



Open your mind. LUT.

Lappeenranta University of Technology

Kauppätieteellinen tiedekunta

Talousjohtaminen

Kandidaatintutkielma

Kuukausi- ja kuunvaihdemeanomia Suomen osakemarkkinoilla vuosina 2005-2013

**Monthly and Turn-of-the-Month anomaly in the Finnish stock market
during 2005-2013**

Tekijä: Juuso Hämäläinen

Ohjaaja: Eero Pätäri

SISÄLLYSLUETTELO

1. JOHDANTO.....	1
2. MARKKINOIDEN TEHOKKUUS JA TEORIATAUSTA ANOMALIOIHIN	3
2.1 Markkinoiden tehokkuus	3
2.2 Tammikuu-anomalia.....	4
2.3 Kuunvaihdemeanomalia.....	7
3. TUTKIMUSAINEISTO JA TUTKIMUSMENETELMÄT.....	10
3.1 Indeksit.....	10
3.2 Tutkimusmenetelmä.....	11
4. TULOKSET.....	17
4.1 Tammikuu-anomalia.....	17
4.2 Kuunvaihdemeanomalia.....	23
5. JOHTOPÄÄTÖKSET	28
LÄHTEET	30

1. JOHDANTO

Osakemarkkinat ovat pääsääntöisesti tehokkaat, mutta lukuisissa tutkimuksissa on havaittu säännönmukaisuuksia osakkeiden tuotoissa. Näitä säännönmukaisuuksia kutsutaan anomaliaiksi ja tarkemmin, ajan mukaan määräytyviä säännönmukaisuuksia kutsutaan kalenterianomaliaiksi. Tässä tutkimuksessa tarkastellaan tammikuu-anomaliaa, jota kutsutaan myös mm. nimillä tammikuuilmiö ja vuodenvaihdeilmiö. Toisena kalenterianomaliana tutkimuksessa tarkastellaan kuunvaihde-anomaliaa, jonka muita nimiä ovat mm. kuunvaihdeilmiö ja kuunvaihde-efekti.

Tammikuu-anomaliassa on kyse siitä, että osakkeiden tuotot ovat korkeampia tammikuussa kuin muiden kuukausien aikana (mm. Rogalski & Tunic 1986). Tammikuu-anomaliaa on tutkittu paljon ja se on luultavasti yksi tutkituimmista kalenterianomaliaista (mm. Starks et al. 2006). Toinen tässä tutkimuksessa esiintyvistä anomaliaista on kuunvaihde-anomalia, joka rakentuu sille ajatukselle, että kuunvaihteen ympärillä tuotot ovat korkeampia, kuin muina ajankohtina keskimäärin. On havaittu, että edeltävän kuukauden viimeisenä kaupankäyntipäivänä ja seuraavan kuukauden kolmena ensimmäisenä kaupankäyntipäivänä, ovat osakkeiden tuotot olleet korkeampia kuin muina kaupankäyntipäivinä keskimäärin. (mm. Ariel 1987)

Tässä tutkimuksessa käsiteltäviä anomaliaita on myös tutkittu laajalti maailmanlaajuisesti, mutta myös Suomen markkinoita koskevia tutkimuksia on tehty (mm. Berglund 1986). Viimeaikaisia tutkimuksia tammikuu- ja kuunvaihde-anomalian esiintymisestä Suomen osakemarkkinoilla ei ole kuitenkaan valmistunut. Lisäksi, kuunvaihde-anomaliaa on tutkittu Suomen osakemarkkina-aineistolla huomattavasti vähemmän kuin tammikuu-anomaliaa. Tutkimukset koskien Suomen osakemarkkinoita ovat myös rajalliset, tutkimuksia maantieteellisesti muista markkinoista löytyy huomattavasti enemmän. Tästä syystä on mielenkiintoista tutkia, onko Suomen osakemarkkinoilla havaittavissa samanlaisia tuloksia kuin aikaisemmin mainituissa tutkimuksissa.

Tutkimuksen tavoitteena on luoda tietoa tammikuu- ja kuunvaihdemeanomalian esiintymisestä Suomen osakemarkkinoilla. Tutkimuksen tavoitteena on tuottaa uutta tietoa anomalioiden esiintymisestä ja tarkastella, onko Suomen osakemarkkinoilla mahdollista saada eri ajankohtina ns. ylivoittoja.

Työn tutkimuskysymykset ovat seuraavanlaiset:

- Onko Suomen osakemarkkinoilla havaittavissa säännönmukaisuutta tuotoissa tammikuussa tai kuunvaihteissa?
- Ovatko sijoittajat alkaneet ennakoida havaitessaan tammikuuanomaliaa ja siirtäneet anomalian joulukuulle?
- Ovatko tulokset aikaisempien tutkimusten mukaiset?

Tutkimus on rajattu koskemaan ainoastaan Suomen osakemarkkinoita. Ajankohdallisesti tutkimus suoritetaan vuosien 2005–2013 osakeindeksiaineistolla. Anomaliaista mukana ovat vain aikaisemmin mainitut tammikuu- ja kuunvaihdemeanomia.

Ensimmäinen luku työssä käsittää johdannon, jonka jälkeen seuraa toinen luku jossa käsitellään tutkimuksen teoriaa. Teoriaosuudessa ensimmäisenä käsitellään markkinoiden tehokkuutta; ts. mitä se tarkoittaa ja minkälaisia ovat olleet tutkimukset koskien markkinoiden tehokkuutta? Tämän jälkeen siirrytään tarkastelemaan molempia anomaliaita. Anomaliaista ensimmäisenä esitellään mahdolliset tammikuuanomalian syntyyn johtuvat tekijät ja tarkastellaan yleisesti aikaisempia tutkimuksia koskien tammikuuanomaliaa. Sen jälkeen siirrytään kuunvaihdemeanomaliaan, josta tarkastellaan aikaisempien tutkimusten tuloksia ja taustatekijöitä, jotka ovat johtaneet kuunvaihdemeanomalian syntyyn. Kolmannessa luvussa esitellään tutkimuksen aineisto ja tutkimusmenetelmä. Neljännessä luvussa käsitellään tutkimuksessa saadut tulokset ja viidennessä luvussa esitetään johtopäätökset ja mahdolliset jatkotutkimuskohteet.

2. MARKKINOIDEN TEHOKKUUS JA TEORIATAUSTA ANOMALIOIHIN

2.1 Markkinoiden tehokkuus

Fama (1970) jakoi markkinoiden tehokkuuden kolmen ehdon mukaan. Ensimmäisenä on heikkojen ehtojen tehokkuus, toisena puolivahvojen ehtojen tehokkuus ja kolmantena vahvojen ehtojen tehokkuus. Faman (1970) mukaan heikot ehdot täyttyvät, jos osakkeiden hintoihin sisältyy kaikki informaatio osakkeiden menneestä hintakehityksestä. Puolivahvat ehdot täyttyvät, jos osakkeiden hinnat sisältävät kaiken julkisen tiedon. Vahvat ehdot taas täyttyvät, kun osakkeiden hinnat sisältävät sekä julkisen että sisäpiirin tiedon. Tehokkuusehdot heijastuvat hintoihin siten, että kussakin tehokkuusehdossa mainittavaa hinnan muodostavaa informaatiota ei voida käyttää avuksi ylimääräisten tuottojen hankkimiseen tulevaisuudessa. Esimerkiksi heikkojen ehtojen tehokkuudessa vanhaa informaatiota ei voida käyttää ylimääräisten tuottojen hankkimiseen, koska ne näkyvät jo osakkeen hinnassa.

Fama (1970) esitti myös kolme ehtoa, joiden täytyessä informaatio heijastuu täysin osakkeiden hintoihin ja markkinat ovat täten tehokkaat: 1) ei transaktiokustannuksia arvopaperien vaihdannassa, 2) kaikki informaatio on saatavilla kaikille markkinoiden osapuolille ilmaiseksi ja 3) kaikilla on sama näkemys nykyisen informaation osallisuudesta nykyisiin hintoihin ja tulevaisuuden hintajakaumiin. Mainitut ehdot ovat riittäviä markkinoiden tehokkuudelle, mutta eivät välttämättömiä. Usein nämä eivät toteudukaan käytännössä.

Mikäli kaikki saatavissa oleva tieto näkyy jo osakkeiden hinnoissa, tulisi osakkeiden hintojen noudattaa ns. random walk -hypoteesia, mikä tarkoittaa sitä, että hintojen tulisi olla satunnaisesti vaihtuvia ja sellaisia, että niitä ei pysty ennustamaan (Bodie et al. 2005, 370-371). Jo Kendall & Hill (1953) havaitsivat, että Iso-Britannian osakkeiden hinnat noudattavat satunnaiskulkua eikä hintoja pystytä ennustamaan etukäteen.

Markkinoiden tehokkuudessa on myös huomattu eroja maantieteellisesti. Esimerkiksi Yhdysvaltojen markkinoilla, missä yrityksillä on laajat tiedonantovelvoitteet, on tehokkuus vahvempaa verrattuna esimerkiksi kehittyvien markkinoiden maihin, joissa tiedonantovelvoitteet ovat huomattavasti löyhemmät. (Bodie et al. 2005, 372) Berglund et al. (1983) tutkivat, toteutuuko Suomen osakemarkkinoilla heikkojen ehtojen tehokkuus. Tuloksista kävi ilmi, että peräkkäisten päivien tuotot korreloivat keskenään, joten heikkojen ehtojen tehokkuus ei siis täyttynyt. Monissa tutkimuksissa on havaittu myös muunlaisia säännönmukaisuuksia osakkeiden tuotoissa. Nämä säännönmukaisuudet tekevät poikkeuksen markkinatehokkuudesta ja niitä ei pystytä selvittämään perinteisillä hinnoittelumalleilla. Näitä säännönmukaisuuksia kutsutaan anomalioksi. (Sharpe et al. 1999, 496)

2.2 Tammikuuanomalia

Kausittaisia säännönmukaisuuksia on tutkittu paljon eri tutkimuksissa ja tulokset ovat vaihdelleet. Tammikuuanomaliasta ensimmäisiä havaintoja teki Wachtel (1942), joka tutki ajallisia ilmiöitä eri indekseillä vuosien 1928-1940 aineistolla. Wachtel havaitsi, että korkeatuottoisten osakkeiden tuotot joulukuun lopusta tammikuun kolmanteen lauantaihin olivat poikkeavia. Wachtel esitti, että Dow-Jones Industrial Average- eli DJIA-indeksin osakkeet toivat yhtenätoista vuonna jopa 5-10 prosentin tuottoja kyseisenä neljän viikon periodina. Wachtel tutki myös 20 korkeatuottoisimman osakkeen kurssihistoriaa ja huomasi, että 13 vuoden aikana mahdollisuudet positiivisille tuotoille joulukuun lopusta tammikuun kolmanteen lauantaihin olivat jopa 80 prosenttia.

Wachtelin tekemän tutkimuksen jälkeen kesti kuitenkin pitkään, ennen kuin tammikuuanomalia palasi tutkijoiden kiinnostuksen aiheeksi. Officer (1975) tutki kausittaisia tuottoja Australian markkinoilla ja havaitsi, että selviä merkkejä tuottojen kausittaisuudesta löytyy. Seuraavana vuonna Rozeff & Kinney (1976) tutkivat kausittaisia tuottoja ja löysivät korkeita tuottoja juuri tammikuun ajalta vuosina 1904-1928 ja 1941-1970. Heidän aineistonsa pohjautui New Yorkin pörssissä vaihdettaviin osakkeisiin. Myöhemmin tammikuuilmiöitä on tutkittu paljon ja tutkimuksia löytyy monia

jokaiselta vuosikymmeneltä. 1980-luvulla suoritettuja tutkimuksia tammikuuanomaliasta on paljon, sillä tammikuuanomalia alkoi saavuttaa monen tutkijan kiinnostuksen. Esimerkiksi Rogalski & Tinic (1988) havaitsivat tammikuuanomalian olemassaolon tutkimuksessaan, joka tarkasteli Yhdysvaltojen osakemarkkinoita.

Myös Suomen aineistolla on tutkittu kausittaisten ilmiöiden olemassaoloa. Berglund (1986) tutki kausittaisia tuottoja aineistolla, joka koostui vuosista 1970-1983. Tutkimuksessa havaittiin, että keskimääräinen logaritminen kuukausituotto tammikuussa oli 0.0440, kun muina kuukausina se oli vain 0.0114. Tulokset viittasivat siis selvään tammikuuanomaliaan. Suomessa tehdyt tutkimukset vastaavat tuloksiltaan muiden maiden pörsseissä havaittuja kausittaisia tuottoeroja, sillä monien maiden tuotot ovat olleet samankaltaisia kuin Suomessa (Malkamäki & Martikainen 1990, 120).

Tammikuuanomalia on myös usein yhdistetty yrityskokoon. Monet tutkijat ovat huomanneet tammikuuanomalian esiintyvän lähinnä pienikokoisten yritysten kohdalla. Kato & Schallheim (1985) tutkivat yrityskoon yhteyttä kuukausianomaliaan Japanin osakemarkkinoilla vuosina 1964–1980. He löysivät selvän yhteyden tammikuuanomalian ja pienen yrityskoon välillä. Pienimmillä yrityksillä tammikuun tuotto oli 8.68 prosenttia, kun taas suurimmilla yrityksillä vastaava tuotto oli 3.18 prosenttia. Tämän lisäksi he havaitsivat yhteyden myös kesäkuun ja pienen yrityskoon välillä. Myös Haug & Hirschey (2006) löysivät tammikuuanomalian pienten yritysten osakkeiden tuotoista tutkiessaan CRSP:n (Center of Research in Security Prices) aineistoa vuosilta 1924-2004. Rogalski & Tinic (1986) tutkivat yrityskoon vaikutusta tuottoihin vertailemalla eri yrityskokojen beta-arvoja kuukausittain. Tutkimuksesta kävi ilmi, että pienten yritysten osakkeisiin liittyvä riski on suurempi alkuvuodesta kuin suuremmilla yrityksillä. Täten sijoittajat vaativat myös parempia tuottoja tammikuulta, kuin muilta kuukausilta.

Jo Wachtel (1942) mainitsi tutkimuksessaan yhdeksi tammikuuilmiötä selittäväksi tekijäksi ns. tax-loss selling -hypoteesin, eli verotushypoteesin. Tämä hypoteesi on tutkituin ja suurimman suosion saanut hypoteesi tammikuuanomaliaa selitettäessä. Hypoteesin mukaan sijoittajan kannattaa myydä tappiolliset sijoituksensa vuoden

loppuun mennessä, jotta voi vähentää tappiot kuluvan vuoden verotuksessa (Malkamäki & Martikainen 1990, 121). Branch (1977) tutki verotushypoteesia joulukuussa huonosti menestyneillä New Yorkin pörssin osakkeilla ja huomasi, että tammikuussa kyseisten osakkeiden arvot nousivat huomattavasti. Kyseisten osakkeiden arvot joulukuussa olivat osakekohtaisesti huonoimmat koko kalenterivuoden aikana. Tuloksista oli nähtävissä verotushypoteesin mukaista käyttäytymistä, sillä näitä osakkeita myytiin paljon joulukuussa ja ostettiin paljon tammikuussa. Tämän jälkeen mm. Jones et al. (1987) tutkivat DJIA -indeksillä verotushypoteesin yhteyttä tammikuuanomaliaan ja totesivat, että tammikuuanomalia oli havaittavissa jo ennen kuin verouudistus oli astunut voimaan Yhdysvalloissa. Täten tammikuuanomalia ei ole selitettävissä pelkästään verotushypoteesin avulla.

Toinen keskeinen tammikuuanomaliaa selittävä hypoteesi on portfolion uudelleenmuodostamishypoteesi. Tämän hypoteesin mukaan institutionaaliset sijoittajat myyvät vuoden lopussa osakesalkuistaan riskisiä osakkeitaan ja vuoden vaihteen jälkeen ostavat riskisiä osakkeita takaisin. Tätä toimintaa kutsutaan myös Window dressing termillä. Nämä toimet heijastuvat korkeina tuottoina tammikuussa. (Malkamäki & Martikainen 1990, 120-121) Toiminta johtuu usein siitä, että halutaan välttää huonosti suoriutuneiden osakkeiden näkyminen vuodenvaihteen salkkuraporteissa (Sharpe et al. 1999, 500). Ritter & Chopra (1989) tutkivat portfolion uudelleenmuodostamishypoteesin ja muiden hypoteesien yhteyttä tammikuuanomaliaan New Yorkin pörssin osakeaineistolla vuosilta 1935–1986. He havaitsivat, että korkeamman betan omaavilla pienillä yrityksillä on myös korkeammat tuotot tammikuussa, kuin matalamman betan omaavilla pienillä yrityksillä. Tämä antoi tukea sille, että portfolion uudelleenmuodostamishypoteesi selitti tammikuuilmiöitä. Chen & Singal (2004) tutkivat myös eri hypoteesien yhteyttä tammikuuanomaliaan. Heidän mielestään verohypoteesin ja portfolion uudelleenmuodostamishypoteesin vaikutukset tuottoihin ovat samanlaiset ja niitä on siksi vaikea erottaa toisistaan. He ilmaisivat myös, että portfolion uudelleenmuodostamishypoteesin tulisi esiintyä useammin kuin kerran vuodessa, jos se olisi merkittävä tekijä tuottojen selittäjänä. Tämän vuoksi he testasivat myös, onko kesä-heinäkuulla samanlaisia ominaisuuksia tuottojen suhteen, kuin joulutammikuulla.

Tutkimuksessa ei löydetty samanlaisia piirteitä kesä-heinäkuulta, joten on toki mahdollista, että portfolion uudelleenmuodostamishypoteesi on yksi tammikuuanomalian selittäjistä, mutta Chen & Singal pitivät verohypoteesia merkittävämpänä tammikuuanomalian selittäjänä.

Kolmas suosituimmista tammikuuanomalian selittäjistä on eriävän informaation hypoteesi. Hypoteesissa on kyse siitä, miten paljon informaatiota yrityksistä on saatavilla. Tämän vuoksi se liittyy vahvasti pienikokoisiin yrityksiin, koska niistä on saatavilla vähemmän julkista tietoa. Tammikuuanomaliaan kyseinen hypoteesi linkittyy siten, että pieniä yrityksiä koskevaa uutta informaatiota julkaistaan tammikuussa, mikä lisää sijoittajien tietoisuutta pienistä yrityksistä ja täten lisää myös sijoituksia korkeariskisiin pienten yritysten osakkeisiin. (Chen & Singal 2004) Chen & Singal (2004) tutkivat mahdollista eriävän informaation hypoteesia. Tuloksista käy kuitenkin ilmi että eriävän informaation hypoteesia ei ole havaittavissa, sillä joulukuussa pienten yritysten osakkeiden vaihto on jopa suurempi kuin tammikuussa. Eriävän informaation hypoteesin mukaan tilanne tulisi olla päinvastainen.

2.3 Kuunvaihdemeanomalia

Kuunvaihdemeanomalia ei ole ollut yhtä suosittu tutkimusten aihe kuin edellisessä kappaleessa esitetty tammikuuanomalia, mutta myös kuunvaihdemeanomaliaa on käsitelty monissa tutkimuksissa. Ensimmäisiä löytöjä kuunvaihdemeanomiöstä teki Ariel(1987), joka tutki CRSP –indeksin aineistoa vuosilta 1963-1981. Ariel havaitsi, että tuotot kuunvaihteen ympärillä ovat suuremmat kuin kuun loppupuolella. Ariel jakoi kuukaudet kahteen osaan ja tuotot keskittyivät ensimmäiseen osaan, johon tosin kuului myös edellisen kuun viimeinen päivä. Lakonishok & Smidt (1988) tutkivat tätä ilmiötä vielä syvemmin DJIA –indeksillä 90 vuoden aineistolla vuosilta 1897-1986. He löysivät tutkimuksessaan tuotoista selvän kuunvaihdemeanomalian. Kumulatiivinen tuotto prosenttiluku edellisen kuun viimeisestä kaupankäyntipäivästä seuraavan kuun kolmanteen kaupankäyntipäivään oli jopa 0.473 prosenttia, kun taas kaikki ajankohdat mukaan lukien keskimääräinen neljän päivän tuotto oli 0.0612 prosenttia. Kyseisinä

vuosina keskimääräinen kuukausituotto oli 0.349 prosenttia, mikä tarkoittaa sitä että tuotot ovat olleet jopa negatiivisia kuunvaihteen ulkopuolisina päivinä. Päivätuotot saivat kuunvaihdapäivinä positiivisia arvoja n. 56 prosenttisesti kun taas muina ajankohtina vastaava luku oli vain 52 prosenttia. Tulosten perusteella kuunvaihdemeanomalia oli todella voimakas tutkittuina vuosina.

Agrawal & Tandon (1995) raportoivat samanlaisia tuloksia kuin Lakonishok & Smidt (1988), tutkiessaan kuunvaihdemeanomaliaa 19 maan aineistolla. He havaitsivat, että kumulatiiviset tuotot edellisen kuukauden viimeisestä kaupankäyntipäivästä seuraavan kuun kolmanteen kaupankäyntipäivään olivat keskimääräisesti korkeammat kuin keskimääräinen neljän päivän kumulatiivinen tuotto. Tämä tulos päti kymmenessä maassa. Kunkel et al. (2003) tutkivat myös 19 maan aineistolla kuunvaihdemeanomalian esiintymistä. Aineistona he käyttivät indeksejä eri maista ja aineisto käsitti vuodet 1988–2000. Heidän tuloksensa olivat samanlaisia kuin Agrawal & Tandonin (1995). Kuunvaihteen tuottavimmat päivät olivat samat neljä päivää alkaen edellisen kuun viimeisestä kaupankäyntipäivästä ja loppuen seuraavan kuun kolmanteen kaupankäyntipäivään. Kuunvaihteen tuotot selittivät koko kuukauden tuotoista keskimäärin 87 prosenttia. Japanissa tämä luku oli jopa 139 prosenttia. Kuunvaihdemeanomalia löytyi 16 maasta, mikä oli vielä enemmän, kuin Agrawal & Tandon (1995) olivat löytäneet. Yhteensä näissä kahdessa tutkimuksessa esiintyi 22 eri maata. McConnell & Xu (2008) veivät tutkimusta vielä pidemmälle ja tutkivat kuunvaihdemeanomaliaa 34 maan osakeindeksiaineistolla vuosilta 1990–2006. Aineisto ei sisältänyt Yhdysvaltoja, mutta he tutkivat erikseen kuunvaihdemeanomaliaa Yhdysvalloissa ja saivat samanlaisia tuloksia, mitä aikaisemmat tutkimukset olivat jo dokumentoineet. McConnell & Xu havaitsivat kuunvaihdemeanomalian jopa 30 maassa.

Kuunvaihdemeanomaliaa on tutkittu myös Suomalaisella aineistolla. Martikainen et al. (1995) tutkivat kuunvaihdemeanomalian esiintymistä Suomalaisilla johdannaismarkkinoilla. Myös he löysivät merkkejä kuunvaihdemeanomaliasta, mutta muista tutkimuksista hieman poiketen korkeimmat tuotot sijoittuivat kuukauden viimeiselle kaupankäyntiviikolle. Booth et al. (2001) havaitsi tutkimuksessaan, että kuukauden viimeisenä kaupankäyntipäivänä

ja kuukauden kolmantena kaupankäyntipäivänä ilmeni keskimääräisesti suurempia tuottoja kun muina päivinä vuosina 1991-1997. Heidän aineistonsa koostui Helsingin pörssi-osakkeista.

Penman (1987) esitti tutkimuksessaan, että kuun alkupuolella raportoidut hyvät uutiset vaikuttaisivat myös kuun alkupuolen tuottoihin positiivisesti ja vastaavasti kuun loppupuolella raportoidut huonot uutiset vaikuttaisivat tuottoihin negatiivisesti. Näin ollen uutisilla olisi vaikutus myös kuunvaihteen tuottoihin. Nikkinen et al. (2007) tutkivat makrotaloudellisten uutisten julkaisemisaikataulujen vaikutusta kuunvaihdanomaliaan. Heidän tuloksistaan käy ilmi, että makrotaloudellisten uutisten julkaisuajankohdat selittävät kuunvaihdanomaliaa. Suurimmat tuotot ilmenivät samoina päivinä, kun makrotaloudelliset uutiset oli julkaistu. Ogden (1990) esitti, että kuunvaihdanomalia voisi johtua likviditeetin kasvusta kuunvaihteessa. Hän perusteli tätä sillä, että Yhdysvaltojen palkkajärjestelmän mukaan likviditeetti sijoittui juuri kuunvaihteeseen, mikä aiheutti sen, että sijoittajat lisäsivät osakkeiden kysyntää kuunvaihteessa. Ogden testasi kyseistä hypoteesia CRSP-indeksin vuosien 1969–1986 päivätuottojen avulla. Tulokset tukivat likviditeettiväittämää. Samanlaiseen lopputulokseen tulivat myös Booth et al. (2001) tutkiessaan likviditeettihypoteesia. Tutkimuksen mukaan likviditeettihypoteesia mallintava kaupankäyntiaktiivisuus kuukauden viimeisenä päivänä oli jopa 11.2–14.8 prosenttia suurempi kuin muina päivinä keskimäärin. He testasivat kaupankäyntiaktiivisuuden yhteyttä kuunvaihdanomaliaan. Regressioyhtälön tuloksena kaupankäyntiaktiivisuus selitti tilastollisesti merkitsevästi kuunvaihdanomaliaa.

McConell & Xu (2008) tarttuivat tutkimuksessaan tähän Ogdenin (1990) löytämään väittämään ja tutkivat kuunvaihteen päivien osakkeiden vaihtomääriä New Yorkin pörssin osakeaineistolla. He havaitsivat, että vaihtomäärät kuunvaihteessa ovat jopa pienemmät kuin muina kuukauden päivinä, mikä osoittaa Ogdenin (1990) hypoteesin vastaista tulosta. He tutkivat myös kuunvaihdanomalian ja pienten yritysten osakkeiden välistä yhteyttä, mutta havaitsivat, että kuunvaihdanomalia ei rajoitu vain pienten yritysten tuottoihin, vaan toteutuu myös isompien yritysten kohdalla.

3. TUTKIMUSAINEISTO JA TUTKIMUSMENETELMÄT

3.1 Indeksit

Tämän tutkimuksen aineisto koostuu viidestä eri indeksistä. Ensimmäisenä tarkastellaan OMX Helsinki Cap –indeksiä, joka sisältää kaikki Helsingin pörssin listatut yritykset. OMX Helsinki Cap –indeksi on ns. painorajoitettu indeksi, jossa yksittäinen osake voi saada maksimissaan 10 prosentin painoarvon (NASDAQ OMX 2014). Tämän tutkimuksen kannalta painorajoite on perusteltu, sillä silloin yksittäinen osake ei hallitse liikaa koko indeksiä ja anna täten väärää kuvaa koko markkinoista. Seuraavaksi tarkastellaan Suomeen pohjautuvia MSCI Small Cap value ja MSCI Small Cap growth –indeksejä. Viimeisenä on vuorossa vastaavat MSCI Large Cap value –indeksi. Näiden indeksien avulla pyritään tarkastelemaan, onko mahdollisesti yrityksen koolla vaikutusta anomalioiden esiintymiseen. MSCI –indeksit ovat Morgan Stanley Capital International eli MSCI:n tuottamia indeksejä, joissa value –indeksit koostuvat arvoyrityksistä ja growth –indeksit vastaavasti kasvuyrityksistä(MSCI 2014).

Kaikki indeksien arvot on kerätty Datastream-tietokannasta. Tammikuuanomaliaa tutkittaessa kuukausien saamia keskimääräisiä päivätuottoja vertaillaan keskenään. Kuunvaihdemeanomaliaa tutkittaessa taas vertaillaan neljän kuunvaihdapäivän keskimääräistä päivätuottoa muiden päivien keskimääräiseen päivätuottoon. Koska hintaindeksit eivät huomioi mahdollisten osinkojen vaikutusta, on tässä tutkimuksessa käytetty tuottoindeksejä, eli total return -indeksejä. Näin ollen arvot ovat siis ns. osinkokorjattuja. Kaikkien indeksien tuotot on kerätty päiväkohtaisina yhdeksän vuoden ajalta. Tuottojen aikaväli on 31.12.2004–31.12.2013. Tutkimuksessa päiväkohtaisia havaintoja kyseiseltä aikaväliltä löydettiin 2347.

Ennen kuin tuottosarjoja pystyttiin käyttämään tutkimuksessa, piti ne muuttaa ns. jatkuva-aikaisiksi tuotoiksi. Tämä onnistui muuttamalla arvot logaritmisiksi tuotoiksi. Logaritmiset tuotot ovat käyttökelpoisia tässä tutkimuksessa, koska ne yleensä ovat normaalijakautuneempia kuin prosentuaaliset tuotot. Lisäksi logaritmiset tuotot voivat

saada alle -100 prosentin arvoja. (Vaihekoski 2004, 194) Logaritmiset tuotot laskettiin seuraavalla kaavalla (Vaihekoski 2004,194):

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100 \quad (1)$$

Kaavassa r_t kuvaa jatkuva-aikaista tuottoa ajanhetkellä t , P_t on indeksin päivän päätöskurssi ja vastaavasti P_{t-1} kuvaa indeksin edellisen päivän päätöskurssia. Luonnollista logaritmia kaavassa kuvaa \ln . Tämän lisäksi tuotot on kerrottu luvulla 100, jotta ne saadaan prosenteiksi ja näin ollen aineiston käsittely on mielekkäämpää.

3.2 Tutkimusmenetelmä

Tutkimuksessa käytetään tutkimusmenetelmänä pienimmän neliösumman lineaarista regressiomenetelmää(OLS). Pienimmän neliösumman lineaarinen regressiomenetelmä on yleisesti käytetty tutkimusmenetelmä testattaessa kalenterianomaliaita. Pienimmän nelisumman regressiomenetelmää käytetään, jotta saadaan selville eroavatko tuotot eri ajankohtina tilastollisesti merkitsevästi ja pystytäänkö näin toteamaan anomalioiden olemassaolo. Käyttämällä tätä tutkimusmenetelmää, voidaan myös helposti vertailla saatuja tuloksia aikaisempiin toteutettuihin tutkimuksiin, koska menetelmät ovat samankaltaiset.

Tässä tutkimuksessa toteutettiin lineaarinen regressio käyttäen kahta eri regressiokaavaa:

$$R_t = \sum_{i=1}^{12} \beta_i D_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ja

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Yhtälö 2 on muodostettu tammikuuanomalian testaamiseen. Kaavassa R_t kuvaa indeksin tuottoa ajanhetkellä t . $D_{i,t}$ kuvaa dummy-muuttujaa, joka määritetään jokaiselle kuukaudelle erikseen. Esimerkiksi tammikuussa dummy-muuttuja saa arvon 1 tammikuun arvojen kohdalla ja arvon 0 muiden kuukausien arvojen kohdalla. β_i kuvaa jokaisen kuukauden kerrointa, jonka muodostaa kuukauden keskimääräinen päivätuotto. ε_t kuvaa yhtälön virhetermiä.

Yhtälö 3 on samankaltainen, mutta siinä otetaan mukaan myös vakiokerroin β_0 , joka kuvaa kuunvaihteen ulkopuolella olevien päivien keskimääräistä päivätuottoa. Kuunvaihteen päivien keskimääräinen päivätuotto saadaan, kun lasketaan yhteen β_0 ja β_1 . Vakiotermi pitää ottaa yhtälöön mukaan, koska dummy-muuttujalla ei saada selitettyä tuottoja täydellisesti. Samoin kuin tammikuuanomaliaa kuvaavassa yhtälössä, myös tässä yhtälössä kuunvaihteanomaliaa etsitään dummy-muuttujan avulla. D_{1t} kuvaa dummy-muuttujaa, joka on asetettu kuunvaihtepäiville. Kuunvaihteen päivät sisältävät edellisen kuun viimeisen kaupankäyntipäivän ja sitä seuraavan kuukauden kolme ensimmäistä kaupankäyntipäivää. Päivien valinta perustuu aikaisemmissa tutkimuksissa havaittuihin tuloksiin. Dummy-muuttuja saa siis arvon 1 kyseisinä kuunvaihteen päivinä ja arvon 0 muina päivinä.

Pienimmän neliösumman regressioanalyysiin sisältyy kuitenkin oletuksia, joiden tulee täytyä, jotta regressioanalyysin tuloksia voidaan pitää luotettavina. Regressioanalyysin jäännöstermien tulee olla homoskedastisia. Lisäksi ne eivät saa olla autokorreloituneita. Selittävien muuttujien välillä ei saisi esiintyä täydellistä multikollineaarisuutta. Viimeisenä oletuksena on, että jäännöstermi on normaalijakautunut, mutta tämä oletamus ei kuitenkaan ole välttämätön. (Hill et al. 2012, 173)

Homoskedastisuus ilmenee malissa siten, että jäännöstermien varianssi on vakio. Jäännöstermin varianssi ei siis saa vaihdella, kun selittävien muuttujien arvot vaihtelevat. Mikäli näin käy, ovat jäännöstermit heteroskedastisia.

Oletamus voidaan esittää kaavamuodossa. Jäännöstermit ovat homoskedastisia, mikäli (Hill et al. 2012, 173):

$$\text{var}(R_t) = \text{var}(e_t) = \sigma^2 \quad (4)$$

Mikäli heteroskedastisuutta esiintyy, pienimmän neliösumman regressiomenetelmä ei ole enää paras, sillä heteroskedastisuuden vallitessa löytyy myös pienemmän varianssin omaavia estimaattoreita. Heteroskedastisuudesta johtuen pienimmän neliösumman estimaattorin keskivirheet ovat väärät. Tästä johtuen tulokset eivät ole enää luotettavia.

Heteroskedastisuutta voidaan havaita monin keinoin. Se voidaan havaita silmämääräisesti tarkastelemalla graafisia kuvioita tai käyttämällä tilastollisia testejä. Tässä tutkimuksessa heteroskedastisuuden havaitsemiseen käytetään Whiten testiä. Whiten testi voidaan johtaa kolmen kaavan avulla. (Brooks 2014, 183-184)

Oletetaan estimoitavaksi yhtälöksi 5.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Muodostetaan tästä yhtälöstä apuregressio.

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{1t}^2 + \alpha_4 x_{2t}^2 + \alpha_5 x_{1t} x_{2t} + \nu_t \quad (6)$$

Yhtälössä(6) ε_t^2 kuvaa jäännösvariansseja ja α :t ovat estimoitavia parametreja. x :t ovat selittäviä muuttujia ja x^2 :t niiden neliöitä. Yhtälön lopussa nähdään selittävien

muuttujien ristitulot ja V_t kuvaa jäännöstermiä. Tästä yhtälöstä lasketaan selitysaste R^2 , mikä kerrotaan havaintojen lukumäärällä. Näin saadaan Whiten testisuure joka näkyy yhtälössä 7.

$$nR^2 \sim \chi^2(df) \quad (7)$$

Yhtälössä n on havaintojen lukumäärä ja R^2 on apuregressiosta laskettu selitysaste. Tuloksena Whiten testisuure joka on χ^2 -jakautunut ja vapausasteet (df) määräytyvät apuregression selittävien tekijöiden mukaan. Whiten testin nollahypoteesi on, että jäännöstermit ovat homoskedastisia. Jos nollahypoteesi hylätään tarkoittaa se sitä, että heteroskedastisuutta esiintyy. (Brooks 2014, 185)

Jäännöstermit eivät saa myöskään olla autokorreloituneita. Tämä tarkoittaa sitä, että jäännöstermit eivät saa korreloida keskenään. Tämä voidaan esittää yksinkertaisen kaavan muodossa seuraavasti. (Hill et al. 2012, 339)

$$\text{cov}(y_t, y_s) = \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \quad t \neq s \quad (8)$$

Jossa t ja s kuvaavat kahta eri aikaperiodia.

Autokorrelaation seuraukset pienimmän neliösumman estimaattorille ovat samankaltaiset kuin heteroskedastisuudessakin. Estimaattori on yhä harhaton, mutta se ei ole enää paras. On mahdollista löytää parempi estimaattori, toisin sanoen estimaattori, jolla on pienempi varianssi. (Brooks 2014, 199)

Myös autokorrelaation toteamiseen on monia keinoja. Tässä tutkimuksessa kuitenkin käytetään Breusch-Godfrey'n Lagrange multiplier testiä. Tämän testin testisuure voidaan johtaa hyvin samanlaisesti kuin heteroskedastisuutta tarkastellessa aikaisemmin käytetty Whiten testin testisuure. Oletetaan että ensimmäinen regressio on sama kuin

mitä käytettiin kaavassa 5. Tämän jälkeen muodostetaan apuregressio. (Brooks 2014, 197-198)

$$\varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \rho_3 \varepsilon_{t-3} + \dots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + v_t \quad (9)$$

Kaavassa ε_t on jäännöstermi, α :t estimoitavia parametreja, ρ tuntematon parametri, $\rho_p \varepsilon_{t-p}$ viivästettyjen jäännöstermien määrä ja v_t yhtälön jäännöstermi. Viivästettyjen jäännöstermien määrä voidaan valita monin perustein. Tässä tutkimuksessa viivästettyjen jäännöstermien määränä käytetään viittä päivää, sillä tutkimuksen aineiston frekvenssi on myös viisipäiväinen. Apuregression avulla saadaan muodostettua Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier –testin testiarvo seuraavasti. (Hill et al. 2012, 354-355)

$$(n - p)R^2 \sim \chi^2(p) \quad (10)$$

Kaavassa n on havaintojen lukumäärä apuregressiossa ja p on viivästettyjen termien lukumäärä apuregressiossa. R^2 on selitysaste, joka on laskettu apuregressiosta. Näiden avulla laskettu testiarvo tulisi noudattaa χ^2 jakaumaa. Testisuureen nollahypoteesi on, että autokorrelaatiota ei esiinny. Jos nollahypoteesi hylätään, on havaittavissa autokorrelaatiota. (Brooks 2014, 198)

Multikollineaarisuus tarkoittaa, että selittävät muuttujat korreloivat vahvasti toistensa kanssa. Jos taas selittävät muuttujat eivät ole toisiinsa yhteydessä lainkaan, kutsutaan niitä ortogonaalisiksi. Mikäli mallissa todetaan täydellinen multikollineaarisuus, pienimmän neliösumman estimaattoreita ei voida määrittellä. Multikollineaarisuuden vallitessa mallin selitysaste nousee poikkeuksellisen suureksi ja keskivirheet kasvavat. Kuitenkaan yksittäiset parametrin estimaatit eivät tällöin ole merkitseviä. (Brooks 2014, 217-218)

Multikollinearisuutta voidaan testata mm. korrelaatiokertoimia tarkastelemalla tai tunnuslukujen avulla. Yksi multikollinearisuuden toteamiseen käytettävistä testeistä on VIF (variance inflation factor) – testi. VIF-testisuure voidaan esittää seuraavasti. (Eviews 2010, 143)

$$\text{VIF}(\beta_i) = \frac{1}{1 - R_i^2} \quad (11)$$

Kaavassa R_i^2 on muuttujaa β_i selittävän regression selitysaste. Yli viiden ylittävää VIF-arvoa voidaan pitää merkinä multikollinearisuudesta. Tässä tutkimuksessa käytettävien regressioyhtälöiden multikollinearisuuden tutkimiseen ei kuitenkaan tarvita VIF-testisuureen tarkastelua, koska indikaattorimuuttujat ovat ortogonaalisia ja saavat siten arvon yksi. Tämä johtuu siitä, että dummy-muuttujat ovat itsenäisiä muuttujia ja niiden kovarianssi on nolla.

Viimeisenä oletuksena oli, että jäännöstermi on normaalijakautunut. Normaalijakaumaa voidaan tarkastella mm. huipukkuuden (engl. kurtosis) ja vinouden avulla. Mikäli arvot ovat normaalijakautuneita, tulisi vinouden arvojen olla nolla. Huipukkuuden maksimiarvona on pidetty kolmea, minkä ylittävät arvot eivät noudata normaalijakaumaa. Oletamus ei kuitenkaan ole ehdoton, joten sille ei anneta suurta huomioarvoa tässä tutkimuksessa. (Vaihekoski 2004, 197)

Mikäli tutkimuksessa on havaittu autokorrelaatiota tai heteroskedastisuutta, on tällöin käytetty korjattuja keskivirheitä pienimmän neliösumman estimaattorissa. Tämä on toteutettu käyttämällä Newey-West menetelmällä saatuja HAC (heteroskedasticity and autocorrelation consistent) keskivirheitä normaaleiden keskivirheidensä sijaan. Newey-West menetelmä ottaa huomioon sekä autokorrelaation että heteroskedastisuuden. (Eviews 2010, 34-36)

4. TULOKSET

4.1 Tammikuuanomalia

Taulukko 1. OMX Helsinki cap –indeksin kuvailevat tunnusluvut.

OMXH Cap	Keskiarvo	Keskihajonta	Vinous	Huipukkuus
Tammikuu	0.073654	1.313284	0.433568	6.619301
Helmikuu	0.047894	1.174752	-0.431590	4.814540
Maaliskuu	0.132950	1.197527	-0.012272	5.832245
Huhtikuu	0.158104	1.276442	0.466083	4.822836
Toukokuu	-0.054639	1.502683	0.292847	6.885838
Kesäkuu	-0.126312	1.363974	-0.080356	3.349850
Heinäkuu	0.046387	1.181694	-0.041202	3.352639
Elokuu	0.054734	1.450334	-0.621750	5.469149
Syyskuu	0.032194	1.582241	0.205977	7.025779
Lokakuu	-0.015679	1.708251	-0.331118	7.902413
Marraskuu	-0.039213	1.516327	0.258503	6.657099
Joulukuu	0.075658	1.089181	-0.899171	9.749471
Kaikki	0.032195	1.375040	-0.057177	6.776987

OMX Helsinki cap –indeksin korkeimmat tuotot ovat keskimääräisten päivätuottojen mukaan sijoittuneet huhtikuulle. Matalimmat tuotot taas ovat kesäkuussa. Tunnusluvuista voidaan huomata, että indeksin huipukkuusluvut ovat melko korkeita, kuitenkin joulukuussa huipukkuusluku on jopa 9.749. Kaikki arvot ylittävät normaalijakauman maksimi-arvon 3. Vinousarvot jakautuvat melko tasaisesti, sekä negatiivisina että positiivisina. Kaikki kuukaudet mukaan lukien vinous kääntyy kuitenkin negatiiviseksi. Myöskään vinouslukujen perusteella tuotot eivät noudata normaalijakaumaa, sillä ohjearvona vinoudelle olisi 0.

Taulukko 2. Small cap –indeksien kuvailevat tunnusluvut.

Small cap V	Keskiarvo	Keskihajonta	Vinous	Huipukkuus
Tammikuu	0.131031	1.350227	0.259795	5.615220
Helmikuu	0.148768	1.250763	-0.452188	3.546647
Maaliskuu	0.103613	1.207227	-0.008392	4.819667
Huhtikuu	0.168502	1.360602	0.181772	4.513210
Toukokuu	-0.113394	1.745134	0.506342	7.166680
Kesäkuu	-0.125256	1.535242	-0.009851	3.458192
Heinäkuu	0.080106	1.294536	0.098802	3.400108
Elokuu	-0.011661	1.666646	-0.650890	7.405127
Syyskuu	0.009316	1.401973	-0.232038	4.606103
Lokakuu	-0.029164	1.675771	-0.151066	6.309734
Marraskuu	-0.044750	1.485859	0.189530	4.664820
Joulukuu	0.105357	1.068489	-0.595131	7.217026
Kaikki	0.034479	1.435535	-0.082017	5.998598
Small cap G				
Tammikuu	0.096344	1.563994	0.159945	4.984619
Helmikuu	0.240510	1.543859	0.203827	5.785592
Maaliskuu	0.087550	1.434636	0.051952	4.631035
Huhtikuu	0.122752	1.584828	0.390965	4.794221
Toukokuu	-0.125497	1.848063	0.115219	5.827056
Kesäkuu	-0.055078	1.710670	0.189450	3.903460
Heinäkuu	-0.028582	1.620022	0.332271	3.695161
Elokuu	-0.034151	1.893910	-0.526894	4.289562
Syyskuu	-0.041256	1.835081	0.197029	6.565659
Lokakuu	-0.140991	2.260004	0.410198	7.787014
Marraskuu	-0.064609	1.922536	-0.040196	4.673363
Joulukuu	0.084712	1.311328	-0.649805	5.930282
Kaikki	0.010198	1.728889	0.065397	6.068977

Small cap value –indeksin keskiarvoista, minkään kuukauden keskimääräinen päivätuotto ei nouse merkitsevästi esille. Myös tässä indeksissä huhtikuussa tuotot ovat korkeimpia. Small cap growth –indeksin helmikuun keskimääräinen päivätuotto on taas selvästi korkein. Kaikki kuukaudet mukaan lukien on small cap value –indeksin keskimääräinen tuotto on ollut korkeampi. Huomionarvoista on myös growth –indeksin jakso toukokuusta marraskuuhun, jolloin tuotot ovat olleet keskimäärin negatiivisia. Keskihajontalukujen vertailussa growth –indeksin hajonta on ollut suurempaa. Myös näissä indekseissä huipukkuudet ja vinoudet eivät ole aivan normaalijakauman mukaisia.

Taulukko 3. Large cap –indeksin kuvailevat tunnusluvut.

Large cap V	Keskiarvo	Keskihajonta	Vinous	Huipukkuus
Tammikuu	0.038932	1.922789	-0.064116	5.654069
Helmikuu	-0.097859	1.733500	-1.395751	9.238513
Maaliskuu	0.167515	1.889390	0.433142	9.757325
Huhtikuu	0.027725	2.124369	-0.370779	11.22595
Toukokuu	-0.124656	1.716498	-1.384935	10.38726
Kesäkuu	-0.222657	1.734124	-1.219185	7.988702
Heinäkuu	0.051164	1.614258	-0.794371	10.01964
Elokuu	0.123109	1.720401	-0.077275	4.331622
Syyskuu	0.105156	2.143809	0.606945	8.516283
Lokakuu	0.016484	2.188716	-1.290077	11.90907
Marraskuu	-0.090024	1.725666	0.624200	6.400729
Joulukuu	0.007468	1.398118	-2.153905	18.43228
Kaikki	0.001355	1.838256	-0.461462	9.953556

Large cap value –indeksin keskiarvoista esille nousee kesäkuun keskimääräinen päivätuotto, joka on huomattavan matala. Muutenkin tuotoissa on melko paljon vaihtelua kuukausittain. Arvot saavat myös huomattavan suuria vinous- ja huipukkuuslukuja verrattuna kolmeen ensimmäiseen indeksiin. Indeksien keskimääräinen päivätuotto jää myös melko matalaksi.

Näiden tunnuslukujen avulla ei voida kuitenkaan päätellä mitään tuottojen tilastollisesta merkitsevyydestä. Tämän vuoksi seuraavaksi käsitellään lineaarisen regression tuloksia eri indekseistä. Lineaarinen regressio on suoritettu aiemmin mainitulla kaavalla 2. Nollahypoteesin mukaan kuukausien tuotot eivät poikkea toisistaan. Mikäli siis jonkun kuukauden p-arvo alittaa arvon 0.05, on todennäköisyys nollahypoteesin hylkäämispäätöksen oikeudesta suurempi. Toisin sanoen jokaiselle kuukaudelle lasketut p-arvot ilmaisevat todennäköisyyden sille, että mikäli nollahypoteesi hylätään, tehdään väärä johtopäätös. Seuraavissa taulukoissa esitetään jokaiselle kuukaudelle oma kertoimensa ja sen tilastollista merkitsevyyttä kuvaava p-arvo. Taulukoissa esitetään myös korjattu selitysaste Adj. R², joka ilmaisee, kuinka hyvin selittävät muuttujat selittävät selitettävän muuttujan vaihtelua. Korjattu selitysaste eroaa tavallisesta

selitysasteesta mm. siten, että se ei lisää selitysasetta, kun regressioon lisätään selittäviä muuttujia (Brooks 2014, 155-156).

Taulukko 4. OMX Helsinki cap ja Large cap value –indeksien pienimmän neliösumman regression tulokset koskien tammikuu-anomaliaa.

Muuttuja	OMX Helsinki Cap		Large Cap Value	
	Kerroin	p-arvo _{N-W}	Kerroin	p-arvo _{N-W}
DUMMY1	0.073654	0.4529	0.038932	0.7561
DUMMY2	0.047894	0.6164	-0.097859	0.4926
DUMMY3	0.132950	0.0815	0.167515	0.1795
DUMMY4	0.158104	0.0758	0.027725	0.8736
DUMMY5	-0.054639	0.5565	-0.124656	0.2552
DUMMY6	-0.126312	0.1609	-0.222657*	0.0190
DUMMY7	0.046387	0.5770	0.051164	0.6357
DUMMY8	0.054734	0.5891	0.123109	0.2587
DUMMY9	0.032194	0.7607	0.105156	0.4532
DUMMY10	-0.015679	0.8849	0.016484	0.9079
DUMMY11	-0.039213	0.7290	-0.090024	0.4834
DUMMY12	0.075658	0.3222	0.007468	0.9377
	Adj. R ²	-0.0016	Adj. R ²	-0.0012
	White p-arvo	0.0022	White p-arvo	0.1414
	B-G p-arvo	0.0078	B-G p-arvo	<0.0001

Taulukossa näkyvät selittävien muuttujat dummy1-dummy12 jotka kuvastavat kuukausia tammikuusta joulukuuhun (dummy1=tammikuu, dummy2=helmikuu...). Taulukossa Adj. R² on korjattu selitysaste, White kuvastaa Whiten heteroskedastisuustestin p-arvoa ja B-G kuvastaa Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier autokorrelaatiotestin p-arvoa. Mikäli p-arvo otsikon perässä lukee N-W, on estimoidessa käytetty Newey-Westin menetelmää heteroskedastisuuden ja/tai autokorrelaation vuoksi. Kertoimen perässä oleva (*)-merkki kuvaa parametrin tilastollista merkitsevyyttä 5% riskitasolla.

Taulukossa 4 on käsitelty OMX Helsinki cap- ja MSCI Large cap value –indeksien tulokset. Taulukosta käy ilmi, että korjatut selitysasteet ovat negatiiviset, joten kuukausien keskimääräiset päivätuotot eivät pysty yhdessä selittämään tuottosarjan vaihtelua hyvin. Whiten testin p-arvoista käy ilmi, että nollahypoteesi hylätään OMX Helsinki cap –indeksin kohdalla, mutta se jää voimaan MSCI Large cap Value -indeksissä. Tämä tarkoittaa sitä, että OMX Helsinki cap –indeksissä ilmenee heteroskedastisuusongelma. Breusch-Godfrey testin p-arvojen mukaan

autokorrelaatiota esiintyy molemmilla indekseillä, sillä nollahypoteesi autokorrelaatiosta hylätään molempien indeksien kohdalla. Heteroskedastisuuden ja/tai autokorrelaation vuoksi molempien indeksien käsittelyssä keskivirheet on laskettu Newey-Westin menetelmällä.

OMX Helsinki cap –indeksissä, minkään kuukauden kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä viiden tai yhden prosentin riskitasolla. Huhtikuun ja maaliskuun arvot pääsevät tätä lähimmäksi niiden kertoimien ollessa merkitsevät 10 prosentin riskitasolla. Näiden arvojen perusteella ei ole kuitenkaan syytä hylätä nollahypoteesia kuukausituottojen poikkeavuudesta. MSCI Large cap value –indeksissä taas kesäkuun kerroin on tilastollisesti merkitsevä 95 prosentin riskitasolla. Kerroin on kuitenkin negatiivinen, eli tuotot ovat olleet negatiivisia kesäkuussa, mikä tarkoittaa sitä, että kesäkuussa on mahdollisesti havaittavissa käänteinen anomalia. Tammikuun arvot eivät nouse esille poikkeavina kummankaan indeksin kohdalla, joten merkkejä tammikuuanomaliasta ei ole havaittavissa.

Taulukko 5. MSCI Small cap value ja growth –indeksien pienimmän nelisumman lineaarisen regression tulokset koskien tammikuuanomaliaa.

Muuttuja	Small cap value		Small cap growth	
	Kerroin	p-arvo _{N-W}	Kerroin	p-arvo _{N-W}
DUMMY1	0.131031	0.2645	0.096344	0.4573
DUMMY2	0.148768	0.0821	0.240510*	0.0482
DUMMY3	0.103613	0.1899	0.087550	0.3779
DUMMY4	0.168502	0.0910	0.122752	0.1977
DUMMY5	-0.113394	0.3251	-0.125497	0.2974
DUMMY6	-0.125256	0.2236	-0.055078	0.6261
DUMMY7	0.080106	0.4519	-0.028582	0.7925
DUMMY8	-0.011661	0.9284	-0.034151	0.8009
DUMMY9	0.009316	0.9321	-0.041256	0.7641
DUMMY10	-0.029164	0.8063	-0.140991	0.3492
DUMMY11	-0.044750	0.7027	-0.064609	0.6690
DUMMY12	0.105357	0.2221	0.084712	0.3410
	Adj. R ²	-0.0002	Adj. R ²	-0.0008
	White p-arvo	0.0002	White p-arvo	<0.0001
	B-G p-arvo	<0.0001	B-G p-arvo	0.0007

Taulukossa näkyvät selittävien muuttujat dummy1-dummy12 jotka kuvastavat kuukausia tammikuusta joulukuuhun (dummy1=tammikuu, dummy2=helmikuu...). Taulukossa Adj. R² on korjattu selitysaste, White kuvastaa Whiten heteroskedastisuustestin p-arvoa ja B-G kuvastaa Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier autokorrelaatiotestin p-arvoa. Mikäli p-arvo otsikon perässä lukee N-W, on estimoidessa käytetty Newey-Westin menetelmää heteroskedastisuuden ja/tai autokorrelaation vuoksi. Kertoimen perässä oleva (*)-merkki kuvaa parametrin tilastollista merkitsevyyttä 5% riskitasolla.

Taulukossa 5 löytyy MSCI Small cap value ja growth –indeksien lineaarisen regression tulokset. Myös näiden indeksien kohdalla korjattu selitysaste on negatiivinen. Whiten ja Breusch-Godfreyn testien mukaan molempien indeksien kohdalla esiintyy sekä heteroskedastisuutta että autokorrelaatiota. Tämän vuoksi molempien indeksien estimoinnissa on käytetty Newey-Westin menetelmää oikeiden arvojen tuottamiseksi.

Small cap value –indeksiä tarkastellessa minkään kuukauden kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä viiden tai yhden prosentin riskitasolla. Kuten OMX Helsinki cap –indeksin kohdalla, myös Small cap value –indeksillä huhtikuun kerroin on tilastollisesti merkitsevä 10 prosentin riskitasolla, mikä ei kuitenkaan riitä nollahypoteesin hylkäykseen. Small cap growth –indeksissä sen sijaan helmikuun kerroin on tilastollisesti merkitsevä viiden

prosentin riskitasolla. Tämä tarkoittaa sitä, että small cap growth –indeksin kohdalla on merkkejä helmikuuanomaliasta. Myöskään näiden kahden indeksin kohdalla ei ollut havaittavissa merkkejä tammikuuanomaliasta eikä myöskään merkkejä sijoittajien ennakoimisesta syntyvästä joulukuuanomaliasta.

4.2 Kuunvaihdemeanomia

Taulukko 6. Omx Helsinki cap –indeksin kuvailevat tunnusluvut kuunvaihdemeanomaliassa. Kuunvaihdapäivinä on käytetty edellisen kuukauden viimeistä kaupankäyntipäivää (t-1) ja sitä seuraavan kuukauden kolmea ensimmäistä kaupankäyntipäivää (t+1, t+2, t+3).

OMXH cap	Keskiarvo	Keskihajonta	Vinous	Huipukkuus
Muut päivät	0.012120	1.365599	-0.062511	7.188883
Kuunvaihde	0.121184	1.414318	-0.048879	5.191825
Kaikki	0.032195	1.375040	-0.057177	6.776987

OMX Helsinki cap –indeksin keskiarvojen perusteella tuotot ovat olleet korkeampia kuunvaihdapäivinä kuin muina päivinä. Myös keskihajonta on ollut hieman suurempaa kuunvaihdapäivinä. Vinous- ja huipukkuusluvut ovat samankaltaisia kuin kuukausianomaliaa tarkastellessa, sillä molemmat arvot ylittävät normaalijakauman ohje-arvot.

Taulukko 7. Small cap – indeksien kuvailevat tunnusluvut kuunvaihdemeanomaliassa. Kirjain V kuvastaa value -indeksiä ja kirjain G growth –indeksiä. Kuunvaihdapäivinä on käytetty edellisen kuukauden viimeistä kaupankäyntipäivää (t-1) ja sitä seuraavan kuukauden kolmea ensimmäistä kaupankäyntipäivää (t+1, t+2, t+3).

Small Cap V	Keskiarvo	Keskihajonta	Vinous	Huipukkuus
Muut päivät	0.002554	1.419421	-0.144092	6.337645
Kuunvaihd	0.175998	1.498411	0.122027	4.697598
Kaikki	0.034479	1.435535	-0.082017	5.998598
Small Cap G				
Muut päivät	-0.030863	1.713877	0.003809	6.239456
Kuunvaihd	0.192217	1.784603	0.284663	5.350258
Kaikki	0.010198	1.728889	0.065397	6.068977

Myös small cap –indeksien kohdalla tuotto on keskimääräisesti korkeampi kuunvaihdapäivinä kuin muina päivinä. Small cap Growth –indeksillä muiden päivien keskimääräinen tuotto on jopa negatiivinen. Keskihajonnassa on pieni ero indeksien välillä, growth –indeksin saadessa hieman korkeampia keskihajontalukuja. Vinous- ja huipukkuusluvut ovat samansuuntaisia kuunvaihdapäivien saadessa matalimmat huipukkuusluvut ja positiivisesti korkeimmat vinousluvut molemmissa indekseissä.

Taulukko 8. Large cap value – indeksin kuvailevat tunnusluvut kuunvaihdemeanomaliassa. Kuunvaihdapäivinä on käytetty edellisen kuukauden viimeistä kaupankäyntipäivää (t-1) ja sitä seuraavan kuukauden kolmea ensimmäistä kaupankäyntipäivää (t+1, t+2, t+3).

Large cap V	Keskiarvo	Keskihajonta	Vinous	Huipukkuus
Muut päivät	-0.010194	1.828647	-0.502460	9.563194
Kuunvaihd	0.052551	1.881562	-0.298789	11.47353
Kaikki	0.001355	1.838256	-0.461462	9.953556

Large cap value –indeksissä kuunvaihteen keskimääräinen tuotto ei nouse aivan yhtä korkeaksi kuin muilla indekseillä. Kuunvaihteen keskimääräinen tuotto on kuitenkin korkeampi kuin keskimääräinen tuotto muina päivinä. Keskihajontaluvut ovat melko

korkeita, samoin huipukkuusluvut. Vinousarvoista voidaan päätellä, että tuotot ovat vahvasti vinoutuneita negatiivisesti.

Kuten aikaisemmin tammikuuanomalian testien yhteydessä todettiin, ei pelkkien kuvailevien tunnuslukujen tarkastelu riitä, vaan pitää tarkastella lukujen tilastollista merkitsevyyttä pienimmän neliösumman lineaarisen regression avulla. Pienimmän neliösumman lineaarinen regressioanalyysi kuunvaiheanomaliaa tutkittaessa on suoritettu aikaisemmin mainitulla kaavalla 3. Selittävinä muuttujina toimivat siis yhtälön vakiona esiintyvä kuunvaihteen ulkopuoliset tuotot, sekä dummy-muuttuja, joka on muodostettu aiemmin mainituista kuunvaihteen kaupankäyntipäivistä($t-1, t+1, t+2, t+3$). Vaikka tähän kaavaan on liitetty mukaan myös vakio, pysyy yhtälön nollahypoteesi samana kuin tammikuuanomaliaa tutkiessa. Mikäli siis parametrien kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä yhden tai viiden prosentin riskitasolla, on nollahypoteesin hylkääminen perusteltua. Taulukoissa esitetään samat tiedot kuin tammikuuanomalian testien yhteydessä, mutta luonnollisesti selittävien muuttujien määrä on erilainen. Myös kerrointen tulkinta eroaa siten, että vakiokerroin ilmaisee kuunvaihteen ulkopuolisten päivien tuoton, kun taas kuunvaihteen tuotto on vakiokerroimen ja dummy-muuttujan kertoimen summa.

Taulukko 9. OMX Helsinki cap ja MSCI Large cap value –indeksien pienimmän neliösumman lineaarisen regression tulokset koskien kuunvaihdanomaliaa.

Muuttuja	OMX Helsinki cap		Large cap value	
	Kerroin	p-arvo _{N-W}	Kerroin	p-arvo _{N-W}
C	0.012120	0.6904	-0.010194	0.8009
DUMMY	0.109064	0.1515	0.062746	0.5248
	Adj. R ²	0.0005	Adj. R ²	-0.0003
	White p-arvo	0.5858	White p-arvo	0.7242
	B-G p-arvo	0.0116	B-G p-arvo	0.0017

Taulukossa näkyvät selittävien muuttujat C ja DUMMY. C kuvasta vakiota, joka muodostuu muista kuin kuunvaihteen päivistä. DUMMY käsittää kuunvaihteen päivät. Taulukossa Adj. R² on korjattu selitysaste, White kuvastaa Whiten heteroskedastisuustestin p-arvoa ja B-G kuvastaa Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier autokorrelaatiotestin p-arvoa. Mikäli p-arvo otsikon perässä lukee N-W, on estimoidessa käytetty Newey-Westin menetelmää heteroskedastisuuden ja/tai autokorrelaation vuoksi. Kertoimen perässä oleva (*)-merkki kuvaa parametrin tilastollista merkitsevyyttä 5% riskitasolla.

Taulukossa 9 on esitelty OMX Helsinki cap –indeksin ja MSCI Large cap value –indeksin lineaarisen regression tulokset. Korjatut selitysasteet jäävät alhaiselle tasolle molemmissa indekseissä. Whiten testin tuloksista käy ilmi, että kummassakaan indeksissä ei ilmene heteroskedastisuusongelmaa, koska Whiten testin testisuureiden nollahypoteesit jäävät voimaan. Breusch-Godfreyn autokorrelaatiotestin testisuureet taas ilmaisevat, että molemmissa indekseissä ilmenee autokorrelaatiota. Tämän vuoksi oikeiden keskivirheiden laskemiseen on käytetty Newey-Westin menetelmää. Kertoimia tarkastelemalla voidaan huomata, että kummassakaan indeksissä kertoimet eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Nollahypoteesi pysyy siis voimassa, mistä voidaan päätellä, että kuunvaihdanomaliaa ei ole havaittavissa kyseisten indeksien tuotoissa.

Taulukko 10. MSCI Small cap value ja growth –indeksien pienimmän neliösumman lineaarisen regression tulokset koskien kuunvaihdanomaliaa.

Muuttuja	Small cap value		Small cap growth	
	Kerroin	p-arvo _{N-W}	Kerroin	p-arvo _{N-W}
C	0.002554	0.9394	-0.030863	0.4297
DUMMY	0.173444*	0.0383	0.223080*	0.0238
	Adj. R ²	0.0018	Adj. R ²	0.0021
	White p-arvo	0.3547	White p-arvo	0.4987
	B-G p-arvo	<0.0001	B-G p-arvo	0.0013

Taulukossa näkyvät selittävien muuttujat C ja DUMMY. C kuvasta vakiota, joka muodostuu muista kuin kuunvaihteen päivistä. DUMMY käsittää kuunvaihteen päivät. Taulukossa Adj. R² on korjattu selityssaste, White kuvastaa Whiten heteroskedastisuustestin p-arvoa ja B-G kuvastaa Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier autokorrelaatiotestin p-arvoa. Mikäli p-arvo otsikon perässä lukee N-W, on estimoidessa käytetty Newey-Westin menetelmää heteroskedastisuuden ja/tai autokorrelaation vuoksi. Kertoimen perässä oleva (*)-merkki kuvaa parametrin tilastollista merkitsevyyttä 5% riskitasolla.

Taulukosta 10 on raportoitu MSCI Small cap value ja growth –indeksien lineaarisen regression tulokset koskien kuunvaihdanomaliaa. Myös näiden indeksien kohdalla molemmat mallit olivat homoskedastisia Whiten testin testisuureiden mukaan. Kuitenkin Breusch-Godfrey autokorrelaatiotestin mukaan molemmissa malleissa ilmeni autokorrelaatiota. Tämän vuoksi malleissa käytettiin Newey-Westin menetelmää oikeiden keskivirheiden laskemiseksi. Molempien indeksien kertoimia ja niiden merkitsevyyttä ilmaisevia p-arvoja tarkastellessa huomataan, että kuunvaihteen päivien kerroin on molemmissa indekseissä tilastollisesti merkitsevä viiden prosentin riskitasolla. Tämä tarkoittaa sitä, että molemmissa indekseissä on merkkejä mahdollisesta kuunvaihdanomalian esiintymisestä. Koska kertoimet ovat kuitenkin tilastollisesti merkitseviä viiden prosentin riskitasolla, on perusteltua hylätä nollahypoteesi ja voidaan päätellä, että molempien indeksien tuottojen kohdalla on havaittavissa kuunvaihdanomaliaa.

5. JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkimuksessa käytiin läpi ensimmäisenä teorioita liittyen tehokkaisiin osakemarkkinoihin, tammikuu-anomaliaan ja kuunvaihdemeanomaliaan. Tämän jälkeen siirryttiin aineiston ja tutkimusmenetelmän kuvailun kautta empiiriseen osioon. Empiirisessä osiossa tutkittiin kuukausi- ja kuunvaihdemeanomalian esiintymistä Suomen osakemarkkinoilla neljän eri indeksin avulla. Tuottojen aikaväli sijoittui vuosille 2005–2013. Varsinaista tammikuu-anomaliaa tai edes joulukuu-anomaliaa ei löytynyt, mutta muita kuukausianomaliaita havaittiin. Kuunvaihdemeanomalia löytyi kahden indeksin tuotoista.

Empiirisessä osiossa ensimmäisenä tutkittiin tammikuu- ja kuunvaihdemeanomalioiden esiintymistä. Ensimmäisenä tarkasteltiin tuottosarjojen kuvailevia tunnuslukuja. Tämän jälkeen anomalioiden esiintymistä tutkittiin pienimmän neliösumman lineaarisen regression avulla. Koska osassa malleista esiintyi heteroskedastisuutta ja/tai autokorrelaatiota, käytettiin malleissa Newey-Westin menetelmää oikeiden keskivirheiden laskemiseksi.

Varsinaista tammikuu-anomaliaa ei löytynyt minkään indeksin tuotoista. Sen sijaan MSCI Large cap value –indeksissä havaittiin poikkeuksellisia tuottoja kesäkuussa, tosin tuotot olivat negatiivisia. Voidaan siis puhua tietynlaisesta päinvastaisesta anomaliasta. MSCI Small cap growth –indeksissä havaittiin positiivisia säännönmukaisia tuottoja, jotka sijoittuivat helmikuulle. Empiriaosuuden toisessa osiossa tutkittiin kuunvaihdemeanomalian esiintymistä. Ensimmäisenä tutkittiin OMX Helsinki cap –indeksin ja MSCI Large cap –indeksin tuottoja. Kummankaan indeksin kohdalla ei löydetty viitteitä mahdollisesta kuunvaihdemeanomaliasta. Jälkimmäisinä indekseinä toimivat MSCI Small cap value ja growth –indeksit. Molempien small cap -indeksien tuotoista löydettiin merkkejä kuunvaihdemeanomaliasta.

Voidaan pitää jokseenkin yllättävänä, että minkään indeksin tuotoista ei löytynyt merkkejä tammikuu- tai joulukuu-anomaliasta. Se, että edes small cap –indeksien

tuotoissa ei näkynyt merkkejä tammikuu-anomaliasta, on poikkeavaa verrattuna aikaisempien tutkimusten tuloksiin. Toisaalta tulokset osoittivat, että osakemarkkinoilta löytyy kuukausianomaliaita. Vaikka toinen näistä anomaliaista olikin ns. päinvastainen anomalia, voidaan sitäkin pitää merkittävänä löytönä. Kuunvaihdemeanomaliaa ei ole pidetty niin vahvasti pienille yrityksille tyypillisenä anomaliana kuin tammikuu-anomaliaa, mutta mikäli tämän tutkimuksen tuloksia tarkastellaan, voidaan kuunvaihdemeanomaliaa pitää todennäköisempänä small cap yrityksillä. Tässä tutkimuksessa käytetty aineisto on kuitenkin niin suppea, että kyseistä johtopäätöstä ei voi yleistää. Toisaalta tulokset olivat samankaltaisia kuin aikaisemmissakin tutkimuksissa, sillä kuunvaihteen päivinä käytettiin edellisen kuukauden viimeistä kaupankäyntipäivää ja sitä seuraavan kuukauden kolmea ensimmäistä kaupankäyntipäivää. Näiden päivien tuotot olivat aikaisemmissa tutkimuksissa havaittu korkeiksi ja sillä perusteella käytettiin kyseisiä päiviä kuunvaihteen tuottojen tutkimiseen myös tässä tutkimuksessa.

Tuloksista voi olla käytännön tasolla hyötyä eri sijoittajille, koska tuloksista selvästi kävi ilmi, että Suomen osakemarkkinat eivät ole tehokkaat. Toisaalta on vaikea määrittellä milloin tuottojen säännönmukaisuus esiintyy. Tämän tutkimuksen perusteella, voisi olettaa, että sijoittajilla on mahdollisuuksia saada ylivoittoja juuri kuunvaihteessa pienten yritysten osakkeilla. Small cap -kasvuyritysten korkeimmat tuotot kuukausitasolla sijoittuivat helmikuuhun, mitä pieniin kasvuyrityksiin sijoittavat voisivat yrittää hyödyntää sijoitusstrategisesti.

Mahdollisia jatkotutkimusaiheita on tuloksien perusteella helppo jalostaa. Anomaliaita olisi mahdollista tutkia eri aineistolla tai laajentaa aineistoa tästä tutkimuksesta. Tarkasteluun voitaisiin myös ottaa uusia kalenterianomaliaita. Olisi mielenkiintoista nähdä, minkälaisia tuloksia saataisiin esimerkiksi tutkimalla viikonpäivä-anomaliaa tässä tutkimuksessa käytetyllä aineistolla. Myös ns. puolivuosisanomalia olisi testaamisen arvoinen aihe. Olisi myös mielenkiintoista tutkia yksittäisiä osakkeita indeksien sijaan. Tällöin voisi päätellä, esiintyykö eri osakkeiden tuotoissa säännönmukaisuuksia.

LÄHTEET

Agrawal, A. & Tandon, K. (1994), Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries, *Journal of International Money and Finance*, 13, 1, 83-106.

Ariel, R.A. (1987), A Monthly Effect in Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 18, 1, 161-174.

Berglund, T. (1986), Anomalies in stock returns on a thin security market, Helsinki, Svenska handelshögskolan.

Berglund, T., Wahlroos, B. & Örnmark, A. (1983), The Weak-form Efficiency of the Finnish and Scandinavian Stock Exchanges, *The Scandinavian journal of economics*, 85, 4, 521-530.

Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A.J. (2005), Investments. 6. p. Boston, McGraw-Hill.

Booth G., Kallunki, J. & Martikainen, T. (2001), Liquidity and the turn-of-the-month effect: evidence from Finland, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 11, 2, 137-146.

Branch, B. (1977), A Tax Loss Trading Rule, *The Journal of Business*, 50, 2, 198-207.

Brooks, C. (2014), Introductory Econometrics for Finance. 3. p. Cambridge, Cambridge University Press.

Chen, H. & Singal, V. (2004), All things considered, taxes drive the January effect, *Journal of Financial Research*, 27, 3, 351-372.

Eviews. (2010), Eviews 7 User's Guide II [Verkkodokumentti] [Viitattu 21.11.2014] Saatavilla <http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/EV72.pdf>

Fama, E.F. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *The Journal of Finance*, 25, 2, 383-417.

Haug, M. & Hirschey, M. (2006), The January Effect, *Financial Analysts Journal*, 62, 5, 78-88.

Hill, R.C., Griffiths W.E., Lim G.C. (2012), Principles of Econometrics. 4. p. Hoboken, John Wiley & Sons.

Jones, C.P., Pearce, D.K. & Wilson, J.W. (1987), Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note, *The Journal of Finance*, 42, 2, 453-461.

Kato, K. & Schallheim, J.S. (1985), Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 2, 243-260.

Kendall, M.G. & Hill, A.B. (1953), The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116, 1, 11-34.

Kunkel, R.A., Compton, W.S. & Beyer, S. (2003), The turn-of-the-month effect still lives: the international evidence, *International Review of Financial Analysis*, 12, 2, 207-221.

Lakonishok, J. & Smidt, S. (1988), Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective, *Review of Financial Studies*, 1, 4, 403-425.

Malkamäki, M. & Martikainen, T. (1990), Rahoitusmarkkinat, Weilin+Göös, Espoo.

Martikainen, T., Perttunen, J. & Puttonen, V. (1995), Finnish turn-of-the-month effects, *Journal of Futures Markets*, 15, 6, 605-615.

McConnell, J.J. & Xu, W. (2008), Equity Returns at the Turn of the Month, *Financial Analysts Journal*, 64, 2, 49-64.

MSCI. Indexes. [MSCI:n www-sivuilla]. Päivitetty 2014. [Viitattu 13.11.2014] Saatavilla <http://www.msci.com/products/indexes/>

NASDAQ OMX. OMX Helsinki Cap –indeksi. [NASDAQ OMX:n sivuilla] Päivitetty 2014. [Viitattu 13.11.2014] Saatavilla http://www.nasdaqomxnordic.com/indeksit/index_info?Instrument=FI0008900238

Nikkinen, J., Sahlström, P. & Äijö, J. (2007), Turn-of-the-month and intramonth effects: Explanation from the important macroeconomic news announcements, *Journal of Futures Markets*, 27, 2, 105-126.

Officer, R.R. (1975), Seasonality in Australian capital markets: Market efficiency and empirical issues, *Journal of Financial Economics*, 2, 1, 29-51.

Ogden, J.P. (1990), Turn-of-Month Evaluations of Liquid Profits and Stock Returns: A Common Explanation for the Monthly and January Effects, *The Journal of Finance*, 45, 4, 1259-1272.

Penman, S.H. (1987), The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns, *Journal of Financial Economics*, 18, 2, 199-228.

Ritter, J.R. & Chopra, N. (1989), Portfolio Rebalancing and the Turn-Of-The-Year Effect, *The Journal of Finance*, 44, 1, 149-166.

Rogalski, R.J. & Tinic, S.M. (1986), The January Size Effect: Anomaly or Risk Mismeasurement?, *Financial Analysts Journal*, 42, 6, 63.

Rozeff, M.S. & Kinney Jr., W.R. (1976), Capital market seasonality: The case of stock returns, *Journal of Financial Economics*, 3, 4, 379-402.

Sharpe, W.F., Alexander, G.J. & Bailey, J.V. (1999), *Investments*. 6. p. Upper Saddle River, Prentice-Hall.

Starks, L.T., Yong, L. & Zheng, L. (2006), Tax-Loss Selling and the January Effect, *The Journal of Finance*, 61, 6, 3049-3067.

Vaihekoski M. (2004), *Rahoitusalan Sovellukset ja Excel*, 1. p. Werner Söderström Osakeyhtiö, Vantaa.

Wachtel, S.B. (1942), Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices, *The Journal of Business of the University of Chicago*, 15, 2, 184-193.