkuvat aina samansuuntaisesti. Yleisesti ottaen kahden muuttujan välinen positiivinen korrelaatio osoittaa, että muuttujilla on taipumus liikkua samansuuntaisesti. Pearsonin korrelaatiokerroin saadaan laskettua alla olevan yhtälön mukaisesti jakamalla kovarianssi (Cov) muuttujien keskihajontojen (σ) tulolla. (Alexander 2008: 94–96 ja 102–103.)

$$(28) \quad \rho_{x,y} = \text{Cov}(X,Y) / \sigma_x \sigma_y$$

Positiivinen korrelaatio osakemarkkinoiden tuottojen ja sijoittajien sentimentin välillä (Jansen ym. 2003) tarkoittaa, että kyseiset muuttujat liikkuvat samansuuntaisesti. Tämä ei kuitenkaan vielä osoita, että sijoittajien sentimentti vaikuttaisi osakemarkkinoiden tuottoihin. Kausaalisuus voi mahdollisesti kulkea myös osakemarkkinoista sijoittajien sentimenttiin tai molempiin suuntiin. On myös mahdollista, että sijoittajien sentimentin ja osakemarkkinoiden välillä ei ole mitään yhteyttä. Positiivinen korrelaatio voi johtua myös jostain yhteisistä tekijöistä, jotka saavat sijoittajien sentimentin ja osakemarkkinoiden tuotot liikkumaan samansuuntaisesti. Näistä seikoista huolimatta, voidaan korrelaatiota käyttää alustavana suuntaa antavana tilastollisena menetelmänä tutkimuksessa.

6.4. Granger-kausalisuus

Lyhyen aikavälin riippuvuussuhteiden tutkimista varten tutkielmassa sovelletaan Granger-kausalisuustestiä, joka on todettu päteväksi menetelmäksi vastaavanlaisissa empiirisissä tutkimuksissa, kuten Jansen ym. (2003) tutkimuksessa. Aikasarjan y_t sanotaan Granger-aiheuttavan aikasarjaa x_t , mikäli voidaan osoittaa aikasarjan y_t menneiden arvojen sisältävän tilastollisesti merkittävää informaatiota x_t :n tulevista arvoista. Granger-kausaliiteetilla ei siten tarkoiteta, että muuttuja y aiheuttaa muutokset muuttujassa x , vaan ainoastaan, että muuttuja y on hyödyllinen ennustamaan muuttujaa x . (Gujarati 2004: 696 – 697.)

Matemaattisessa muodossa kahden muuttujan välinen Granger-kausaliiteetti voidaan ilmaista alla olevien yhtälöparien muodossa, jossa muuttujina on käytetty osakkeista muodostettua aikasarjaa (OAS) sekä Tilastokeskuksen julkaisemaa kuluttajabarometriä, joka kuvaa tässä yhteydessä sijoittajien sentimenttiä (SENT). Testin oletuksena on, että kaikki oleellinen informaatio sisältyy estimoituihin aikasarjoihin. Toisin sanoen oletetaan, että mitkään eksogeeniset muuttujat eivät vaikuta Granger-kausalisuustestin tuloksiin. (Gujarati 2004: 696 – 697.)

$$(29) \quad OAS_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i SENT_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j OAS_{t-j} + u_{1t}$$

$$(30) \quad SENT_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i OAS_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j SENT_{t-j} + u_{2t}$$

Yhtälöiden satunnaiset virhetermit (u_{1t}) ja (u_{2t}) eivät ole korreloituneet. Molemmissa malleissa selittävä muuttuja on regressoitu muuttujan omien menneiden arvojen kanssa sekä toisen muuttujan menneiden arvojen kanssa. Esimerkiksi yhtälössä (29) kausaliteetti kulkee sijoittajien sentimentistä (SENT) osakemarkkinoiden tuottoihin (OAS), mikäli SENT menneiden arvojen kulmakertoimien summa on tilastollisesti merkittävä sekä nolasta poikkeava ja OAS menneiden arvojen kulmakertoimien summa on nolla ja tilastollisesti merkittävä. Esimerkin mukaisesti Granger-kausalisuutta ei kuitenkaan välttämättä havaita, vaan testin tuloksena voi olla neljä eri vaihtoehtoa, mitkä on lueteltu tarkemmin alla. (Gujarati 2004: 697 – 698.)

1. Yksisuuntainen kausaliteetti on havaittavissa osakkeista sijoittajien sentimenttiin, mikäli osakkeiden menneiden arvojen kertoimien summan estimaatti, kuten yhtälössä (29) on esitetty, eroaa tilastollisesti merkittävästi nolasta ($\sum \alpha_i \neq 0$) ja sijoittajien sentimentin menneiden arvojen kertoimien summan estimaatti (30) ei eroa tilastollisesti merkittävästi nolasta ($\sum \delta_j \neq 0$).
2. Vastaavasti yksisuuntainen kausaliteetti voi kulkea myös päinvastaisesti sijoittajien sentimentistä osakkeisiin.
3. Kaksisuuntainen kausaliteetti on havaittavissa, kun sekä osakkeiden, että sijoittajien sentimentin estimoitujen kertoimien summa eroaa tilastollisesti merkittävästi nolasta molemmissa regressiossa.
4. Muuttujien sanotaan olevan riippumattomia, kun molempien muuttujien estimoitujen kertoimien summa ei eroa tilastollisesti merkittävästi nolasta kummassakaan regressiossa.

Vaikka edellisen esimerkin mukaisesti Granger-kausalisuuden havaittaisiin kulkevan sijoittajien sentimentistä osakemarkkinoiden tuottoihin, täytyy tulokset varmentaa suorittamalla F-testi (31). F-testi suoritetaan estimoimalla ensiksi regressio, jossa käytetään ainoastaan selittävän muuttujan viivästettyjä arvoja, mistä saadaan rajoitetun mallin jäännöksiä neliösummia (residual sum of squares, RSS_r). Tämän jälkeen yhtälö (29) estimoidaan lisäämällä myös sijoittajien sentimentin viivästetyt arvot, mistä saadaan rajoittamattoman mallin jäännöksiä neliösumma (RSS_{ur}). (Gujarati 2004: 698.)

$$(31) \quad F = [(RSS_r - RSS_{ur}) / m] / [RSS_{ur} / (n - k)]$$

Yhtälö noudattaa F-jakaumaa, jossa vapausasteina on m ja $(n - k)$. Käyttämällä edelleen esimerkkinä yhtälöä (29), vastaa m yhtälössä rajoittamattoman regression viiveiden lukumäärää, k on rajoittamattomassa regressiossa estimoitujen parametrien lukumäärä ja n on havaintojen lukumäärä. F-testin nollahypoteesina on, että rajoittamattomaan malliin

lisätyt viivästetyt termit eivät vaikuta selittävään muuttujaan ($\sum \alpha_i = 0$ tai $\sum \delta_j = 0$). Nollahypoteesi voidaan kuitenkin hylätä, mikäli saatu tulos ylittää F-testin kriittisen arvon, jolloin hyväksytään vastahypoteesi ($\sum \alpha_i \neq 0$ tai $\sum \delta_j \neq 0$), että aikasarjojen välillä on Granger-kausaalisuutta. Tutkimuksessa Granger-kausaalisuus testin tulokset ilmaistaan F-testin arvoina. Viivästettyjen termien määrä määritellään empiirisesti käyttämällä Akaiken informaatiokriteeriä (AIC) sekä Schwartzin informaatiokriteeriä (SIC). (Gujarati 2004: 698.)

6.5. Toda ja Yamamoto Granger-kausaalisuustesti

Edellisessä kappaleessa esitetyn Granger-kausaalisuustestin oletuksena oli, että tutkittavat aikasarjat ovat integroituneet samaa astetta. Toda ja Yamamoto (1995) ovat kehittäneet menetelmän, joka mahdollistaa myös eri astetta integroituneiden aikasarjojen tutkimisen siitä huolimatta ovatko tutkittavat aikasarjat (y_t) ja (x_t) integroituneet astetta I(0), I(1) tai I(2). Toda ym. (1995) Granger-kausaalisuustesti perustuu seuraavaan kahteen alla esitettyyn yhtälöön.

$$(32) \quad y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{h+d} \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k+d} \gamma_j x_{t-j} + u_{yt}$$

$$(33) \quad x_t = \alpha + \sum_{i=1}^{h+d} \theta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^{k+d} \delta_j y_{t-j} + u_{xt}$$

Yhtälöissä d tarkoittaa muuttujien maksimaalista integraatioastetta systeemissä ja h ja k ovat optimaaliset viivepituudet yhtälöissä y_t ja x . Systeemin maksimaalisella integratiolla tarkoitetaan, että mikäli toinen aikasarjoista on integroitunut astetta I(1) ja toinen I(2), niin d on 2. Kun d on määritelty, suoritetaan Granger-kausaalisuus testi VAR -mallissa käyttämällä tasosarjoja, jossa viivepituuksien määrä on $(k + d)$. Optimaalinen viivepituus k on määritelty tavalliseen tapaan AR -mallin avulla, jossa valinta perustuu AIC- tai BIC- informaatiokriteereihin. Virhetermien u_t on oletettu yhtälöissä olevan valkoista kohinaa. Menetelmän vaiheet ovat pitkälti samat, kuten Jansen ym. (2003) tutkimuksessa käytetyssä Granger-kausaalisuustestissä. Merkittävimpänä erona on, että aikasarjoja ei differoida, vaan käytetään tasosarjoja. (Toda & Yamamoto 1995.)

7. TULOKSET

Tässä luvussa on esitetty tutkielman tulokset. Ensimmäiseksi käydään läpi ADF -yksikköjuuritestin tulokset. Tämän jälkeen on esitetty Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset. Lopuksi tutkitaan tutkielman hypoteeseja Granger -kausaalisuustestin tulosten perusteella.

7.1. ADF -yksikköjuuritesti

Aikasarjojen stationaarisuutta on tutkittu ADF -yksikköjuuritestillä ottamalla testiin mukaan vakiotermi, mutta jättämällä pois deterministinen aikatrendi. Viivepituuden valinta on suoritettu käyttämällä Schwartzin informaatiokriteeriä. Tulokset on ilmaistu taulukoissa t-arvoina sekä p-arvoina. ADF -testin nollahypoteesina on, että aikasarjasta löytyy yksikköjuuri. Nollahypoteesin hylkäämiseen rajana on käytetty MacKinnonin (1996) yksisuuntaisen p-testin arvoja viiden prosentin merkitsevyystasolla. Taulukossa (4) on esitetty testin tulokset tutkielman koko aikaväliltä 1995 – 2014. Taulukossa (5) on puolestaan ADF -testin tulokset vuosien 1995–2005 väliseltä ajalta ja taulukossa (6) vastaavasti ajalta 2005–2014. ADF -testin tulokset on ilmoitettu taulukoissa tasosarjoina (y_t) sekä ensimmäisen differenssin (Δy_t) ottamisen jälkeen.

Taulukosta (5) voidaan nähdä, että kaikki Helsingin pörssin osakkeista muodostetut osakeindeksiportfoliot ovat teknologiaa lukuun ottamatta epästationaarisia tasosarjoina (y_t) ja tulevat stationaarisiksi ensimmäisen differenssin (Δy_t) ottamisen jälkeen. Yllättäen kuitenkin kuluttajabarometri ja sen komponentit B4 (Suomen talous) sekä D2 (Säästäminen) ovat stationaarisia tasosarjoina. Osakkeista muodostetut aikasarjat ovat teknologian toimialaa lukuun ottamatta toisin sanoen integroituneet eri astetta I(1) sekä I(0), joten Granger-kausaalisuudesta tulee suorittaa tältä osin käyttämällä Toda ja Yamamoto (1995) menetelmää.

Taulukossa (6) on esitetty ADF -testin tulokset tutkielman aineiston alkupuolelta aikaväliltä 10.27.1995–27.01.2005. Taulukosta nähdään, että kaikki tutkittavat aikasarjat ovat epästationaarisia viiden prosentin merkitsevyystasolla tasosarjoina (y_t) ja tulevat stationaarisiksi ensimmäisen differenssin (Δy_t) ottamisen jälkeen. Vastaavasti myös tutkielman aineiston loppupuoliskon aikasarjat aikaväliltä 02.27.2005–27.05.2014 ovat epästationaarisia viiden prosentin merkitsevyystasolla tasosarjoina, kuten taulukossa (7) on esitetty. Aikasarjat ovat ADF -testin mukaan integroituneet samaa astetta I(1), joten

tältä osin Granger-kausalisuustesti voidaan suorittaa Jansen ym. (2003) tutkimuksen mukaisesti. Aikasarjojen stationaarisuutta on lisäksi havainnollistettu kuvioiden avulla. Kuviossa (8) on esitetty korkeista P/E-luvuista muodostettu aikasarja aikaväliltä 27.02.2005–27.05.2014 tasosarjana (y_t) sekä ensimmäisen differenssin (Δy_t) ottamisen jälkeen, mitä on havainnollistettu kuviossa (9). Jälkimmäisestä kuvioista (9) voidaan nähdä, että aikasarja toteuttaa stationaarisuuden heikot ehdot.

Taulukko 5. ADF-testin tulokset tutkielman koko aikaväliltä 27.10.1995–27.05.2014

Muuttuja	(y_t)	p-arvo		(Δy_t)	p-arvo	
Kuluttajabarometri	-3.283	0.016	**	-14.705	0.000	***
B4 (Suomen talous)	-2.894	0.047	**	-13.363	0.000	***
B7 (Työttömyys)	-2.146	0.226		-14.026	0.000	***
B2 (Kotitalous)	-2.802	0.059	*	-14.016	0.000	***
D2 (Säästäminen)	-3.371	0.013	**	-8.647	0.000	***
OMXHCAP	-2.276	0.180		-12.240	0.000	***
Korkeat P/E -luvut	-1.427	0.568		-11.803	0.000	***
Matalat P/E -luvut	-1.370	0.596		-11.461	0.000	***
Korkeat P/B -luvut	-1.963	0.302		-11.166	0.000	***
Matalat P/B -luvut	-2.175	0.216		-12.084	0.000	***
Suuret osakkeet	-2.666	0.081	*	-11.416	0.000	***
Pienet osakkeet	-2.470	0.124		-11.796	0.000	***
Kulutuspalvelut	-1.270	0.643		-11.458	0.000	***
Kulutustavarat	-2.039	0.269		-11.813	0.000	***
Pankit ja Rahoitus	-2.074	0.255		-12.878	0.000	***
Perusteollisuus	-1.836	0.362		-13.370	0.000	***
Teknologia	-2.910	0.045	**	-11.802	0.000	***
Teol. tuot. & palv.	-2.550	0.105		-11.702	0.000	***
Terveystenhoito	-1.452	0.558		-13.064	0.000	***

*** viittaa 1 prosentin merkitsevyytasoon, ** 5 prosentin merkitsevyytasoon ja * 10 prosentin merkitsevyytasolla nollahypoteesin hylkäämiseen.

Taulukko 6. ADF -testin tulokset tutkielman aineiston alkupuoliskolta aikaväliltä 10.27.1995 – 27.01.2005.

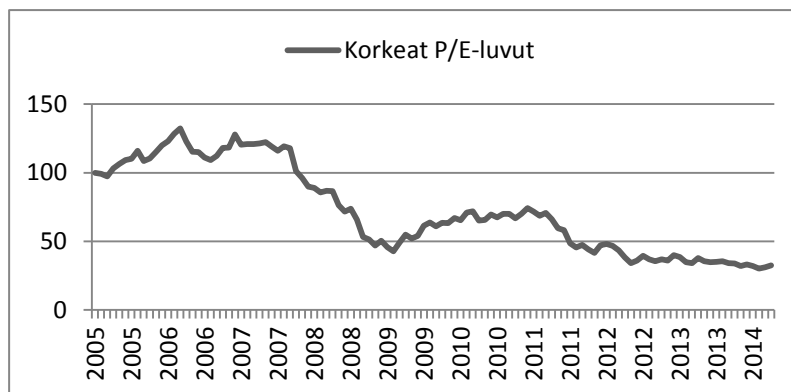
Muuttuja	(y_t)	p-arvo		(Δy_t)	p-arvo	
Kuluttajabarometri	-2.651	0.086	*	-9.645	0.000	***
OMXHCAP	-2.224	0.198		-7.539	0.000	***
Korkeat P/E -luvut	-1.477	0.541		-6.868	0.000	***
Matalat P/E -luvut	-0.405	0.903		-8.021	0.000	***
Korkeat P/B -luvut	-1.531	0.513		-7.072	0.000	***
Matalat P/B -luvut	-0.031	0.953		-8.921	0.000	***
Suuret osakkeet	-2.121	0.237		-7.105	0.000	***
Pienet osakkeet	-2.471	0.125		-7.562	0.000	***
Kulutuspalvelut	-2.238	0.194		-7.935	0.000	***
Kulutustavarat	-1.061	0.729		-8.01	0.000	***
Pankit ja Rahoitus	-2.131	0.233		-8.532	0.000	***
Perusteollisuus	-2.263	0.185		-10.766	0.000	***
Teknologia	-2.294	0.175		-6.101	0.000	***
Teol. tuot. & palv.	-2.476	0.123		-7.478	0.000	***
Terveysthuolto	-0.916	0.779		-8.635	0.000	***

*** viittaa 1 prosentin merkitsevyytasoon, ** 5 prosentin merkitsevyytasoon ja * 10 prosentin merkitsevyytasolla nollassa nollahypoteesin hylkäämiseen.

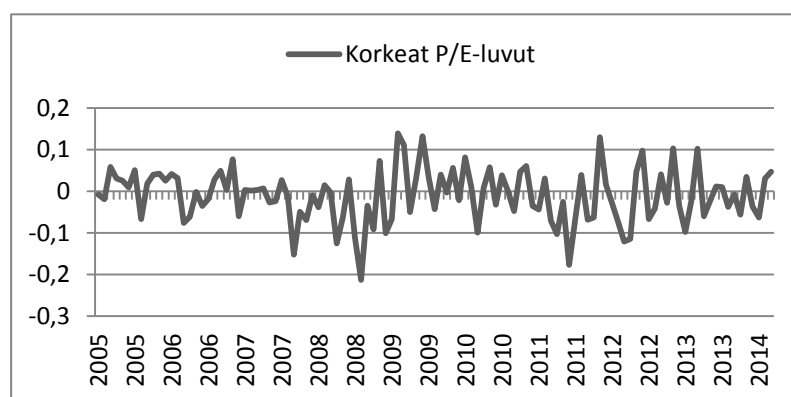
Taulukko 7. ADF -testin tulokset tutkielman aineiston loppupuoliskolta aikaväliltä 02.27.2005– 27.05.2014.

Muuttuja	(y_t)	p-arvo		(Δy_t)	p-arvo	
Kuluttajabarometri	-2.389	0.147		-10.437	0.000	***
OMXHCAP	-1.530	0.514		-9.038	0.000	***
Korkeat P/E -luvut	-0.410	0.900		-8.883	0.000	***
Matalat P/E -luvut	-2.131	0.233		-8.337	0.000	***
Korkeat P/B -luvut	-1.535	0.511		-8.448	0.000	***
Matalat P/B -luvut	-1.612	0.472		-4.243	0.000	***
Suuret osakkeet	-1.526	0.516		-8.258	0.000	***
Pienet osakkeet	-0.715	0.837		-8.730	0.000	***
Kulutuspalvelut	-0.257	0.926		-7.937	0.000	***
Kulutustavarat	-1.850	0.254		-8.481	0.000	***
Pankit ja Rahoitus	-1.373	0.592		-9.082	0.000	***
Perusteollisuus	-1.133	0.700		-9.040	0.000	***
Teknologia	-1.311	0.622		-9.406	0.000	***
Teol. tuot. & palv.	-1.121	0.705		-8.419	0.000	***
Terveysthuolto	-1.175	0.683		-8.988	0.000	***

*** viittaa 1 prosentin merkitsevyytasoon, ** 5 prosentin merkitsevyytasoon ja * 10 prosentin merkitsevyytasolla nollassa nollahypoteesin hylkäämiseen.



Kuvio 8. Korkean P/E-luvun osakkeista muodostettu aikasarja aikaväliltä 27.02.2005–27.02.2015 tasasarjana (y_t), kun lähtöarvoksi on merkitty 100.



Kuvio 9. Korkean P/E-luvun osakkeista muodostettu aikasarja aikaväliltä 27.02.2005–27.02.2015 ensimmäisen differenssin (Δy_t) ottamisen jälkeen.

7.2. Johansen yhteisintegraatiotesti

Yhteisintegraatiota on testattu Johansenin yhteisintegraatiotestillä sisällyttämällä malliin vakio, mutta jättämällä pois deterministinen aikatrendi. Viivepituuden valinta on suoritettu ajamalla rajoittamaton VAR -malli, minkä jälkeen viivepituus on valittu noudattamalla Schwartzin (BIC) informaatiokriteeriä. Mikäli Schwartzin informaatiokriteerin suosittama arvo on autokorreloitunut, on käytetty seuraavaa sopivaa viivepituutta noudattamalla Akaiken informaatiokriteeriä (AIC). Taulukossa (8) on raportoitu Johansenin testin tulokset aikaväliltä 1995–2014. Vastaavasti Taulukossa (9) on esitetty tulokset aikaväliltä 1995–2005 ja taulukossa (10) aikaväliltä 2005–2014. Kuluttajabaro-metrin komponenttien (B4,B7,B2 ja D2) ja osakemarkkinoiden välisen Johansenin yhteisintegraatiotestin tulokset on esitetty liitteessä 1. Testit on tehty pareittain kuluttaja-

luottamuksen ja yleis- sekä portfolioindeksien välillä. Tulokset on ilmoitettu trace -testin (λ_{trace}) arvoina. Testin nollahypoteesina on, että aikasarjojen välillä ei ole yhteisintegraatiota. Nollahypoteesi on hylätty käyttämällä raja-arvona p-arvoa viiden prosentin merkitsevyystasolla.

Taulukko 8. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset tutkielman koko aikaväliltä 27.10.1995–27.05.2014.

	Yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä					
	Ei yhtään	p-arvo		Enintään 1	p-arvo	
OMXHCAP	18.502	0.017	**	4.937	0.026	**
Korkeat P/E -luvut	18.191	0.019	**	1.977	0.160	
Matalat P/E -luvut	16.322	0.038	**	1.309	0.253	
Korkeat P/B -luvut	19.788	0.011	**	4.025	0.045	**
Matalat P/B -luvut	16.322	0.038	**	1.309	0.253	
Suuret osakkeet	27.101	0.001	***	7.478	0.006	***
Pienet osakkeet	23.560	0.003	***	6.487	0.011	**
Kulutuspalvelut	20.926	0.007	***	1.997	0.158	
Kulutustavarat	17.575	0.024	**	3.628	0.057	*
Pankit ja Rahoitus	16.447	0.036	**	4.022	0.045	**
Perusteellisuus	20.129	0.009	***	4.087	0.043	**
Teknologia	22.246	0.004	***	8.215	0.004	***
Teol. tuot. & palv.	23.444	0.003	***	7.010	0.008	***
Terveydenhuolto	22.157	0.007	***	6.395	0.006	***

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyystasolla nollahypoteesin hylkäämiseen.

Taulukosta (8) voidaan nähdä, että kuluttajabarometrin ja osakemarkkinoiden välillä on pitkän aikavälin yhteisintegraatiota viiden prosentin merkitsevyystasolla neljän eri osakeindeksiportfolion kanssa (korkeat P/E-luvut, matalat P/E-luvut, matalat P/B-luvut, kulutustavarat). Yhden prosentin merkitsevyystasolla yhteisintegraatiota löytyy kulutuspalveluiden toimialan ja kuluttajabarometrin väliltä. Yhteisintegraatiota testin tulokset osoittavat, että näiden yllä mainittujen aikasarjojen ja kuluttajaluottamuksen välillä on pitkän aikavälin riippuvuutta. Pitkän aikavälin riippuvuus osoittaa, että aikasarjojen väliltä löytyy todennäköisesti myös lyhyen aikavälin riippuvuutta. Johansenin yhteisintegraatiotestin tuloksia voidaan tässä tapauksessa käyttää myös vahvistamaan Granger-kausalisuustestin tuloksia. Toda ym. (1995) menetelmää käytettäessä aikasarjojen välinen yhteisintegraatio huomioidaan VAR -mallissa lisäämällä malliin viivepituutta yhdellä. Tämä ylimääräinen viivepituus lisätään VAR -malliin eksogeenisena muuttujana,

sillä viiveepituuden kulmakerroin tulee jättää pois käytetystä VAR -mallista (Toda ym. 1995).

Taulukko 9. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset tutkielman alkupuoliskolta aikaväliltä 27.10.1995–27.01.2005.

	Yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä					
	Ei yhtään	p-arvo		Enintään 1	p-arvo	
OMXHCAP	14.930	0.061	**	4.860	0.028	**
Korkeat P/E -luvut	21.114	0.006	**	2.154	0.142	
Matalat P/E -luvut	9.845	0.293	**	0.000	0.998	
Korkeat P/B -luvut	20.895	0.007	**	2.398	0.122	**
Matalat P/B -luvut	10.451	0.248	**	0.006	0.940	
Suuret osakkeet	26.037	0.001	***	4.430	0.035	***
Pienet osakkeet	20.133	0.009	***	6.013	0.014	**
Kulutuspalvelut	13.592	0.095	***	4.699	0.030	
Kulutustavarat	10.168	0.268	**	0.286	0.593	*
Pankit ja Rahoitus	17.631	0.024	**	4.715	0.030	**
Perusteollisuus	12.164	0.149	***	3.489	0.062	**
Teknologia	17.741	0.023	***	5.254	0.022	***
Teol. tuot. & palv.	19.932	0.010	***	6.194	0.013	***
Terveydenhuolto	19.815	0.009	***	9.097	0.012	***

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyystasolla nollahypoteesin hylkäämiseen.

Taulukosta (9) nähdään, että kuluttajabarometrin ja osakeportfolioindeksien välillä on yhteisintegraatiota Johansenin testin mukaan yhden prosentin merkitsevyystasolla korkeiden P/E-luvun osakkeiden sekä korkeiden P/B-luvun osakkeiden välillä. Muiden osakeindeksiportfolioiden välillä ei yhteisintegraatiota havaita viiden prosentin merkitsevyystasolla. Toisin sanoen suurimmalla osalla muodostetuista osakeindeksiportfolioista ei ole pitkän aikavälin tasapainosuhdetta kuluttajabarometrin kanssa. Johansenin testin tuloksia voidaan käyttää alustavana informaationa kertomaan aikasarjojen lyhyen aikavälin kausaalisuudesta. Suurten P/E-luvun ja suurten P/B-luvun osakkeiden ja kuluttajabarometrin väliltä voidaan testin pohjalta olettaa löytyvän myös lyhyen aikavälin kausaalisuutta. Vastaavasti suurimmalla osalla osakeportfolioista ei voida Johansenin yhteisintegraatiotestin perusteella voida olettaa löytyvän lyhyen aikavälin kausaalisuutta.

Johansenin testin tulokset ovat kuitenkin vasta alustavia tuloksia kertomaan lyhyen aikavälin kausaalisuudesta ennen Granger-kausalisuustestin suorittamista. Johansenin testi on kuitenkin merkittävä empiirisestä näkökulmasta Granger-kausalisuustestin

suorittamisen kannalta, sillä se kertoo tuleeko Granger-kausaaisuustesti tehdä käyttämällä tasosarjoja (y_t) vai differoituja jäännössarjoja (Δy_t) (Jansen ym. 2003). Yhteisintegroituneiden aikasarjojen tapauksessa suoritetaan Granger-kausaaisuustesti käyttämällä tasosarjoja (y_t). Mikäli aikasarjojen väliltä ei löydy yhteisintegraatiota, käytetään Granger-kausaaisuustestissä differoituja jäännössarjoja (Δy_t).

Taulukko 10. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset tutkielman loppupuoliskolta aikaväliltä 27.02.2005 – 27.05.2014.

	Yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä					
	Ei yhtään	p-arvo		Enintään 1	p-arvo	
OMXHCAP	15.831	0.045	**	4.088	0.043	**
Korkeat P/E -luvut	9.630	0.310		0.375	0.540	
Matalat P/E -luvut	16.316	0.038	**	5.071	0.024	**
Korkeat P/B -luvut	15.096	0.057	*	3.560	0.059	*
Matalat P/B -luvut	14.277	0.076	*	1.625	0.202	
Suuret osakkeet	15.809	0.045	**	3.052	0.081	*
Pienet osakkeet	13.600	0.095	*	1.412	0.235	
Kulutuspalvelut	12.664	0.128		0.273	0.602	
Kulutustavarat	15.547	0.049	**	4.393	0.036	**
Pankit ja Rahoitus	16.874	0.031	**	3.089	0.079	*
Perusteellisuus	20.261	0.009	***	2.808	0.094	*
Teknologia	10.090	0.274		2.061	0.151	
Teol. tuot. & palv.	17.789	0.022	**	3.215	0.073	*
Terveydenhuolto	16.175	0.032	**	4.967	0.022	**

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyystasolla nollahypoteesin hylkäämiseen.

Taulukossa (10) on ilmaistu Johansenin yhteisintegraatiotestin tulokset tutkielman aineiston loppupuoliskolta aikaväliltä 27.02.2001–27.05.2014. Yhteisintegraatiota on viiden prosentin merkitsevyystasolla kuluttajabarometrin ja kolmen eri osakeindeksiportfolion (suuret osakkeet, pankit ja teollisuus tuotteet) välillä. Yhden prosentin merkitsevyystasolla yhteisintegraatiota on kuluttajabarometrin ja perusteellisuuden välillä.

7.3. Granger-kausaaisuus

Granger-kausaaisuustestin tulokset tutkielman koko aikavälillä on esitetty taulukossa (10). Tutkielman aineiston alkupuoliskon Granger-kausaaisuustestin tulokset on taulukossa (11) ja vastaavasti tutkielman aineiston loppupuoliskon Granger-kausaaisuustestin tulokset on esitetty taulukossa (12). Taulukossa (13) on lisäksi ilmaistu Granger-kausaaisuustestin tulokset kuluttajabarometrin eri komponenttien ja

osakemarkkinoiden välillä. Granger-kausalisuustestin tulokset on ilmaistu F-arvoina sekä p-arvoina. Taulukon oikealla puolella on Granger-kausalisuustestin tulokset kuluttajaluottamuksesta osakemarkkinoidin ja vasemmalla puolella testin tulokset osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen. Taulukoissa on lisäksi ilmaistu kuluttajabarometrin ja osakeindeksiportfolioiden välinen korrelaatio ja sulkuihin on merkitty korrelaation merkitsevyys t-arvoina.

Granger-kausalisuustestin nollahypoteesina on, että aikasarjojen väliltä ei löydy kausalisuutta. Nollahypoteesin hylkäämiseen tarkastellaan testin p-arvoja yhden prosentin, viiden prosentin sekä kymmenen prosentin merkitsevyystasolla. Tutkielman ensimmäisenä hypoteesina oli, että kuluttajabarometri on osakemarkkinoita seuraava indikaattori. Tällä tarkoitetaan, että kausalisuuden oletetaan kulkevan yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen, mutta ei toisen suuntaisesti. Tulosten perusteella tämä hypoteesi voidaan vahvistaa, sillä kausalisuus kulkee yksisuuntaisesti OMXHCAP -indeksistä kuluttajaluottamukseen, eikä toisen suuntaista kausalisuutta havaita, kuten taulukoista (10), (11) sekä (12) nähdään. Tulokset ovat samassa linjassa Jansen ym. (2003) sekä Otoo (1999) tutkimusten kanssa, sillä heidän mukaan kausalisuus kulkee yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen.

Tämä tulos osoittaa, että Suomessa kuluttajat hyödyntävät osakemarkkinoista saatavaa informaatioita taloudellisen kehityksen arvioinnissa. Toisensuuntaisen kausalisuuden puuttumista voidaan perustella sillä, että Suomessa institutionaalinen omistus kattaa merkittävän osan (rahoitus- ja vakuutuslaitokset 44 prosenttia ja julkisyhteisöt 9 prosenttia) OMXHCAP -indeksin koko liikkeellelasketusta osakekannasta (Euroclear Finland 2014), minkä nähdään aikaisempien tutkimusten pohjalta heikentävän sentimentin kykyä ennustaa osakemarkkinoiden tuottoja. Lisäksi sentimentin nähdään vaikuttavan voimakkaammin maissa, jotka luokitellaan Hofstede (2001) mukaan kollektivistisiksi, mikä johtaa sijoittajien laumakäyttäytymiseen osakemarkkinoilla. Suomi sen sijaan luokitellaan individualistiseksi maaksi, joten tämä behavioristinen näkemys sentimentin vaikutuksesta tukee saatuja tuloksia.

Sijoittajien sentimentin vaikutus ei myöskään ole muuttunut ajanjaksolta toiselle, sillä tutkielman alkupuoliskon tulokset aikaväliltä 27.10.1995–27.01.2005 vastaavat pitkälti tutkielman loppupuoliskon aikavälin 27.02.2005–27.05.2014 tuloksia. OMXHCAP -indeksin ja kuluttajabarometrin välinen korrelaatio on tutkielman koko ajanjaksolla ollut 0.221. Vertailtaessa korrelaation muutoksia ajanjaksolta toiselle, voidaan havaita, että kuluttajabarometrin ja OMXHCAP -indeksin välinen korrelaatio on laskenut viimeisen

kymmenen vuoden aikana, verrattuna siihen mikä se oli tutkimuksen ajanjakson alkupuoliskolla. Tulos on yllättävä, sillä kotitalouksien omistusosuus koko liikelasketusta osakekannasta on kasvanut vuodesta 1995 vuoteen 2014 verrattuna 17 prosenttiyksiköstä 21,5 prosenttiyksikköön, minkä perusteella korrelaation olisi voinut olettaa kasvaneen (Euroclear Finland 2014). Koska Granger-kausaisuustestin tulosten perusteella kausaisuus ei ole muuttunut ajanjaksolta toiselle, voidaan tämä tulos tulkita siten, että kuluttajat hyödyntävät osakemarkkinoista saatavaa informaatioita siitä huolimatta, omistavatko he itse osakkeita vai eivät.

Tutkielman toisen hypoteesin tarkoituksena oli selvittää, mittaako kuluttajabarometri aidosti kuluttajien luottamusta, vai onko kyse varallisuusvaikutuksesta. Kuten jo aiemmin mainittiin, muodostuu kuluttajabarometri neljästä eri komponentista. Näistä komponenteista kaksi (B2 sekä D2) kertoo kuluttajien näkemyksistä kotitalouden taloudellisesta kehityksestä seuraavan 12 kuukauden aikana, kun taas toiset kaksi (B4 sekä B7) liittyvät kuluttajien näkemyksiin Suomen kansantalouden kehityksestä seuraavan 12 kuukauden aikana. Näiden komponenttien erillisellä tarkastelulla voidaan selvittää, mitkä näistä tekijöistä ajavat osakemarkkinoiden tuottoja. Mikäli varallisuusvaikutus on merkittävä, osakemarkkinoiden tuottojen ja sentimentin välisen suhteen pitäisi pääasiassa olla riippuvainen muutoksista kotitalouksien varallisuudessa (B2 sekä D2). Tämä tarkoittaisi, että kuluttajabarometriä ei voisi käyttää pätevänä mittarina kuvastamaan kuluttajien luottamusta, sillä kyse olisi varallisuusvaikutuksesta. Jos puolestaan kansantalouden kehitystä koskevat kysymykset (B4 & B7) olisivat merkittävämpiä, todistaisi se kuluttajabarometrin heijastavan kuluttajaluottamusta.

Kuluttajabarometrin eri komponenttien ja osakemarkkinoiden välisen Granger-kausaisuustestin tulokset on esitetty taulukoissa (13) ja (14). Taulukosta voidaan nähdä, että näkemykset kansantalouden kehityksestä (B4 sekä B7) korreloivat keskimäärin korkeammin osakemarkkinoiden kanssa, kuin näkemykset kotitalouksien taloudellisesta kehityksestä (B2 sekä D2). Komponenttien B4, B7, B2 sekä D2 ja muodostettujen osakeportfolioiden keskimääräinen korrelaatio oli ajanjaksolla vastaavassa järjestyksessä ilmoitettuna 0.282, 0.176, 0.071 sekä 0.033. Kuten voidaan havaita, on komponenttien B2 sekä D2 ja osakemarkkinoiden välinen korrelaatio lähellä nollaa. Tämän perusteella kotitalouksien taloudellisella kehityksellä ei ole merkittävää yhteyttä osakemarkkinoiden tuottoihin. Sen sijaan erityisesti näkemys Suomen taloudellisesta tilanteesta 12 kuukauden päästä (B4) korreloi vahvasti (0.282) osakemarkkinoiden kanssa, joten tätä voidaan pitää merkittävänä tekijänä.

Granger-kausalisuustestin tulokset ovat osittain samassa linjassa korrelaatiokertoimien kanssa, sillä kausalisuuden havaitaan kulkevan pääosin yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen tarkasteltaessa komponentteja B4 sekä B7. Tämä osoittaa, että nousevat osakekurssit kasvattavat kuluttajien luottamusta Suomen taloutta kohtaan lyhyellä viiveellä. Sen sijaan kotitalouksien taloudellista kehitystä mittaavan komponentin D2 ja osakemarkkinoiden välillä kausalisuutta ei havaita tilastollisesti merkittävällä tasolla kuin ainoastaan kolmen eri osakeportfolion välillä, joten näkemyksillä kotitalouksien kyvystä säästää rahaa seuraavan 12 kuukauden aikana ei ole yhteyttä osakemarkkinoiden tuottoihin. Kotitalouden taloudellisella tilanteella 12 kuukauden päästä (B2) on kuitenkin merkitystä, sillä kausalisuus kulkee suurimmaksi osaksi yhden suuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen. Tämä voi olla selitettävissä sillä, että osakkeiden arvonmuutoksesta johtuva varallisuuden kasvu parantaa myös kotitalouksien taloudellista tilannetta, jolloin kyse olisi osakkeiden varallisuusvaikutuksesta.

Edellä esitettyjen tulosten perusteella voidaan tutkielman toinen hypoteesi vahvistaa, sillä näkemykset kansantalouden kehityksestä korreloivat merkittävästi korkeammin osakemarkkinoiden tuottojen kanssa, kuin näkemykset kotitalouksien taloudellisesta kehityksestä. Granger-kausalisuustestin tulokset vahvistavat myös tämän, sillä kausalisuuden havaitaan kulkevan yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen komponenttien B4 sekä B7 välillä. Vastaavasti näkemykset kotitalouden taloudellista kehityksestä ovat ristiriitaisia, sillä kuluttajabarometrin komponentin D2 ja osakemarkkinoiden välillä ei havaita kausalisuutta suurimassa osassa muodostetuista osakeportfolioista (3/14). Samoihin tuloksiin ovat päässeet myös Jansen ym. (2003) sekä Fisher ym. (2003), jotka tutkivat kuluttajabarometrin eri komponentteja.

Tutkielman kolmannen hypoteesin tarkoituksena oli selvittää eroja sentimentin vaikutuksesta pienten ja suurten osakkeiden tuottoihin. Hypoteesin oletuksena oli, että sentimentti vaikuttaa voimakkaammin pienten osakkeiden tuottoihin. Taulukossa (10), (11) sekä (12) esitettyjen Granger-kausalisuustestin tulosten perusteella ei voida kuitenkaan nähdä merkittäviä eroja pienten ja suurten osakkeiden välillä. Molempien osakeportfolioiden kohdalla kausalisuus kulkee yksisuuntaisesti yhden prosentin merkitsevyystasolla osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen, eikä toisensuuntaista kausalisuutta havaita. Pienten ja suurten osakkeiden väliset korrelaatiot kuluttajaluottamuksen kanssa eivät myöskään eroa merkittävästi toisistaan, joten tutkielman toinen hypoteesi voidaan hylätä. Tämä osoittaa, että osakkeiden markkina-arvolla ja sijoittajien sentimentillä ei ole yhteyttä Suomen osakemarkkinoilla. Aikaisempien tutkimusten näkökulmasta tämä

havainto asettuu vastakkain Lemmon ym. (2006), Qiu ym. (2006) sekä Lee ym. (1991) tutkimusten kanssa, sillä heidän mukaan sijoittajien sentimentti vaikuttaa voimakkaammin pienten osakkeiden tuottoihin USA:n osakemarkkinoilla. Tätä he perustelevat sillä, että pienillä osakkeilla on alhaisempi institutionaalinen omistus, mikä johtaa herkemmin osakkeiden väärinhinnoitteluun. Toisaalta Brown ym. (2005) ei havainnut sijoittajien sentimentin vaikuttavan pienten osakkeiden tuottoihin ja Schmeling (2009) on todennut, että sijoittajien sentimentin vaikutuksessa on merkittäviä eroja eri maiden kohdalla.

Neljäntenä hypoteesina tutkielmassa selvitettiin tunnuslukujen (P/B sekä P/E) vaikutusta sijoittajien sentimenttiin. Hypoteesina oli, että matalan tunnusluvun osakkeet reagoivat voimakkaammin sijoittajien sentimenttiin kuin vastaavat korkean tunnusluvun osakkeet. Taulukoissa (10), (11) sekä (12) esitettyjen tulosten perusteella portfolioiden välillä ei kuitenkaan ole eroja tilastollisesti merkittävällä tasolla, sillä kausaalisuus kulkee yksisuuntaisesti osakemarkkinoista sijoittajien sentimenttiin molemmissa osakeportfolioissa kaikilla kolmella ajanjaksolla. Toisensuuntaista kausaalisuutta sijoittajien sentimentistä osakeportfolioiden tuottoihin ei havaita tilastollisesti merkittävällä tasolla, joten tutkielman neljäs hypoteesi hylätään. Tämä tarkoittaa, että osakkeiden P/B- sekä P/E-tunnusluvuilla ei ole vaikutusta sijoittajien sentimenttiin Suomen osakemarkkinoilla.

Viidentenä hypoteesina tutkielmassa selvitettiin osakemarkkinoiden toimialakohtaisien erojen vaikutusta sijoittajien sentimenttiin. Taulukosta (10) nähdään, että kausaalisuus kulkee yhdensuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen yhden prosentin merkitsevyystasolla teknologian toimialaa lukuun ottamatta, missä kausaalisuus on merkitsevää 10 prosentin merkitsevyystasolla. Taulukossa (11) esitetyt tulokset ovat pitkälti samassa linjassa edellä esitettyjen tulosten kanssa, sillä kausaalisuus kulkee yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen lukuun ottamatta pankit ja rahoituksen toimialaa, jossa muuttajat ovat riippumattomia, sillä kausaalisuutta ei havaita kumpaankaan suuntaan. Tutkielman loppupuoliskolla (12) kausaalisuus kulkee yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen kaikilla toimialoilla, eikä toisensuuntaista kausaalisuutta havaita kymmenen prosentin merkitsevyystasolla. Tulosten perusteella voidaan sanoa, että sijoittajien sentimentti ei hypoteesin mukaisesti vaikuta toimialakohtaisesti, sillä kausaalisuus kulkee pääosin yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen kaikilla toimialoilla eri ajanjaksoilla.

Taulukko 11. Granger-kausalisuustestin tulokset tutkielman koko aikaväliltä 27.10.1995–27.05.2014.

	ρ	(t-arvo)	F-arvo	p-arvo	F-arvo	p-arvo	
OMXHCAP	0,221	(3,368)	0,467	0,494	41,294	0,000	***
Korkeat P/E -luvut	0,250	(3,845)	0,821	0,663	13,911	0,001	***
Matalat P/E -luvut	0,265	(4,093)	0,644	0,525	48,600	0,000	***
Korkeat P/B -luvut	0,250	(3,845)	0,589	0,442	21,279	0,000	***
Matalat P/B -luvut	0,249	(3,828)	2,138	0,343	44,141	0,000	***
Suuret osakkeet	0,279	(4,319)	0,313	0,576	46,535	0,000	***
Pienet osakkeet	0,234	(3,585)	0,153	0,696	32,663	0,000	***
Kulutuspalvelut	0,211	(3,204)	1,242	0,537	31,082	0,000	***
Kulutustavarat	0,227	(3,467)	2,784	0,248	44,144	0,000	***
Pankit ja Rahoitus	0,158	(2,381)	0,193	0,660	24,798	0,000	***
Perusteollisuus	0,246	(3,767)	0,239	0,625	36,465	0,000	***
Teknologia	0,196	(2,965)	0,092	0,761	5,318	0,070	*
Teol. tuot. & palv.	0,275	(4,249)	0,185	0,667	47,877	0,000	***
Terveydenhuolto	0,214	(3,268)	0,933	0,627	32,663	0,000	***

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyystasolla nollahypoteesin hylkämiseen.

Taulukko 12. Granger-kausalisuustestin tulokset tutkielman alkupuoliskolta 27.10.1995–27.01.2005.

	ρ	(t-arvo)	F-arvo	p-arvo	F-arvo	p-arvo	
Δ OMXHCAP	0,245	(2,641)	1,159	0,284	20,022	0,000	***
Δ Korkeat P/E-luvut	0,248	(2,676)	0,573	0,750	10,257	0,005	***
Δ Matalat P/E-luvut	0,217	(2,321)	0,010	0,919	13,023	0,000	***
Δ Korkeat P/B-luvut	0,287	(3,126)	0,542	0,762	12,900	0,001	***
Δ Matalat P/B-luvut	0,196	(2,088)	0,993	0,318	10,095	0,001	***
Δ Suuret osakkeet	0,258	(2,791)	0,379	0,537	17,046	0,000	***
Δ Pienet osakkeet	0,242	(2,608)	0,061	0,804	6,805	0,009	***
Δ Kulutuspalvelut	0,225	(2,412)	0,420	0,516	8,486	0,003	***
Δ Kulutustavarat	0,185	(1,968)	1,567	0,210	16,363	0,000	***
Δ Pankit ja rahoitus	0,181	(1,922)	0,069	0,791	2,606	0,106	
Δ Perusteollisuus	0,211	(2,250)	1,194	0,274	13,084	0,000	***
Δ Teknologia	0,209	(2,232)	0,362	0,547	6,580	0,012	**
Δ Teol. tuot. & palv.	0,235	(2,524)	0,065	0,798	10,483	0,001	***
Δ Terveydenhuolto	0,195	(3,011)	0,539	0,770	12,774	0,001	***

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyystasolla nollahypoteesin hylkämiseen. Δ merkintä tarkoittaa, että aikasarjasta on otettu ensimmäinen differenssi

Taulukko 13. Granger-kausalisuustestin tulokset tutkielman loppupuoliskolta 27.02.2005–27.05.2014.

	ρ	(t-arvo)	F-arvo	p-arvo	F-arvo	p-arvo	
Δ OMXHCAP	0,200	(2,132)	0,066	0,797	20,447	0,000	***
Korkeat P/E-luvut	0,272	(2,954)	1,352	0,245	29,321	0,000	***
Δ Matalat P/E-luvut	0,288	(3,137)	0,049	0,825	29,454	0,000	***
Korkeat P/B-luvut	0,239	(2,571)	0,249	0,618	27,924	0,000	***
Δ Matalat P/B-luvut	0,283	(3,075)	0,544	0,461	30,970	0,000	***
Δ Suuret osakkeet	0,287	(3,134)	1,599	0,450	29,726	0,000	***
Δ Pienet osakkeet	0,238	(2,559)	0,029	0,865	29,429	0,000	***
Δ Kulutuspalvelut	0,204	(2,177)	1,11	0,292	20,163	0,000	***
Δ Kulutustavarat	0,248	(2,669)	2,367	0,306	23,527	0,000	***
Δ Pankit ja rahoitus	0,155	(1,633)	3,053	0,217	25,248	0,000	***
Δ Perusteollisuus	0,256	(2,760)	3,864	0,145	23,762	0,000	***
Δ Teknologia	0,232	(2,491)	0,102	0,749	20,898	0,000	***
Δ Teol. tuot. & palv.	0,294	(3,207)	2,457	0,293	32,918	0,000	***
Δ Terveydenhuolto	0,221	(2,788)	1,446	0,271	30,112	0,000	***

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyystasolla nollahypotesin hylkäämiseen. Δ merkintä tarkoittaa, että aikasarjasta on otettu ensimmäinen differenssi

Taulukko 14. Granger-kausalisuustestin tulokset komponenteittain tutkielman koko aikaväliltä 27.02.2005–27.05.2014.

	ρ	(t-arvo)	F-arvo	p-arvo	F-arvo	p-arvo	
OMXHCAP							
B2	0,046	(0,688)	1,875	0,759	36,031	0,000	***
B4	0,249	(3,815)	1,448	0,485	48,734	0,000	***
Δ B7	0,152	(2,281)	0,570	0,752	28,396	0,000	***
D2	0,072	(1,080)	1,771	0,880	6,925	0,226	
Korkeat P/E -luvut							
B2	0,051	(0,759)	0,920	0,631	7,622	0,022	***
B4	0,341	(5,397)	2,478	0,290	10,581	0,005	***
B7	0,195	(2,961)	0,232	0,890	10,944	0,004	***
D2	-0,011	(0,163)	3,747	0,154	3,412	0,182	
Matalat P/E -luvut							
B2	0,086	(1,286)	1,653	0,799	34,846	0,000	***
B4	0,296	(4,613)	0,350	0,840	33,288	0,000	***
Δ B7	0,196	(2,966)	5,773	0,056	35,241	0,000	***
D2	0,057	(0,849)	4,171	0,525	4,362	0,499	
Korkeat P/B -luvut							
B2	0,098	(1,466)	2,772	0,428	6,834	0,077	*
B4	0,278	(4,306)	3,789	0,150	14,096	0,001	***
Δ B7	0,195	(2,961)	1,360	0,507	20,280	0,000	***
D2	0,040	(0,596)	0,650	0,723	3,125	0,210	
Matalat P/B -luvut							
B2	0,054	(0,807)	2,804	0,423	36,726	0,000	***
B4	0,310	(4,843)	1,419	0,492	39,357	0,000	***
Δ B7	0,186	(2,818)	4,064	0,131	32,156	0,000	***
D2	0,029	(0,426)	4,324	0,742	11,530	0,117	
Suuret osakkeet							
B2	0,084	(1,258)	2,130	0,546	27,040	0,000	***
B4	0,314	(4,915)	5,182	0,075	38,942	0,000	***
Δ B7	0,217	(3,312)	0,522	0,770	33,007	0,000	***
D2	0,049	(0,727)	1,939	0,858	6,933	0,226	
Pienet osakkeet							
B2	0,077	(1,145)	2,440	0,295	13,847	0,001	***
B4	0,309	(4,827)	3,217	0,200	18,701	0,000	***
Δ B7	0,183	(2,764)	0,640	0,424	19,607	0,000	***
D2	-0,012	(0,173)	5,736	0,333	10,255	0,068	*

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyystasolla nollahypotesin hylkäämiseen. Δ merkintä tarkoittaa, että aikasarjasta on otettu ensimmäinen differenssi.

Taulukko 15. Granger-kausalisuustestin tulokset komponenteittain tutkielman koko aikaväliltä 27.02.2005–27.05.2014.

	ρ	(t-arvo)	F-arvo	p-arvo		F-arvo	p-arvo	
Kulutuspalvelut								
B2	0,047	(0,705)	10,324	0,016	**	21,986	0,000	***
B4	0,237	(3,619)	5,079	0,079	*	22,832	0,000	***
Δ B7	0,154	(2,316)	1,227	0,542		23,749	0,000	***
D2	0,053	(0,785)	4,204	0,520		12,922	0,024	**
Kulutustavarat								
B2	0,069	(1,030)	0,560	0,756		19,676	0,000	***
B4	0,256	(3,931)	1,025	0,599		38,217	0,000	***
Δ B7	0,173	(2,615)	3,987	0,136		31,792	0,000	***
D2	0,040	(0,590)	4,392	0,495		8,586	0,127	
Pankit ja Rahoitus								
B2	0,064	(0,959)	0,506	0,918		20,981	0,000	***
B4	0,190	(2,879)	1,055	0,590		22,942	0,000	***
Δ B7	0,061	(0,915)	2,503	0,286		19,099	0,000	***
D2	0,082	(1,217)	3,336	0,648		8,471	0,132	
Perusteollisuus								
B2	0,055	(0,813)	3,999	0,262		38,382	0,000	***
B4	0,280	(4,333)	3,143	0,208		39,501	0,000	***
Δ B7	0,170	(2,557)	0,655	0,721		29,098	0,000	***
D2	0,074	(1,100)	2,167	0,826		6,293	0,279	
Teknologia								
B2	0,108	(1,620)	2,112	0,549		4,991	0,173	
B4	0,267	(4,116)	1,218	0,544		2,690	0,261	
Δ B7	0,137	(2,049)	3,341	0,188		2,839	0,242	
D2	-0,009	(0,132)	1,765	0,623		6,326	0,097	*
Teol. tuot. & palv.								
B2	0,075	(1,120)	4,516	0,211		31,274	0,000	***
B4	0,340	(5,382)	3,149	0,207		33,267	0,000	***
Δ B7	0,247	(3,787)	0,242	0,886		26,813	0,000	***
D2	-0,025	(0,375)	4,138	0,388		6,555	0,161	
Terveydenhuolto								
B2	0,075	(0,995)	3,786	0,281		36,887	0,000	***
B4	0,287	(3,257)	3,144	0,201		39,101	0,000	***
Δ B7	0,198	(2,441)	0,771	0,739		27,066	0,000	***
D2	0,024	(0,780)	4,311	0,520		6,971	0,128	

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyystasolla nollihypootesin hylkäämiseen. Δ merkintä tarkoittaa, että aikasarjasta on otettu ensimmäinen differenssi.

8. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkielman hypoteesit on muodostettu aikaisempien tutkimustulosten ja ongelmien perusteella. Monet aikaisemmat tutkimukset aiheesta ovat tutkineet sijoittajien sentimentin vaikutusta osakemarkkinoihin ottamalla huomioon erilaisia tekijöitä, kuten kokoanomalian, arvoanomalian, volatilitteen sekä momentum-ilmiön. Näistä muuttujista tutkielmassa on huomioitu osakkeiden kokoanomalian sekä arvoanomalian vaikutus sijoittajien sentimenttiin, minkä lisäksi sijoittajien sentimentin vaikutusta osakkeiden tuottoihin on tutkittu toimialakohtaisesti. Useissa tutkimuksissa sijoittajien sentimentti-indikaattorina on suorien indikaattorien lisäksi käytetty useita erilaisia markkinadatasta johdettuja sentimentti-indikaattoreita, kuten listautumisantien määrää markkinoilla, suljettujen sijoitusrahastojen hintaeroja sekä markkinoiden likviditeettiä. Tässä tutkielmassa sijoittajien sentimentin mittarina käytetään kuitenkin ainoastaan suoraa indikaattoria, sillä se on yksinkertaisuudestaan huolimatta todettu pätevimmäksi menetelmäksi kuvaamaan sijoittajien sentimenttiä. Indikaattorina on käytetty Tilastokeskuksen kuukausittain keräämää kuluttajabarometriä.

Näistä lähtökohdista on muodostettu laaja empiirinen analyysi, jonka tarkoituksena on selvittää sijoittajien sentimentin kykyä ennustaa osakemarkkinoiden tuottoja. Empiirisen analyysin aikaväliksi on valittu noin 20 vuoden mittainen ajanjakso, mikä alkaa vuoden 1995 lokakuusta ja päättyy vuoden 2014 toukokuuhun. Tämän lisäksi aikasarja-aineisto jaetaan kahteen lyhyempään ajanjaksoon aikavälille 1995–2005 sekä 2005–2014. Tämän jaottelun tarkoituksena on selvittää, miten sijoittajien sentimentin vaikutus on mahdollisesti muuttunut ajanjaksosta toiseen. Tutkimus toteutetaan Suomen osakemarkkinoilla, sillä valtaosa aikaisemmista tutkimuksista on keskittynyt tutkimaan sijoittajien sentimentin vaikutusta USA:n osakemarkkinoilla, joten on mielenkiintoista nähdä miten tämä ilmiö toteutuu Suomen osakemarkkinoilla. Lisäksi missään aikaisemmissa tutkimuksissa ei ole huomioitu koko- ja arvoanomalioiden vaikutusta sijoittajien sentimenttiin Suomen osakemarkkinoilla.

Tutkielman ensimmäinen hypoteesi on asetettu Jansen ym. (2003) tutkimuksen mukaisesti, jonka mukaan kuluttajabarometri on osakemarkkinoita seuraava indikaattori. Saatujen tutkimustulosten perusteella nollahypoteesi voidaan hyväksyä, sillä osakemarkkinoiden ja kuluttajaluottamuksen väliltä löydettiin positiivinen korrelaatio ja Granger-kausalisuuden havaittiin kulkevan yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen. Tällä tarkoitetaan, että kuluttajat hyödyntävät osakemarkkinoista saatavaa

informaatiota arvioidessaan talouden kehitystä, mutta kuluttajaluottamuksen avulla ei ole mahdollistaa ennustaa osakemarkkinoiden tuottoja. Vertaamalla eri ajanjaksoja keskenään, ei myöskään löytynyt merkittäviä eroja Granger-kausalisuustestin perusteella. Yllättäen havaittiin, että osakemarkkinoiden ja kuluttajaluottamuksen välinen korrelaatio oli pienentynyt viime vuosina, vaikka samaan aikaan kotitalouksien omistusosuus koko liikkellelasketusta osakekannasta oli kasvanut. Tätä voidaan tulkita siten, että kuluttajat hyödyntävät osakemarkkinoista saatavaa informaatioita siitä huolimatta, omistavatko he itse osakkeita vai eivät.

Tutkielman toisena hypoteesina selvitettiin mittaako kuluttajabarometri aidosti kuluttajien luottamusta, vai onko kyse varallisuusvaikutuksesta. Tätä hypoteesia selvitettiin tutkimalla kuluttajabarometrin eri komponentteja B4 (Suomen talouden kehitys), B7 (työttömyyden kehitys), B2 (kotitalouden taloudellisen tilanteen kehitys) sekä D2 (kotitalouden säästökyky tulevaisuudessa). Komponenteista B4 sekä B7 kertovat kuluttajien näkemyksistä kansantalouden kehitykseen liittyen seuraavan 12 kuukauden aikana ja komponentit B2 sekä D2 kuvastavat kuluttajien näkemyksiä kotitalouden taloudelliseen kehitykseen liittyen seuraavan 12 kuukauden aikana. Näiden komponenttien tulkinta on seuraava. Mikäli varallisuusvaikutus on merkittävä, osakemarkkinoiden tuottojen ja sentimentin välisen suhteen pitäisi pääasiassa olla riippuvainen kuluttajien näkemyksistä kotitalouden taloudellisesta kehityksestä (B2 sekä D2). Tämä tarkoittaisi, että kuluttajabarometriä ei voisi käyttää pätevänä mittarina kuvastamaan kuluttajien luottamusta, sillä kyse olisi varallisuusvaikutuksesta. Jos puolestaan kansantalouden kehitystä koskevat kysymykset (B4 & B7) olisivat merkittävämpiä, todistaisi se kuluttajabarometrin heijastavan aidosti kuluttajaluottamusta.

Tämän tutkielman tulosten perusteella nollahypoteesi voidaan hyväksyä, sillä näkemykset kansantalouden kehityksestä korreloivat merkittävästi korkeammin osakemarkkinoiden tuottojen kanssa, kuin näkemykset kotitalouksien taloudellisesta kehityksestä. Granger-kausalisuustestin tulokset vahvistavat myös tämän, sillä kausalisuuden havaitaan kulkevan yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen komponenttien B4 sekä B7 välillä. Vastaavasti näkemykset kotitalouden taloudellista kehityksestä ovat ristiriitaisia, sillä kuluttajabarometrin komponentin D2 ja osakemarkkinoiden välillä ei havaita kausalisuutta suurimmassa osassa muodostetuista osakeportfolioista (3/14). Samoihin tuloksiin ovat päässeet myös Jansen ym. (2003) sekä Fisher ym. (2003), jotka tutkivat kuluttajabarometrin eri komponentteja.

Tutkielman kolmannessa hypoteesissa keskitytään tutkimaan kokoanomalian vaikutusta sijoittajien sentimenttiin. Hypoteesin lähtökohtana on, että sentimentti vaikuttaa voimakkaammin markkina-arvolla mitattuna pienten osakkeiden tuottoihin. Tämä näkemys perustuu aikaisempiin tutkimuksiin sekä behavioristiseen rahoitusteoriaan, jonka mukaan pienet osakkeet reagoivat herkemmin sijoittajien sentimenttiin. Tulosten perusteella nollahypoteesi hylätään, sillä sentimentin vaikutuksessa pienten ja suurten osakkeiden tuottoihin ei havaittu merkittäviä eroja korrelaatiotarkastelun tai Granger-kausalisuustestin perusteella. Granger-kausalisuuden havaittiin molemmissa tapauksissa kulkevan yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen. Tämä osoittaa, että osakkeiden markkina-arvolla ja sijoittajien sentimentillä ei ole yhteyttä Suomen osakemarkkinoilla. Aikaisempien tutkimusten näkökulmasta tämä havainto asettuu vastakkain muun muassa Lemmon ym. (2006) sekä Qiu ym. (2006) tutkimusten kanssa, jotka tutkivat tätä ilmiötä USA:n osakemarkkinoilla. Toisaalta Brown ym. (2005) ei havainnut sijoittajien sentimentin vaikuttavan pienten osakkeiden tuottoihin ja Schmelting (2009) on todennut, että sijoittajien sentimentin vaikutuksessa on merkittäviä eroja eri maiden kohdalla.

Tutkielman neljäntenä hypoteesina selvitettiin arvoanomalioiden vaikutusta sijoittajien sentimenttiin tutkimalla. Tämä toteutettiin muodostamalla P/B- sekä P/E- tunnuslukuihin perustuvia portfolioita noudattamalla Fama ym. (1992, 1993) portfolion muodostuskriteereitä. Hypoteesin oletuksena oli, että sentimentti vaikuttaa voimakkaammin matalan P/B- sekä P/E -tunnusluvun osakkeisiin. Tutkielmassa saatujen tulosten perusteella tämä hypoteesi hylätään, sillä tällä jaottelulla ei havaittu olevan merkittävää vaikutusta sijoittajien sentimenttiin. Tämä tarkoittaa, että osakkeiden P/B- sekä P/E-tunnusluvuilla ei ole vaikutusta sijoittajien sentimenttiin Suomen osakemarkkinoilla.

Tutkielman viimeisenä hypoteesina selvitettiin sijoittajien sentimentin vaikutusta toimialakohtaisesti. Tämä toteutettiin muodostamalla seitsemän eri toimialakohtaista osakeindeksiportfolioita: pankit ja rahoitus, teollisuustuotteet ja palvelut, perusteollisuus, teknologia, kulutustavarat, kulutuspalvelut sekä terveydenhuolto. Lähtökohtaisesti toimialakohtaisia eroja ei behavioristisesta näkökulmasta tulisi löytyä, joten hypoteesin oletuksena olin, että sijoittajien sentimentti vaikuttaa samalla tavalla toimialasta riippumatta. Tulosten perusteella nollahypoteesi voidaan jättää voimaan, sillä Granger-kausalisuustestin perusteella merkittäviä eroja ei havaittu toimialakohtaisesti. Kausalisuuden havaittiin kulkevan pääsääntöisesti yksisuuntaisesti osakemarkkinoista kuluttajaluottamukseen, mutta toisen suuntaista kausalisuutta ei havaittu.

Näiden tulosten perusteella sijoittajat eivät voi hyödyntää Tilastokeskuksen keräämästä kuluttajabarometristä saatavaa informaatiota sijoituspäätöksiä tehdessä Suomen osakemarkkinoilla, sillä kuluttajabarometri toimii ainoastaan osakemarkkinoita seuraavana indikaattorina. Tämä ei kuitenkaan tarkoita, että sijoittajien sentimentti ei vaikuttaisi osakemarkkinoiden tuottoihin Suomessa, vaan se voi myös osoittaa, että kuluttajabarometri ei ole pätevä indikaattori kuvastamaan sijoittajien sentimenttiä. On myös mahdollista, että kuluttajabarometristä saatava informaatio välittyy arvopapereiden hintoihin sen julkaisuhetkellä, eikä pidemmän aikavälin vaikutusta synny. Jatkossa olisi mielenkiintoista tutkia myös, vaikuttaako esimerkiksi Saksassa kerätty kuluttajaluottamusindeksi Gesellschaft für Konsumforschungin (GfK) sen julkaisuhetkellä Suomen osakemarkkinoiden tuottoihin.

LÄHDELUETTELO

- Alexander, C. (2008). *Market risk analysis*. 4. painos. Chichester, England: John Wiley & Sons, Ltd. 426s. ISBN 978-0-470-99788-8
- Baker, M. & J. C. Stein (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets* 7:3, 271–299.
- Baker, M. & J. Wurgler (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance* 61:4, 1645–1680.
- Banz, R. (1981). The relationship between return and market value of common stock. *Journal of Financial Economics* 9, 3–18.
- Barber, B. & T. Odean (2008). All that glitters, the effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. *The Review of Financial Studies* 21:2, 785–818.
- Barberis, N. & R. Thaler (2003). A survey of behavioral finance. Teoksessa *Handbook of the Economics of Finance*. Constantindes, Harris & Stultz, Amsterdam: Elsevier Science. 1053–1128
- Barberis, N., A. Shleifer & R. Vishny (1998). A model on investor sentiment. *Journal of Financial Economics* 49:3, 307–343.
- 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, 663–652.
- Berk, B. J. & R. Stanton (2007). Managerial ability, compensation and the closed-end fund discount. *The Journal of Finance* 62:2, 529–556.
- Black, F. (1986). Noise. *Journal of Finance* 41:3, 529–543.
- Bodie, ZVI., A. Kane & A. J. Marcus (2011). *Investments*. 9. Painos. Boston etc.: McGraw-Hill Inc. 1065s. ISBN 978-0-07-353070-0.

- Bollen, J., H. Mao & X. Zeng (2011). Twitter Mood Predicts the Stock Market. *Journal of Computational Science* 2:1, 1–8.
- Brealey, R. A., S. C. Myers & F. Allen (2011). Principles of Corporate Finance. 10. Pains. New York etc.: McGraw-Hill Inc. 969s. ISBN 978-0-07-353073-4.
- Brown, G. W. & M. T. Cliff (2004). Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market. *Journal of Empirical Finance* 11, 1–27.
- Brown, G. W. & M. T. Cliff (2005). Investor sentiment and asset valuation. *Journal of Business* 78:2, 405–440.
- Carrol, C. D., J. C. Fuhrer & D. W. Wilcox (1994). Does sentiment forecast household spending? If so, why. *American Economic Review* 85:5, 1397–1408.
- Chen, N-F, R. Kan & M. H. Miller (1993). Are the discounts on closed-end funds a sentiment index? *The Journal of Finance* 48:2, 795–800.
- Chui, Andy C.W., Titman, Sheridan, Wei, K.C. John, 2008. Individualism and momentum around the world. AFA 2006 Boston Meetings Paper.
- De Bondt, W. & R. Thaler (1985). Does the stock market overreact? *Journal of Finance* 40:3, 793–808.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers & R. J. Waldmann (1990a). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy* 98:4, 703–738.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers & R. J. Waldmann (1990b). Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation. *Journal of Finance* 45:2, 379–395.
- Dijk, M. A. (2011). Is size dead? A review of the size effect in equity returns. *Journal of Banking and Finance* 35:12, 3263–3274
- Elton, E., M. Gruber, J. Busse (1998). Do investors care about sentiment? *Journal of Business* 71, 477–500.

- Enders, W. (2004). *Applied econometric time series*. 2. painos John Wiley & Sons Inc. 460s. ISBN 0-471-45173-8.
- Euroclear Finland (2014). Tilastoarkisto. Helsinki. Saatavana World Wide Webistä: <URL:<https://my.euroclear.com/efi/fi/news/public/euroclear-finlandin-tilastot/tilastoarkisto.html>>.
- Euroclear Finland (2014). Omistusrakenteet. Helsinki. Saatavana World Wide Webistä: <URL:<https://my.euroclear.com/efi/fi/news/public/euroclear-finlandin-tilastot/tilastot-omistusrakenteet.html>>.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance* 25:2, 383–417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance* 46:5, 1575–1617.
- Fama, E. F. & K. French (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance* 42:2, 427–465.
- Fama, E. F. & K. French (1993). Common risk factors in the returns on bonds and stocks. *Journal of Financial Economics* 33:1, 3–56.
- Fisher K. L. & M. Statman (2003). Consumer confidence and stock returns. *Journal of Portfolio Management* 30:1, 115–127.
- Froot, K. A., D. S. Scharfstein & J. C. Stein (1992). Herd on the street: informational inefficiencies in a market with short-term speculation. *The Journal of Finance* 47:4, 1461–1484.
- Grossman, S. J. & J. E. Stiglitz (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review* 66:2, 246–253.
- Gujarati, D. (2004). *Basic Econometrics*. 4. painos. McGraw-Hill 1002s. ISBN 0-07-112342-3.

- Hengelbrock, J., E. Theissen & C. Westheide (2013). Market response to investor sentiment. *Journal of Business, Finance & Accounting* 40:7, 901–917.
- Hirshleifer, D. & T. Shumway (2003). Good day sunshine: stock returns and the weather. *The Journal of Finance* 58:3, 1009–1032.
- Hofstede, G. (2001). *Culture's consequences: comparing values, behaviors, institutions, and organizations across nations*. 2. painos. Thousand Oaks CA:Sage Publications, Beverly Hills. 596s. ISBN 0-803-97324-1.
- Hong, H. & J. C. Stein (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets. *The Journal of Finance* 54:6, 2143–2184.
- Jansen, W. J. & N. J. Nahujs (2003). The stock market and consumer confidence: European evidence. *Economic Letters* 79, 89–98.
- Jegadeesh, N. (1990). Evidence of predictable behavior of security returns. *The Journal of Finance* 45:3, 881–898.
- Jegadeesh, N. & S. Titman (1993). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *The Journal of Finance* 56:2, 699–720.
- Kahnemann, D. & A. Tversky (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica* 47:2, 263–291.
- Kaplanski, G. & H. Levy (2010a). Sentiment and stock prices: the case of aviation disasters. *Journal of Financial Economics* 95:2, 174–201.
- Kaplanski, G. & H. Levy (2010b). Exploitable predictable irrationally: The FIFA world cup effect on the U.S. stock market. *Journal of Financial Quantitative Analysis* 45:2, 535–553.
- Kauppalehti (2014). Kuluttajaluottamus rojahti pakkaselle. Helsinki. Saatavana World Wide Webistä:
<URL:<http://www.kauppalehti.fi/etusivu/kuluttajaluottamus+rojahti+pakkaselle/201409700757>>.

- Kendall, M. G. (1953). The analysis of economic time series, part I. Prices. *Journal of the Royal Statistical Society* 96, 11-25.
- Lee, C. M. C., A. Shleifer & R. H. Thaler (1991). Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. *The Journal of Finance* 46:1, 75–109.
- Lemmon, M. & E. Portniaguina (2006). Consumer confidence and asset prices: some empirical evidence. *Review of Financial Studies* 19, 1499–1529.
- Lettau, M. & S. Ludvigson (2001). Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns. *The Journal of Finance* 56:3, 815–849.
- Ljungqvist, A., V. Nanda & R. Singh (2006). Hot markets, investor sentiment, and IPO pricing. *Journal of Business* 79:4, 1667–1702.
- Loughran, T. & J. R. Ritter (2002). Why don't issuers get upset about leaving money on the table in IPOs? *Review of Financial Studies* 15:2, 413–443.
- Lowry, M. (2003). Why does IPO volume fluctuate so much? *The Journal of Financial Economics* 67:1, 3–40.
- Maddala, G. S. (2001). *Introduction to econometrics*. 3. painos. Chichester, England: John Wiley & Sons Ltd. 664s. ISBN 0-471-49728-2.
- Maddala, G. S. & I-M. Kim. (1998). *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press. 505s. ISBN 0-521-58257-1.
- Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. *Journal of Economic Perspectives* 17:1, 59–82.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance* 7:1, 77–91.
- Mauro, P. (2000). Stock returns and output growth in emerging and advanced economics. *Working Paper, International Monetary Fund*.
- Mills T. C. & R. N. Markellos (2011). *The econometric modelling of financial time series*. 3. painos. 342s. ISBN: 978-0-521-88381-8

- Neal, R. & S. Wheatley (1998). Do measures of investor sentiment predict stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, 523–547.
- Nasdaq OMX (2014). *NASDAQ OMX* listatut yritykset. Helsinki. Saatavana World Wide Webistä:
<URL:<http://www.nasdaqomxnordic.com/osakkeet/listayhtiot/nordic-large-cap>>.
- Nofsinger, J. R. (2003). Social Mood and Financial Economics. *The Journal of Behavioral Finance* 6:3, 144–160.
- Otoo, M. W. (1991). Consumer sentiment and the stock market. FEDS Working Paper 60–99.
- Qiu, L. & I. Welch (2005). Investor sentiment measures. Working Paper.
- Ritter, J. R. (2003). Behavioral finance. *Pacific-Basin Finance Journal* 11:4, 429–437.
- Rosenberg B., K. Reid & R. Lanstein (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management* 11:3, 9–16.
- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory* 13: 341–360.
- Santero, T., & N. Westerlund (1996). Confidence indicators and their relationship to changes in economic activity. *OECD Economics Department Working Papers* 170, 160–214.
- Scmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of Empirical Finance* 16:3, 394–408.
- Schmidt, A. B. (2002). Why technical trading may be successful? A lesson from the agent-based modeling. *Physica* 303, 185–188.
- Schwert, G. W. (2002). Anomalies and market efficiency. Teoksessa *Handbook of the Economics of Finance*. Constantindes, Harris & Stultz, Amsterdam: Elsevier Science. 939-972.

- Shefrin, H. (2000). *Beyond greed and fear*. Harvard Business School Press, Boston. 375 s. ISBN 978-0-19-530421-3.
- Shleifer, A. & L. H. Summers (1990). The noise trader approach to finance. *Journal of Economic Perspectives* 17:1, 83–104.
- Shleifer A. & R. Vishny (1997). The limits to arbitrage. *Journal of Finance* 52:1, 35–55.
- Simon, D. P. & R. A. Wiggins (2001). S&P Futures Returns and Contrary Sentiment Indicators. *The Journal of Future Markets* 21:5, 447–462.
- Solt, M. E. & M. Statman (1988). How useful is the sentiment index? *Financial Analysts Journal* 44:5, 45–55.
- Suvas, A. (1989). *The cost of equity capital redefined*. Proceeding of the University of Vaasa, Discussion papers. 19s. ISBN: 951-683-337-3.
- Suomen virallinen tilasto (SVT) (2014). Kuluttajabarometri. Helsinki: Tilastokeskus Saatavana World Wide Webistä:
<URL:<http://www.stat.fi/keruu/kuba/index.html>>.
- Suomen virallinen tilasto (SVT) (2014). Kuluttajabarometrin indikaattorien aikasarjat. Helsinki: Tilastokeskus. Saatavana World Wide Webistä:
<URL:http://193.166.171.75/database/StatFin/tul/kbar/kbar_fi.asp>
- Suomen virallinen tilasto (SVT) (2014). Yleistä tietoa tiedonkeruusta. Helsinki: Tilastokeskus. Saatavana World Wide Webistä:
<URL:<http://www.stat.fi/keruu/kuba/yleista.html>>.
- Verma, R. & P. Verma (2008). Are survey forecasts of individual and institutional investor sentiments rational? *International Review of Financial Analysis* 17, 1139–1155.
- Swaminathan, B. (1996). Time-varying expected small firm returns and closed-end fund discounts. *Review of Financial Studies* 9, 845–887.

Wang, Y-H., A. Keswani & S. J. Taylor (2006). The relationship between sentiment, returns and volatility. *International Journal of Forecasting* 22:1, 109–123.

Whaley, R. E. (2000): The investor fear gauge. *Journal of Portfolio Management*, 26:3 1–6.

LIITE 1. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset

Taulukko 15. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset kuluttajabarometrin komponentille B2 tutkielman koko aikaväliltä 27.02.2005 – 27.05.2014.

	Yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä					
	Ei yhtään	p-arvo		Enintään 1	p-arvo	
OMXHCAP	15,507	0,050	**	2,216	0,137	
Korkeat P/E -luvut	11,365	0,190		2,464	0,117	
Matalat P/E -luvut	17,158	0,028	**	1,827	0,177	
Korkeat P/B -luvut	10,770	0,226		3,201	0,074	*
Matalat P/B -luvut	15,157	0,056	*	3,901	0,048	**
Suuret osakkeet	14,602	0,068	*	4,229	0,040	**
Pienet osakkeet	16,076	0,041	**	7,308	0,007	***
Kulutuspalvelut	17,117	0,028	**	3,248	0,072	*
Kulutustavarat	14,157	0,079	*	3,283	0,070	*
Pankit ja Rahoitus	13,738	0,090	*	3,042	0,081	*
Perusteollisuus	19,318	0,013	**	6,293	0,012	**
Teknologia	17,003	0,029	**	8,393	0,004	***
Teol. tuot. & palv.	18,058	0,020	**	6,760	0,009	***
Terveydenhuolto	17,214	0,028	**	6,220	0,011	***

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyytasolla nollassa nollahypoteesin hylkäämiseen.

Taulukko 16. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset kuluttajabarometrin komponentille B4 tutkielman koko aikaväliltä 27.02.2005 – 27.05.2014.

	Yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä					
	Ei yhtään	p-arvo		Enintään 1	p-arvo	
OMXHCAP	34,122	0,000	***	6,358	0,012	**
Korkeat P/E -luvut	20,316	0,009	***	2,923	0,087	*
Matalat P/E -luvut	29,637	0,000	***	2,087	0,149	
Korkeat P/B -luvut	24,252	0,002	***	5,666	0,017	**
Matalat P/B -luvut	30,634	0,000	***	4,255	0,039	**
Suuret osakkeet	36,565	0,000	***	11,048	0,001	***
Pienet osakkeet	29,932	0,000	***	8,267	0,004	***
Kulutuspalvelut	29,746	0,000	***	3,268	0,071	*
Kulutustavarat	31,506	0,000	***	4,659	0,031	**
Pankit ja Rahoitus	24,037	0,002	***	4,780	0,029	**
Perusteollisuus	37,760	0,000	***	5,543	0,019	**
Teknologia	21,511	0,006	***	8,971	0,003	***
Teol. tuot. & palv.	38,270	0,000	***	9,014	0,003	***
Terveydenhuolto	27,056	0,001	***	6,022	0,014	***

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyytasolla nollassa nollahypoteesin hylkäämiseen.

Taulukko 17. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset kuluttajabarometrin komponentille B7 tutkielman koko aikaväliltä 27.02.2005 – 27.05.2014.

	Yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä				
	Ei yhtään	p-arvo		Enintään 1	p-arvo
OMXHCAP	10,439	0,249		4,124	0,042 **
Korkeat P/E -luvut	21,508	0,006	***	1,776	0,183
Matalat P/E -luvut	10,507	0,244		1,368	0,242
Korkeat P/B -luvut	19,448	0,012	**	3,140	0,076 *
Matalat P/B -luvut	11,583	0,178		3,443	0,064 *
Suuret osakkeet	17,727	0,023	**	4,803	0,028 **
Pienet osakkeet	13,077	0,112		4,715	0,030 **
Kulutuspalvelut	9,005	0,365		1,496	0,221
Kulutustavarat	11,800	0,167		2,892	0,089 *
Pankit ja Rahoitus	10,655	0,234		3,996	0,046 **
Perusteollisuus	9,279	0,340		3,561	0,059 *
Teknologia	18,725	0,016	**	4,625	0,032 **
Teol. tuot. & palv.	12,246	0,146		5,300	0,021 **
Terveystenhoolto	9,347	0,325		1,411	0,247

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyytasolla nollahypoteesin hylkäämiseen.

Taulukko 18. Johansen yhteisintegraatiotestin tulokset kuluttajabarometrin komponentille D2 tutkielman koko aikaväliltä 27.02.2005 – 27.05.2014.

	Yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä				
	Ei yhtään	p-arvo		Enintään 1	p-arvo
OMXHCAP	12,107	0,152		4,906	0,027 **
Korkeat P/E -luvut	23,826	0,002	***	7,085	0,008 *
Matalat P/E -luvut	11,594	0,178		5,426	0,020 **
Korkeat P/B -luvut	16,653	0,033	**	4,142	0,042 **
Matalat P/B -luvut	10,975	0,213		5,173	0,023 **
Suuret osakkeet	13,831	0,088	*	4,248	0,039 **
Pienet osakkeet	11,094	0,206		3,806	0,051 *
Kulutuspalvelut	7,873	0,479		1,658	0,198
Kulutustavarat	13,157	0,109		5,588	0,018 **
Pankit ja Rahoitus	10,994	0,212		3,660	0,056 *
Perusteollisuus	12,216	0,147		5,797	0,016 **
Teknologia	15,351	0,053	*	5,948	0,015 **
Teol. tuot. & palv.	12,317	0,142		4,857	0,028 **
Terveystenhoolto	13,337	0,099	*	4,785	0,030 **

*** viittaa 1 prosentin, ** 5 prosentin ja * 10 prosentin merkitsevyytasolla nollahypoteesin hylkäämiseen.