

LAPPEENRANNAN TEKNILLINEN YLIOPISTO

Kauppätieteellinen tiedekunta

Rahoitus



**VIIKONPÄIVÄANOMALIAN ILMENEMINEN KUUDELLA
ERI OSAKEMARKKINALLA**

Kandidaatintutkielma

Juha Soininen

27.4.2007

SISÄLLYSLUETTELO

1. JOHDANTO	3
2. TEORIAVIITEKEHYS	5
2.1. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi	5
2.2. Aikaisempi tutkimus	6
2.2.1 Tutkimuksia Yhdysvaltojen osakemarkkinoilta	6
2.2.2 Tutkimuksia muilta maailman osakemarkkinoilta.....	7
2.2.3 Mahdollisia syitä viikonpäiväanomalian ilmenemiseen	8
3. TUTKIMUSAINEISTO JA -MENETELMÄ	10
3.1. Tutkimuksessa käytettävät osakeindeksit	10
3.2. Aineiston tilastolliset ominaisuudet	11
3.3. Tutkimusmenetelmä	18
4. TULOKSET	21
4.1. Regressiomallin tulokset koko tarkasteluperiodilta	21
4.2. Regressiomallin tulokset ensimmäiseltä alaperiodilta	24
4.3. Regressiomallin tulokset toiselta alaperiodilta	26
5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	28
LÄHDELUETTELO	30
LIITE 1: RESIDUAALITESTIEN TULOKSET	33

1. JOHDANTO

Useat rahoituksen alan empiiriset tutkimukset ovat osoittaneet osaketuottojen ja-kaumissa erilaisia anomalioita. Osaketuottojen on muun muassa havaittu olevan korkeampia tammikuussa kuin muina kuukausina, pienten yritysten osakkeiden tuottavan paremmin kuin suurten yritysten osakkeiden sekä osaketuottojen olevan maanantaisin merkittävästi alhaisempia kuin muina viikonpäivinä. (Chatterjee ja Maniam, 1997.) Tällaisten anomalioiden ilmenemistä voidaan pitää merkinä markkinoiden tehottomuudesta, sillä valitsemalla sijoitusstrategian, joka hyödyntää jotakin anomaliaa, sijoittajan on mahdollista saada epätavallisen suuria voittoja (Cuthbertson ja Nitzsche, 2004 s. 54).

Viikonpäiväanomaliaa, joka tunnetaan myös viikonloppuanomaliana, on tutkittu laajasti, muun muassa Gibbons ja Hess (1981), Jaffe ja Westerfield (1985) sekä Lakonishok ja Smidt (1988) ovat kaikki tutkimuksissaan tulleet siihen tulokseen, että osaketuotot Yhdysvalloissa ovat alhaisempia maanantaisin ja perjantaisin keskimäärin korkeampia kuin muina viikonpäivinä. Myöhemmät tutkimukset esimerkiksi Kamarra (1997) ja Gu (2004) ovat havainneet anomalian heikkenevän ja jopa häviävän kokonaan ajan kuluessa. Anomalian häviämistä he pitivät merkinä markkinoiden tehokkuuden paranemisesta.

Tässä kandidaatintutkielmassa tutkitaan viikonpäiväanomalian ilmenemistä kuudella erityyppisellä osakemarkkinalla vuosina 1997–2006. Valitut markkinat ovat Suomi, Tshekin Tasavalta, Slovakia, Puola, Turkki ja Yhdysvallat. Tutkittavia osakemarkkinoita on valittu kuvaamaan osakeindeksit kustakin maasta. Lähtökohtana pidetään sitä, että Yhdysvaltojen osakemarkkinat ovat tehokkaimmat ja näin ollen viikonpäiväanomalia on siellä heikoin tai sitä ei ilmene lainkaan. Suomen osakemarkkinoita voidaan pitää kehittyneinä osakemarkkinoina, mutta ne ovat kooltaan hyvin pienet verrattuna Yhdysvaltojen osakemarkkinoihin. Loput tutkittavat osakemarkkinat ovat niin sanottuja kehittyviä osakemarkkinoita. Lähtöoletuksena on, että kehittyvät osakemarkkinat eivät ole niin tehokkaasti toimivia kuin kehittyneet osakemarkkinat. Näin ollen viikonpäiväanomalian oletetaan olevan siellä voimakkaampaa kuin Yhdysvalloissa ja Suomessa. Tämän lisäksi tutkitaan lisääntykö markkinoiden tehokkuus

ajan kuluessa, toisin sanoen heikkeneekö anomalia. Tämä toteutetaan siten, että kymmenen vuoden aikasarjadata jaetaan kahteen viiden vuoden jaksoon ja testataan, onko anomalian ilmenemisessä eroa näiden ajanjaksojen välillä.

Tutkielma jäsentyy siten, että luvussa kaksi perehdytään aiheeseen liittyvään aiempaan tutkimukseen. Luvussa kolme esitellään tutkimusmenetelmät ja data. Luvussa neljä esitellään tutkimuksen tulokset ja työn päättää johtopäätökset luvussa viisi.

2. TEORIAVIITEKEHYS

2.1. *Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi*

Fama (1970) jakaa arvopaperimarkkinoiden tehokkuuden muodot kolmeen kategori-
aan: heikkoon, puolivahvaan ja vahvaan muotoon. Markkinoiden tehokkuuden hei-
kon ehdon mukaan arvopaperin hinta heijastaa kaiken aikaisempien hintojen sisäl-
tämän informaation. Puolivahvan tehokkuuden ehdon mukaan arvopaperin hinta pi-
tää sisällään aikaisempien hintojen sisältämän informaation lisäksi kaiken julkisesti
saatavilla olevan informaation. Markkinoiden tehokkuuden vahvimman muodon ol-
lessa kyseessä arvopaperin hinnan tulee pitää sisällään kaiken hintaan vaikuttavan
informaation tarkoittaen myös sisäpiirin tietoa. Ehdon edellytyksenä on, että infor-
maatio- ja kaupankäyntikustannuksia ei ole. (Fama, 1970.) Faman (1991) mukaan
vahvinta ehtoa voidaan kuitenkin pitää virheellisenä, koska todellisuudessa kaupan-
käynti- ja informaatiokustannuksilta ei voida välttyä.

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin yhtenä implikaationa pidetään sitä, että arvo-
papereiden odotetut tuotot jakautuvat tasaisesti päivien, viikkojen, kuukausien ja
minkä tahansa ajanjaksojen välille (Badhani, 2006). Näin ollen viikonpäiväanomalia,
tai viikonloppuanomalia kuten sitä joskus nimitetään, on merkki markkinoiden tehot-
tomuudesta. Anomalian määritelmän mukaan osaketuotot ovat maanantaisin keski-
määrin alhaisempia ja perjantaisin taas keskimäärin korkeampia kuin muina viikon-
päivinä. (Badhani, 2006.)

Tässä työssä kiinnostuksen kohteena on markkinoiden tehokkuuden heikon ehdon
toteutuminen ja sitä testataan osaketuottojen päivittäisen jakautumisen avulla. Sillä
mikäli ehto toteutuu, ei arvopaperin historiallisia tuottoja tutkimalla pystytä luomaan
sellaista sijoitusstrategiaa, jota hyödyntämällä sijoittajan olisi mahdollista ansaita
epänormaalien suuria tuottoja. Empiirinen tutkimus on löytänyt osakkeiden tuottojen
jakaumista anomaliaita, joten niiden valossa osakemarkkinat eivät täyttäisi heikoim-
man tehokkuuden ehtoa.

2.2. Aikaisempi tutkimus

Osakkeiden tuotoissa ilmenevät anomaliat ovat kiinnostaneet rahoituksen tutkijoita aina 1970-luvulta lähtien. Varhaisimmissa tutkimuksissa muun muassa Cross (1973) ja French (1980) tutkivat viikonpäiväanomalian ilmenemistä Standard and Poor's 500 -indeksissä (tästä eteenpäin S&P500). He molemmat tulivat siihen tulokseen, että osakkeiden keskimääräiset tuotot maanantaisin ovat negatiivisia. (Gibbons & Hess 1981). Seuraavaksi tutkielmassa esitellään aikaisempia tutkimustuloksia niin Yhdysvaltojen osakemarkkinoilta kuin muualta maailmasta sekä tarkastellaan millaisia syitä tutkijat ovat viikonpäiväanomialle löytäneet.

2.2.1 Tutkimuksia Yhdysvaltojen osakemarkkinoilta

Gibbons ja Hess (1981) tutkivat viikonpäiväanomalian ilmenemistä S&P500-indeksissä sekä Dow Jones 30 -indeksin sisältämän 30 yhtiön osaketuotoissa 2.7.1962–28.12.1978 välisenä aikana. He myös jakoivat edellä mainitun ajanjakson useiksi lyhyemmiksi periodeiksi ja testasivat viikonpäiväanomalian esiintymistä erikseen näillä lyhyemmillä periodeilla. Tutkimuksessaan he tulivat siihen tulokseen, että ainoastaan ajanjaksolla 29.11.1974–28.12.1978 S&P500-indeksin tuotot olivat tasaisesti jakautuneet viikonpäivien välille. Kaikilla muilla periodeilla he hylkäsivät tasaisen jakautumisen hypoteesin. Tämän lisäksi he havaitsivat sekä S&P500-indeksin että jokaisen 30 yksittäisen osakkeen maanantaipäivien keskimääräisten tuottojen olevan koko ajanjaksolla selvästi negatiivisia verrattuna muihin viikonpäiviin. Mitään selkeää yksittäistä syytä Gibbons ja Hess eivät pystyneet löytämälleen anomialle esittämään.

Lakonishok ja Smidt (1988) tutkivat eri kalenterianomalioiden ilmenemistä Dow Jones Industrial Average -indeksissä (DJIA) aikavälillä 1897–1986, eli lähes koko indeksin olemassaoloajalta. Yhdessäkään aiemmassa tutkimuksessa ei ole käytetty dataa näin pitkältä ajanjaksolta. Viikonpäiväanomaliaa tutkiessaan Lakonishok ja Smidt havaitsivat, että maanantaisin osaketuotot ovat keskimäärin negatiivisia (-0,144 %). Viikon viimeisenä kaupankäyntipäivänä, oli se sitten perjantai tai lauantai –

joka oli kaupankäyntipäivä vuoteen 1952 saakka – tuotot ovat keskimäärin korkeampia kuin muina päivinä.

Tuoreemmat Yhdysvaltalaisia osakemarkkinoita käsittelevät tutkimukset osoittavat viikonpäiväanomalian heikkenevän ajan kuluessa. Kamara (1997) tutki viikonpäiväanomalian ilmenemistä S&P500-indeksissä sekä small cap -indeksissä vuosina 1962–1993. Small cap -indeksi muodostuu niistä New York Stock Exchangessa (NYSE) listattujen yritysten osakkeista, jotka kuuluvat markkina-arvoltaan pienimmän 10 %:n joukkoon. Kamara havaitsee viikonpäiväanomalian heikkenevän selvästi S&P500 -indeksissä ajan kuluessa. Small cap -indeksissä anomalia ei puolestaan heikkene. Syinä anomalian heikkenemiseen Kamara pitää S&P500-indeksin osakkeiden kaupankäyntikustannusten pienenemistä sekä institutionaalisten sijoittajien lisääntymistä suhteessa yksityisten sijoittajien määrään. Kamara pitää myös johdannaismarkkinoiden kehitystä osallisena anomalian heikkenemiseen. Valveutuneiden sijoittajien on siis johdannaisia käyttämällä mahdollista hyödyntää anomaliaa selvästi alhaisemmilla kaupankäyntikustannuksilla kuin käymällä kauppaa osakkeilla (Kamara, 1997).

Kohers et al. (2004) tutkivat viikonpäiväanomaliaa 12:lla maailman suurimmalla osakemarkkinalla vuosina 1980 – 2002. Tutkimuksessaan he osoittavat anomalian häviävän vähitellen markkinoilta siten, että vuosina 1998 – 2002 sitä ei ilmene enää yhdelläkään tutkittavalla markkinalla. Myös Gu (2004) on havainnut viikonpäiväanomalian häviävän ja muuttuvan itse asiassa käänteiseksi 1980 ja 90-lukujen aikana sekä S&P500 että DJIA-indekseissä. Syynä tähän muutokseen Gu pitää anomalian tunnettavuuden lisääntymistä sijoittajien keskuudessa, joka on mahdollistanut ylisuurten tuottojen hankkimisen häivyttämällä anomalian lopulta osakemarkkinoilta. Tätä voidaan Gu mukaan pitää merkinä osakemarkkinoiden tehokkuuden lisääntymisestä.

2.2.2 Tutkimuksia muilta maailman osakemarkkinoilta

Jaffe ja Westerfield (1985) puolestaan selvittivät viikonpäiväanomalian ilmenemistä Yhdysvaltojen markkinoiden lisäksi Japanin, Ison-Britannian, Kanadan ja Australian osakemarkkinoilla. Tutkimuksessaan he löysivät anomalian jokaiselta markkinalta,

mutta kuitenkin siten, että Japanin ja Australian markkinoilla alhaisimmat keskimääräiset tuotot olivat tiistaisin kun muilla markkinoilla ne olivat maanantaisin. Myös Martikainen ja Puttonen (1996) havaitsivat tutkiessaan Suomen osakemarkkinoita tuottojen olevan alhaisimpia juuri tiistaisin. Yhtenä selityksenä tälle tiistai-ilmiölle on pidetty Yhdysvaltojen markkinoiden maanantai-ilmiötä, joka aikaeron vuoksi vaikuttaisi muilla osakemarkkinoilla vasta tiistaina. Mitään yksittäistä syytä tutkijat eivät kuitenkaan tälle ilmiölle löytäneet. (Martikainen ja Puttonen, 1996.)

Viikonpäiväanomalian ilmenemistä on tutkittu myös kehittyvillä osakemarkkinoilla. Aggarwal ja Rivoli (1989) tutkivat Hongkongin, Singaporen, Malesian ja Filippiinien osakemarkkinoita. Jokaiselta tutkimaltaan markkinalta he löysivät voimakkaan tiistai-ilmiön. Ilmiötä he selittävät juuri edellä mainitulla aikaerolla Yhdysvaltojen markkinoihin. Robinson (2005) puolestaan tutki kaikkien Jamaikan pörssissä listattujen 58 osakkeen tuottoja, joista 46 osakkeen tuotoista ei ilmennyt viikonpäiväanomaliaa. Raj ja Kumari (2006) selvittivät viikonpäiväanomalian olemassaoloa Intian osakemarkkinoilla. Heidän tuloksensa olivat hyvin erilaisia kuin tulokset, joihin tutkijat ovat muita osakemarkkinoita tutkiessaan päätyneet. Intian osakemarkkinoilla maanantain tuotot olivat keskimäärin selvästi suurempia kuin muina viikonpäivinä (Raj ja Kumari, 2006).

2.2.3 Mahdollisia syitä viikonpäiväanomalian ilmenemiseen

Viikonpäiväanomalian todellinen syy on yhä tuntematon, vaikka useat tutkijat ovat esittäneet monia mahdollisia syitä ilmiön esiintymiseen. Syiksi on esitetty muun muassa viipettä osakkeen ostohetken ja kaupan selvityksen välillä (Jaffe ja Westerfield, 1985). Osaketuottojen mukauttaminen siten, että ne huomioivat tuon viipeen, ei kuitenkaan poistanut viikonpäiväanomalian vaikutusta (Benson ja Rystrom, 1989). Dyl ja Maberly (1988) esittävät syyksi informaation epätasaista jakautumista. Heidän mukaansa yritykset julkaisivat itseään koskevat hyvät uutiset pitkin viikkoa ja huonot uutiset perjantaisin osakemarkkinoiden sulkeuduttua.

Chen ja Singal (2003) tulevat tutkimuksessaan siihen johtopäätökseen, että spekulatiiviset osakkeiden lyhyeksi myyjät aiheuttavat viikonpäiväanomaliaa. Lyhyeksi myyjät ovat haluttomia pitämään avointa positiota pitkiä aikoja, jolloin ei käydä kauppaa, jo-

ten he kattavat positionsa perjantaisin ostamalla osakkeita ja avaavat positionsa jälleen maanantaisin. Tämä aiheuttaa sen, että tuotot ovat perjantaisin korkeammat kuin maanantaisin. (Chen ja Singal, 2003.)

Sias ja Stark (1995) puolestaan tutkivat institutionaalisten sijoittajien vaikutusta viikonpäiväanomaliaan. Tutkimuksessaan he havaitsivat, että pääsääntöisesti institutionaalisten sijoittajien omistamien osakkeiden tuotoissa on havaittavissa merkittävästi voimakkaampi viikonpäiväanomalia kuin vertailukelpoisten osakkeiden tuotoissa, jotka ovat pääasiassa yksityisten sijoittajien omistuksessa. Näin he tutkimuksessaan tulevat siihen johtopäätökseen, että viikonpäiväanomalia on pääsääntöisesti institutionaalisten sijoittajien aiheuttamaa.

Bensonin ja Rystromin (1989) mukaan sijoittajien käyttäytymiseen vaikuttavat taloudellisen rationaalisuuden ja objektiivisen datan lisäksi myös psykologiset seikat kuten tunteet. Heidän mukaansa ihmiset ovat pessimistisempiä omistamiensa osakkeiden suhteen maanantaisin kuin muina viikonpäivinä ja ovat taipuvaisempia myymään ne silloin. Loppuviikosta vallitseva positiivisempi mieliala puolestaan johtaa arvopapereiden kysynnän kasvuun. (Benson ja Rystrom, 1989.)

3. TUTKIMUSAINEISTO JA -MENETELMÄ

3.1. Tutkimuksessa käytettävät osakeindeksit

Viikonpäiväanomalian esiintymistä tutkittaessa käytetään tutkimusaineistona päivätason osakeindeksidataa. Osakeindeksiaineisto on haettu Datastream-tietokannasta. Havaintoaineisto koostuu päivähavainnoista aikaväliltä 1.1.1997–31.12.2006. Poikkeuksen tekee Puolan osakemarkkinoita kuvaava indeksi, joka on saatavilla vasta 22.9.1998 alkaen. Kaikki indeksit ovat hintaindeksejä, joten osinkojen maksu ei vaikuta indeksien laskemiseen. (Muun muassa Lakonishok ja Smidt (1988) sekä Aggarwal ja Rivoli (1989) käyttivät tutkimuksissaan hintaindeksejä.) Kaikki indeksit ovat noteerattu paikallisessa valuutassa.

Yhdysvaltojen osakemarkkinoita kuvaamaan on valittu Standard & Poor's 500 Composite -osakeindeksi. S&P500-indeksi kattaa laajasti eri toimialoja. Se koostuu 500 suurimmasta yhdysvaltalaisesta yrityksestä käsittäen noin 75 % yhdysvaltalaisista osakkeista, näin ollen sen voidaan sanoa edustavan melko hyvin Yhdysvaltojen koko osakemarkkinoita. Indeksien laskeminen on aloitettu vuonna 1923 ja vuodesta 1957 lähtien se on sisältänyt 500 yritystä. (Standard & Poor's, 2007.)

Suomen osakemarkkinoita voidaan pitää tyypillisenä pienenä markkinana, joka koostuu pääsääntöisesti osakkeista, joilla käydään hyvin vähän kauppaa (Puttonen ja Martikainen, 1996). Suomen osakemarkkinoita edustaa tässä tutkielmassa OMX Helsinki Cap -indeksi (OMXHCAP), joka on OMX Helsinki yleisindeksin painorajoitettu versio. Indeksissä yhden osakkeen maksimipaino on 10 prosenttia indeksin kokonaismarkkina-arvosta (OMX, 2007). Painorajoitettua indeksin valinta on perusteltua, sillä muuten Nokian suuri markkina-arvo vaikuttaisi merkittävästi indeksin arvoon. OMX Helsinki Cap -indeksiä on laskettu 28.12.1990 lähtien (OMX, 2007)

Puolan osakemarkkinat ovat hyvin nuoret verrattuna esimerkiksi Yhdysvaltojen tai Suomen osakemarkkinoihin, sillä Varsovan pörssi aloitti toimintansa vuonna 1991. Puolan osakemarkkinoita tutkielmassa edustaa MIDWIG-osakeindeksi. Indeksit koos-

tuu Varsovan pörssin päälistalla noteeratuista 40 keskisuuresta yrityksestä ja sen laskeminen on aloitettu 29.12.1997. (Warsaw Stock Exchange, 2006.)

Puolan lailla myös Tshekin osakemarkkinoilla on hyvin lyhyt historia. Prahan pörssi perustettiin vuonna 1992 (Prague Stock Exchange, 2007a). Tshekin osakemarkkinoita kuvaamaan on valittu vakaista yhtiöistä koostuva markkinapainotettu PX-indeksi. PX-indeksin laskeminen aloitettiin maaliskuussa 2006, jolloin se korvasi PX50- ja PX-D -indeksit. PX-indeksin arvot ennen maaliskuuta 2006 ovat PX50-indeksin arvoja, joita on laskettu huhtikuusta 1994 lähtien. (Prague Stock Exchange, 2007b.) Slovakian osakemarkkinoita tässä tutkielmassa edustaa SAX-osakeindeksi. Se on viiden yrityksen osakkeista koostuva indeksi, jonka laskeminen aloitettiin syyskuussa 1993. Indeksillä markkinapainotettu siten, että yhden yrityksen paino indeksissä on rajoitettu 30 %:iin. (Bratislava Stock Exchange, 2007)

Viimeisenä tarkasteltavana osakemarkkinana tässä tutkielmassa ovat Turkin osakemarkkinat. Markkinoiden kuvaamiseen käytetään ISE National 100 -osakeindeksiä (ISE). Indeksillä on markkinapainotettu ja se koostuu kaikista Istanbulin pörssissä listatuista yhtiöistä pois lukien sijoitusrahastot. (Istanbul Stock Exchange, 2007.)

3.2. Aineiston tilastolliset ominaisuudet

Edellä mainituista osakeindekseistä on laskettu jatkuva-aikaiset päivätuotot, joita työssä käytetään testien aineistoina. Jatkuva-aikaisten eli logaritmisten tuottojen käyttöä puoltaa se, että ne ovat normaalimmin jakautuneita kuin prosentuaaliset tuotot, ja näin ollen ovat paremmin soveltuvia tilastolliseen tutkimukseen (Vaihekoski, 2004 s. 193). Jatkuva-aikaiset päivätuotot ovat laskettu seuraavalla kaavalla:

$$R_t = \ln \left[\frac{P_t}{P_{t-1}} \right] \quad (1)$$

Kaavassa R_t on osakeindeksin logaritminen päivätuotto hetkellä t . P_t ja P_{t-1} tarkoittavat indeksin arvoja hetkellä t ja $t-1$, \ln tarkoittaa luonnollista logaritmia.

Taulukossa 1 esitetään tutkimusaineistona käytettävien jatkuva-aikaisten päivätuottojen tilastollisia ominaisuuksia kuvaavia tunnuslukuja. Tunnusluvut ovat saatu käyttäen Eviews-tilasto-ohjelmaa.

Tarkasteltaessa tuottojen aritmeettista keskiarvoa voidaan havaita, että koko tarkasteluajanjaksolla osakkeiden päivätuotot ovat Yhdysvalloissa olleet alhaisimmat, kun taas Turkissa sekä Puolassa puolestaan ne ovat olleet selvästi korkeammat kuin muilla tarkastelluilla osakemarkkinoilla. Alaperiodilla 1997–2001 päivätuotot Turkissa ovat lähes seitsemänkertaiset verrattuna Yhdysvaltojen markkinoihin. Päivätuotot ovat keskimäärin olleet positiivisia jokaisella tutkitulla markkinalla kaikilla tarkastelupe-riodeilla, poikkeuksen tekevät Tshekin ja Slovakian osakemarkkinat, joilla keskimääräiset päivätuotot olivat negatiivisia aikavälillä 1997–2001.

Tuottojen keskihajontoja tarkasteltaessa Turkin osakemarkkinoiden keskihajonnat ovat selvästi korkeammat kuin muiden tarkasteltavien osakemarkkinoiden, etenkin alaperiodilla 1997–2001 Turkin osakemarkkinoiden päivätuottojen keskihajonta on yli kolminkertainen verrattuna päivätuottojen keskihajontaan Tshekissä. Turkin osakemarkkinoiden päivätuottojen korkeaa volatilitteettia voitaneen pitää merkinä siitä, että Turkin osakemarkkinat ovat vähiten kehittyneet verrattuna muihin tässä tutkielmassa mukana oleviin osakemarkkinoihin. Alhaisimmat keskihajonnat kaikilla tarkastelupe-riodeilla ovat Tshekissä sekä Yhdysvalloissa. Huomattavaa on myös keskihajontojen ero Turkissa, Suomessa ja Puolassa alaperiodien 1997–2001 ja 2002–2006 välillä. Ensimmäisen alaperiodin aikana päivätuottojen keskihajonta on selvästi korkeampi kuin jälkimmäisen periodin aikana. Tämän perusteella vuosituhanen vaihteeseen ajoittuneen IT-kuplan vaikutukset olivat Puolassa, Suomessa ja Turkissa erityisen voimakkaat.

Vinoutta tarkasteltaessa havaitaan lähes kaikkien päivätuottojen olevan negatiivisesti vinoja, näin ollen ne saavat enemmän negatiivisia arvoja kuin normaalijakaumaoletus antaa olettaa. Negatiivinen vinous on yleinen piirre osakeindeksien ja suurten yritysten tuotoille (Vaihekoski, 2004 s. 197). Mielenkiintoista on se, että Yhdysvaltojen markkinoiden päivätuotot muuttuvat positiivisesti vinoiksi toisella alaperiodilla. Tuottojen huipukkuuksia tutkittaessa havaitaan kaikkien päivätuottojen huipukkuuksien olevan yli 3. Näin ollen ne ovat huipukkaampia kuin normaalijakaumaoletus antaisi olet-

taa. Voimakas huipukkuus on merkki siitä, että tuotot ovat keskittyneet hyvin lähelle keskiarvoa. Tämä on hyvin tyypillinen ominaisuus päivätuotoille. (Vaihekoski, 2004 s. 197.)

Taulukko 1. Aineistoa kuvaavia tunnuslukuja

Taulukossa esitetään logaritmisten päivätuottojen tilastollisia ominaisuuksia kuvaavia lukuja. Taulukossa esitetään aritmeettinen keskiarvo, keskihajonta, jakauman vinous ja huijukkisuus, normaalijakautuneisuutta mittaava Jarque-Bera -arvo, aikasarjojen ensimmäisen asteen autokorrelaatiokerroin sekä havaintojen määrä. Ljung-Box tunnusluku mittaa autokorrelaation merkittävyyttä. Aineisto on ajalta 1.1.1997–31.12.2006 ja se on jaettu puoliksi siten, että toinen alaperiodi alkaa 20.12.2001. Puolan aineisto alkaa 22.9.1998

Osakemarkkina	Keskiarvo	Keskihajonta	Vinous	Huijukkisuus	Jarque-Bera	Autokorrelaatio	Ljung-Box	Havainnot
Yhdysvallat								
1997–2006	0,0002	0,0113	-0,071	6,269	1163,515**	-0,023	1,365	2607
1997–2001	0,0003	0,0125	-0,237	5,835	445,885**	-0,003	0,009	1295
2002–2006	0,0002	0,0099	0,243	6,327	618,037**	-0,054	3,883*	1312
Suomi								
1997–2006	0,0004	0,0124	-0,339	6,206	1157,122**	0,060	9,521**	2607
1997–2001	0,0003	0,0146	-0,316	5,380	327,312**	0,062	4,952**	1295
2002–2006	0,0005	0,0096	-0,302	5,356	323,457**	0,057	4,289*	1312
Puola								
1998–2006	0,0008	0,0109	-0,401	8,351	2606,986**	0,106	24,416**	2159
1998–2001	0,0004	0,0139	-0,268	6,635	476,592**	0,068	3,898*	847
2002–2006	0,0010	0,0084	-0,536	6,454	715,417**	0,172	39,032**	1312
Tshekki								
1997–2006	0,0004	0,0105	-0,312	5,598	769,120**	0,102	27,182**	2607
1997–2001	-0,0002	0,0107	-0,198	4,694	163,458**	0,130	21,909**	1295
1992–2006	0,0011	0,0102	-0,437	6,785	825,281**	0,066	5,716*	1312
Slovakia								
1997–2006	0,0003	0,0135	-0,404	10,027	5389,404**	-0,022	1,296	2607
1997–2001	-0,0003	0,0150	-0,643	10,331	2989,297**	-0,008	0,091	1295
2002–2006	0,0010	0,0117	0,212	7,256	1000,083**	-0,051	3,416	1312
Turkki								
1997–2006	0,0014	0,0293	-0,044	7,718	2398,811**	0,018	0,882	2607
1997–2001	0,0020	0,0356	-0,069	6,174	544,923**	0,024	0,764	1295
2002–2006	0,0009	0,0211	-0,047	7,247	986,556**	<0,001	<0,001	1312

* Tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla

**Tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla

Jarque-Bera-testi on yleisesti käytetty testi aikasarjojen normaalijakautuneisuuden testaamiseen (Brooks, 2005 s. 179). Tarkasteltaessa tuottojen Jarque-Bera-arvoja havaitaan, että nollihypoteesi, jonka mukaan tuotot ovat normaalijakautuneita, voidaan hylätä 1 %:n riskitasolla kaikkien päivätuottojen kohdalla. Syynä tähän voidaan pitää päivätuottojen voimakasta huipukkuutta.

Ensimmäisen asteen autokorrelaatiokertoimia tutkittaessa voidaan huomata, että Slovakian ja Yhdysvaltojen osakemarkkinoita kuvaavien osakeindeksien päivätuottojen autokorrelaatioiden olevan negatiivisia. Näin ollen positiivista päivätuottoa seuraisi negatiivinen ja päinvastoin. Ljung-Box tunnusluvun perusteella edellä mainituista autokorrelaatioista ainoastaan alaperiodilla 2001–2006 Yhdysvaltojen osakemarkkinoita kuvaavan osakeindeksin päivätuotoissa ilmenevä autokorrelaatio on tilastollisesti merkitsevää 5 %:n riskitasolla.

Puolan ja Tshekin kohdalla päivätuotoissa on havaittavissa selvästi korkeammat ensimmäisen asteen autokorrelaatiot kuin muilla tarkasteltavilla osakemarkkinoilla. Ljung-Box tunnusluvun mukaan ne ovat tilastollisesti merkitsevät kaikilla tarkastelupe-riodeilla vähintään 5 %:n riskitasolla. Suomen osakemarkkinoiden päivätuotoissa on kaikilla tarkastelupe-riodeilla havaittavissa positiivista ensimmäisen asteen auto-korrelaatiota, joka on tilastollisesti merkitsevää vähintään 5 %:n riskitasolla. Turkin kohdalla päivätuottojen autokorrelaatiot eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Tilastolli-sesti merkitsevää autokorrelaatiota voidaan myös pitää tehokkaiden markkinoiden hypoteesin heikon ehdon vastaisena, sillä se mahdollistaa tulevien tuottojen enna-koimisen historiallisten tuottojen perusteella.

Taulukossa 2 esitetään osakeindekseistä laskettujen jatkuva-aikaisten päivätuottojen aritmeettiset keskiarvot erikseen jokaiselle viikonpäivälle. Taulukosta voidaan havai-ta, että kaikilla tarkastelupe-riodeilla Slovakian ja Turkin osakemarkkinoita kuvaavien osakeindeksien päivätuotot ovat maanantaisin selvästi alhaisempia kuin perjantaisin. Molemmissa maissa myös tiistaisin päivätuotot ovat keskimäärin alhaisempia kuin perjantaisin.

Suomen kohdalla puolestaan tiistaisin ja keskiviikkoisin päivätuotot ovat alhaisempia kuin muina viikonpäivinä. Tshekin ja Puolan osakemarkkinoita tarkasteltaessa havai-

taan, että etenkin ensimmäisellä alaperiodilla päivätuotot ovat keskimäärin alhaisimmat keskiviikkoisin. Samanlainen ilmiö on havaittavissa myös Slovakian osakemarkkinoita kuvaavan osakeindeksin päivätuotoissa. Yhdysvaltojen osakemarkkinoita kuvaavan indeksin päivätuottojen keskiarvot ovat poikkeukselliset verrattuna muihin tarkasteltaviin osakemarkkinoihin, sillä Yhdysvalloissa keskimääräiset päivätuotot ovat perjantaisin alhaisempia kuin maanantaisin.

Taulukossa 2 esitetyt päivätuottojen keskiarvot osoittavat viikonpäiväanomalian ilmenemistä etenkin Turkin ja Slovakian osakemarkkinoilla. Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla on puolestaan havaittavissa käänteinen viikonpäiväanomalia. Näin ollen nämä havainnot ovat samansuuntaisia aiemmin tässä työssä esitettyjen aikaisempien tutkimusten tuloksien (Gu, 2004) kanssa. Suomen kohdalla aiemmissä tutkimuksissa (Martikainen ja Puttonen, 1996) päivätuottojen on havaittu olevan alhaisempia tiistaisin, kun nyt niiden havaitaan olevan alhaisempia keskiviikkoisin etenkin koko tarkasteluperiodilla sekä ensimmäisellä alaperiodilla. Puolan ja Tshekin osakemarkkinoilla ei ole havaittavissa viikonpäiväanomalian määritelmän mukaista kuviota päivätuottojen keskiarvoissa.

Taulukko 2. Viikonpäivien keskiarvotuotot

Taulukossa esitetään logaritmistien päivätuottojen aritmeettinen keskiarvo erikseen jokaiselle arkipäivälle. Aineisto on ajalta 1.1.1997–31.12.2006 ja se on jaettu puoliksi siten, että toinen alaperiodi alkaa 20.12.2001. Puolan aineisto alkaa 22.9.1998.

Osakemarkkina	Maanantai	Tiistai	Keskiviikko	Torstai	Perjantai
Yhdysvallat					
1997–2006	0,0004	0,0004	0,0003	0,0001	0,0000
1997–2001	0,0007	0,0011	-0,0003	0,0001	0,0001
2002–2006	0,0001	-0,0002	0,0009	0,0002	-0,0001
Suomi					
1997–2006	0,0008	0,0000	-0,0007	0,0004	0,0013
1997–2001	0,0011	0,0003	-0,0016	-0,0003	0,0018
2002–2006	0,0004	-0,0003	0,0002	0,0011	0,0009
Puola					
1998–2006	0,0012	-0,0001	-0,0006	0,0013	0,0021
1998–2001	0,0010	-0,0002	-0,0021	0,0011	0,0024
2002–2006	0,0013	0,0006	0,0009	0,0018	0,0008
Tshekki					
1997–2006	0,0002	0,0006	-0,0001	0,0009	0,0004
1997–2001	-0,0007	0,0007	-0,0011	0,0000	0,0000
1998–2001	0,0012	0,0006	0,0009	0,0018	0,0008
Slovakia					
1997–2006	-0,0002	-0,0002	-0,0001	0,0007	0,0014
1997–2001	-0,0003	-0,0009	-0,0012	0,0004	0,0003
2002–2006	0,0000	0,0005	0,0009	0,0011	0,0024
Turkki					
1997–2006	-0,0022	-0,0003	0,0010	0,0041	0,0044
1997–2001	-0,0020	-0,0003	0,0017	0,0050	0,0055
2002–2006	-0,0024	-0,0002	0,0003	0,0032	0,0033

Taulukossa 3 esitetään osakeindekseistä laskettujen päivätuottojen keskihajonnat jokaiselle viikonpäivälle. Taulukosta 3 havaitaan, että keskihajonnat ovat samansuuruisia viikonpäivästä riippumatta. Huomioitavaa on myös Tshekin osakemarkkinoita kuvaavan osakeindeksin päivätuottojen korkea keskihajonta verrattuna muiden osakeindeksien päivätuotoista laskettuihin keskihajontoihin.

Michenfelder ja Pandya (2005) ovat tutkimuksessaan tulleet siihen johtopäätökseen, että kehittyvillä osakemarkkinoilla volatilitetit ovat korkeampia kuin kypsillä osakemarkkinoilla. Tämän valossa Tshekin korkea keskihajonta ei olisi poikkeuksellista. Enemmänkin huomionarvoista olisi se, että muiden tutkittavien kehittyvien osakemarkkinoiden (Puola, Slovakia ja Turkki) osakemarkkinoita kuvaavien osakeindeksien päivätuottojen keskihajonnat ovat hyvin lähellä tai jopa alhaisempia kuin Yhdysvaltojen vastaavat luvut.

Taulukko 3. Päivätuottojen keskihajonnat

Taulukossa esitetään logaritmisten päivätuottojen keskihajonnat erikseen jokaiselle arkipäivälle. Aineisto on ajalta 1.1.1997–31.12.2006 ja se on jaettu puoliksi siten, että toinen alaperiodi alkaa 20.12.2001.

Osakemarkkina	Maanantai	Tiistai	Keskiviikko	Torstai	Perjantai
Yhdysvallat					
1997–2006	0,0113	0,0113	0,0113	0,0113	0,0113
1997–2001	0,0125	0,0125	0,0125	0,0125	0,0125
2002–2006	0,0099	0,0099	0,0099	0,0099	0,0099
Suomi					
1997–2006	0,0124	0,0124	0,0124	0,0124	0,0124
1997–2001	0,0146	0,0146	0,0146	0,0146	0,0146
2002–2006	0,0096	0,0096	0,0096	0,0096	0,0096
Puola					
1998–2006	0,0104	0,0104	0,0104	0,0104	0,0104
1998–2001	0,0107	0,0107	0,0107	0,0107	0,0107
2002–2006	0,0102	0,0102	0,0102	0,0102	0,0102
Tshekki					
1997–2006	0,0292	0,0292	0,0292	0,0292	0,0292
1997–2001	0,0356	0,0356	0,0356	0,0356	0,0356
1998–2001	0,0211	0,0210	0,0210	0,0210	0,0210
Slovakia					
1997–2006	0,0134	0,0134	0,0134	0,0134	0,0134
1997–2001	0,0150	0,0150	0,0150	0,0150	0,0150
2002–2006	0,0117	0,0117	0,0117	0,0117	0,0117
Turkki					
1997–2006	0,0109	0,0109	0,0109	0,0109	0,0109
1997–2001	0,0139	0,0139	0,0139	0,0139	0,0139
2002–2006	0,0084	0,0084	0,0084	0,0084	0,0084

3.3. Tutkimusmenetelmä

Viikonpäiväanomalian määritelmän mukaisesti osaketuotot eivät noudata satunnaiskulkua vaan ovat riippuvaisia viikonpäivästä. Viikonpäiväanomaliaa tutkittaessa testataan eroavatko keskimääräiset päivätuotot tilastollisesti toisistaan. Mikäli keskimääräiset päivätuotot eivät tilastollisesti merkitsevästi eroa toisistaan, ei viikonpäiväanomaliaa ilmene ja päinvastoin. Nollahypoteesin mukaan keskimääräiset päivätuotot eivät eroa toisistaan. Tutkimusmenetelmänä käytetään pienimmän neliösumman menetelmää. Menetelmän valintaa puoltaa se, että samaa menetelmää on myös käytetty aikaisemmissa tutkimuksissa (mm. Gibbons ja Hess, 1981; Kamara, 1997).

Viikonpäiväanomalian ilmenemisen testaamiseen käytetään F -testiä, joka on hyvin yleisesti käytetty testi lineaaristen rajoitteiden testaamisessa. Sen suorittaminen vaatii kaksi regressiota, rajoittamattoman ja rajoitetun. (Brooks, 2005 s. 102.) Rajoittamattomana regressiona käytetään samaa monimuuttuja regressiomallia kuin mitä muun muassa Hess ja Gibbons (1981) käyttivät tutkimuksessaan. Mallia kuvataan seuraavalla kaavalla:

$$R_t = \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 D_5 + \varepsilon_t \quad (2)$$

Kaavassa (2) R_t on osakeindeksin tuotto hetkellä t , ε_t on häiriötermi. D_1 on maanantain indikaattorimuuttuja (muuttuja saa arvon 1, mikäli havainto t osuu maanantaille ja muulloin arvon 0). D_2 on tiistain indikaattorimuuttuja ja niin edelleen. Beetat kaavassa (2) ovat päivätuottojen keskiarvoja maanantaista perjantaihin (Gibbons ja Hess, 1981).

Rajoittamattoman regression jälkeen asetetaan lineaarinen rajoite, jolla testataan eroavatko rajoittamattoman regression beetat, tässä tapauksessa keskimääräiset päivätuotot, toisistaan. Rajoite, joka on samalla testin nollahypoteesi, voidaan kirjoittaa seuraavan kaavan muotoon:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 \quad (3)$$

Kaavan (3) nollahypoteesin mukaisesti viikonpäiväanomaliaa ei ilmene vaan beetat ovat yhtä suuria. Nollahypoteesi hylätään, mikäli F -arvo on tilastollisesti merkitsevä. Nollahypoteesin hylkääminen on merkki viikonpäiväanomalian ilmenemisestä.

Pienimmän neliösumman menetelmän yhtenä vaatimuksena on, että regression jäännöstermien eli residuaalien varianssit ovat vakioisia yli ajan eli ovat homoskedastisia (Brooks, 2005 s. 147). Mahdollista heteroskedastisuutta on tutkittu Whiten testillä. Tulokset (ks. Liite 1.) osoittavat, että Puolan sekä Turkin regressiomallien kohdalla jäännöstermit ovat heteroskedastisia. Heteroskedastisuuden ilmetessä pienimmän

neliösumman menetelmän antamat tulokset ovat yhä harhattomia, mutta parempi menetelmä olisi GLS-menetelmä¹ (Brooks, 2005 s.151).

Homoskedastisuuden ohella residuaalien tulisi olla normaalisti jakautuneita. Niiden ei myöskään tulisi olla autokorrelloituneita. (Brooks, 2005 s. 145) Autokorrelaatiota on testattu Breusch–Godfrey'n Lagrange multiplier -testillä ja normaalijakautuneisuutta Jarque-Bera-testillä. Tulokset on esitetty liitteessä 1, josta havaitaan, että residuaalit eivät ole normaalisti jakautuneita, ja että lähes kaikissa regressioissa residuaalit ovat autokorrelloituneita kahdella viipeellä. Residuaalien ollessa autokorrelloituneita ja ei-normaalisti jakautuneita pienimmän neliösumman menetelmän sijasta olisi parempi käyttää GLS-menetelmää (Brooks, 2005 s. 167). Tässä tutkielmassa käytetään edellä mainituista seikoista huolimatta pienimmän neliösumman menetelmää, sillä se on paljon käytetty menetelmä aikaisemmissa tutkimuksissa ja näin saadut tulokset ovat vertailukelpoisia aikaisempien tutkimustulosten kanssa.

¹ Generalised least squares -menetelmä.

4. TULOKSET

4.1. *Regressiomallin tulokset koko tarkasteluperiodilta*

Taulukossa 4 on raportoitu regressiomallin tulokset koko tarkasteluperiodilta 1.1.1997–31.12.2006, Puolan osakemarkkinoiden tapauksessa 22.9.1998–31.12.2006.

Tarkasteltaessa Yhdysvaltojen osakemarkkinoita voidaan havaita, että osakeindeksin päivätuotoista yksikään ei eroa tilastollisesti nolasta. Myös *F*-testisuure vahvistaa tämän tuloksen. Näin ollen voidaan sanoa, tarkasteluperiodin aikana viikonpäiväanomaliaa ei ilmene yhdysvaltalaisilla osakemarkkinoilla.

Tulosten mukaan Suomen osakemarkkinoilla tuotot ovat perjantaisin keskimäärin suurempia kuin muina viikonpäivinä 5 %:n riskitasolla. *F*-testisuure ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä, joten voidaan sanoa, että viikonpäiväanomaliaa ei havaittu ilmenevän Suomen osakemarkkinoilla.

Puolan osakemarkkinoita kuvaavan osakeindeksin päivätuottojen havaitaan olevan 1 %:n riskitasolla keskimäärin korkeampia perjantaisin kuin muina viikonpäivinä. Tämän lisäksi maanantaisin osaketuotot eroavat 5 %:n riskitasolla muiden päivien tuotoista. *F*-testisuureta tarkasteltaessa havaitaan sen olevan tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla, joten näin ollen nollahypoteesi voidaan hylätä. Puolan osakemarkkinoilla on siis havaittavissa viikonpäiväanomaliaa.

Tshekin osakemarkkinoilla torstaipäivän tuottojen voidaan havaita poikkeavan muiden päivien tuotoista 5 %:n riskitasolla. *F*-testisuure ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä, joten Tshekin osakemarkkinoilla osaketuotot ovat riippumattomia viikonpäivästä.

Slovakian osakemarkkinoiden kohdalla tuloksista käy ilmi, että osaketuotot perjantaisin ovat korkeampia kuin muina viikonpäivinä. *F*-testisuuren mukaan nollahypoteesi osaketuottojen tasaisesta jakautumisesta viikonpäivien välille jää voimaan.

Taulukon 4 tulokset Turkin osakemarkkinoiden osalta näyttävät päivätuottojen olevan korkeimmillaan perjantaisin ja torstaisin. Molemmat havainnot ovat tilastollisesti merkitseviä 1 %:n riskitasolla. *F*-testisuure vahvistaa nämä havainnot, sillä se on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla.

Taulukko 4. Regressiomallin tulokset koko tarkasteluperiodilta

Taulukossa esitetään regressiomallin tulokset koko tarkasteluperiodilta. Lisäksi taulukossa esitetään jokaiselle viikonpäivälle beeta-kertoimen, t -arvo sekä beeta-kertoimen tilastollista merkitsevyyttä ilmaiseva p -arvo. Lisäksi taulukossa esitetään F -arvo sekä sen tilastollista merkitsevyyttä ilmaiseva p -arvo. Aineisto on ajalta 1.1.1997–31.12.2006. Puolan aineisto alkaa 22.9.1998.

Osakemarkkina		Maanantai		Tiistai		Keskiviikko		Torstai		Perjantai		F - arvo	p - arvo
		β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	F - arvo						
Yhdysvallat 1997–2006	kerroin	0,0004	0,0004	0,0003	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,1436	0,9659			
	t -arvo	0,7737	0,8883	0,6362	0,2291	0,0059							
	p -arvo	0,4392	0,3745	0,5247	0,8188	0,9953							
Suomi 1997–2006	kerroin	0,0008	0,0000	-0,0007	0,0004	0,0013	0,0013	0,0013	2,0095	0,0905			
	t -arvo	1,3936	0,0528	-1,2838	0,7319	2,4907							
	p -arvo	0,1635	0,9579	0,1993	0,4643	0,0128*							
Puola 1998–2006	kerroin	0,0012	-0,0001	-0,0006	0,0013	0,0021	0,0021	0,0021	4,4916**	0,0013			
	t -arvo	2,2756	-0,1999	-1,0968	2,4890	4,0984							
	p -arvo	0,023**	0,8416	0,2728	0,0129	<0,0001**							
Tshekki 1997–2006	kerroin	0,0002	0,0006	-0,0001	0,0009	0,0004	0,0004	0,0004	0,7167	0,5805			
	t -arvo	0,4842	1,3664	-0,1782	2,0486	0,9312							
	p -arvo	0,6283	0,1719	0,8586	0,0406*	0,3519							
Slovakia 1997–2006	kerroin	-0,0002	-0,0002	-0,0001	0,0007	0,0014	0,0014	0,0014	1,4432	0,2171			
	t -arvo	-0,2820	-0,3352	-0,2166	1,2532	2,3438							
	p -arvo	0,7780	0,7375	0,8285	0,2103	0,0192*							
Turkki 1997–2006	kerroin	-0,0022	-0,0003	0,0010	0,0041	0,0044	0,0044	0,0044	4,8910**	0,0006			
	t -arvo	-1,6966	-0,1988	0,7841	3,1951	3,4616							
	p -arvo	0,0899	0,8425	0,4330	0,0014**	0,0005**							

* Tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla

**Tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla

4.2. Regressiomallin tulokset ensimmäiseltä alaperiodilta

Taulukossa 5 on raportoitu regressiomallin antamat tulokset jokaiselta osakemarkkinalta ajalta 1.1.1997–19.12.2001 sekä Puolan osakemarkkinoilta ajalta 22.9.1998–19.12.2001. Yhdysvaltojen osakemarkkinoiden kohdalla voidaan havaita, että osaketuotot ovat tasaisesti jakautuneet viikonpäivien välille. *F*-testisuuren mukaisesti nollahypoteesi jää voimaan eli päivätuottojen keskiarvot ovat yhtä suuria viikon jokaisena päivänä.

Suomen kohdalla taulukon 5 tulosten mukaan osaketuotot ovat perjantaisin korkeammat kuin muina viikonpäivinä 5 %:n riskitasolla. *F*-testisuure ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä, joten nollahypoteesia ei voida hylätä. Tulosten mukaan Suomen osakemarkkinoilla ei ilmene viikonpäiväanomaliaa 1.1.1997–19.12.2001 välisenä aikana.

Taulukosta 5 voidaan havaita, että Puolan osakemarkkinoilla osaketuotot ovat alkuviikosta keskimäärin negatiivisia. Torstaisin ja perjantaisin päivätuotot ovat keskimäärin korkeampia kuin muina viikonpäivinä 5 %:n riskitasolla mitattuna. *F*-testisuureta tarkasteltaessa nähdään sen olevan tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla ja näin ollen nollahypoteesi voidaan hylätä. Voidaan siis sanoa, että Puolan osakemarkkinoilla on havaittavissa viikonpäiväanomaliaa.

Tshekin ja Slovakin osakemarkkinoiden tuloksia tarkasteltaessa päivätuottojen ei havaita keskimäärin poikkeavan toisistaan. Kummankaan osakemarkkinan kohdalla *F*-testisuure ei myöskään ole tilastollisesti merkitsevä, joten nollahypoteesi jää voimaan.

Turkin kohdalla tuloksista havaitaan, että päivätuotot ovat keskimäärin negatiivisia maanantaisin ja tiistaisin. Torstaisin ja perjantaisin tuotot ovat 5 %:n riskitasolla keskimäärin korkeampia kuin muina viikonpäivinä. *F*-testisuureen perusteella nollahypoteesia ei kuitenkaan voida hylätä, mikäli pysytellään tiukasti 5 %:n riskitasolla.

Taulukko 5. Regressiomallin tulokset ensimmäiseltä alaperiodilta

Taulukossa esitetään regressiomallin tulokset ensimmäiseltä alaperiodilta. Lisäksi taulukossa esitetään jokaiselle viikopäivälle beeta-kerroin, t-arvo sekä beeta-kertoimen tilastollista merkitsevyyttä ilmaiseva p-arvo. Lisäksi taulukossa esitetään F-arvo sekä sen tilastollista merkitsevyyttä ilmaiseva p-arvo. Aineiston ajalta 1.1.1997–19.12.2001. Puolan aineisto 22.9.1998 alkaen.

Osakemarkkina		Maanantai		Tiistai		Keskiviikko		Torstai		Perjantai		F- arvo	p- arvo
		β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	F- arvo	p- arvo					
Yhdysvallat 1997-2001	kerroin	0,0007	0,0011	-0,0003	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,5206	0,7206			
	t-arvo	0,9003	1,4265	-0,3915	0,0645	0,0645	0,1853	0,1853					
	p-arvo	0,3681	0,1540	0,6955	0,9486	0,9486	0,8530	0,8530					
Suomi 1997-2001	kerroin	0,0011	0,0003	-0,0016	-0,0003	0,0018	0,0018	0,0018	2,1635	0,0710			
	t-arvo	1,2579	0,3555	-1,8050	-0,3510	1,9967	1,9967	1,9967					
	p-arvo	0,2087	0,7223	0,0713*	0,7257	0,0461*	0,0461*	0,0461*					
Puola 1998-2001 (22.9.1998 alkaen)	kerroin	-0,0020	-0,0003	0,0017	0,0050	0,0055	0,0055	0,0055	2,6021*	0,0348			
	t-arvo	-0,8911	-0,1253	0,7690	2,2407	2,5026	2,5026	2,5026					
	p-arvo	0,3730	0,9003	0,4420	0,0252*	0,0125*	0,0125*	0,0125*					
Tshekki 1997-2001	kerroin	-0,0007	0,0007	-0,0011	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	1,0759	0,3669			
	t-arvo	-1,1194	1,0037	-1,6051	0,0257	0,0565	0,0565	0,0565					
	p-arvo	0,2632	0,3157	0,1087	0,9795	0,9550	0,9550	0,9550					
Slovakia 1997-2001	kerroin	-0,0003	-0,0009	-0,0012	0,0004	0,0003	0,0003	0,0003	0,5762	0,6800			
	t-arvo	-0,3532	-1,0026	-1,2508	0,4148	0,3459	0,3459	0,3459					
	p-arvo	0,7240	0,3162	0,2112	0,6784	0,7295	0,7295	0,7295					
Turkki 1997-2001	kerroin	-0,0020	-0,0003	0,0017	0,0050	0,0055	0,0055	0,0055	2,1606	0,0713			
	t-arvo	-0,8911	-0,1253	0,7690	2,2407	2,5026	2,5026	2,5026					
	p-arvo	0,3730	0,9003	0,4420	0,0252*	0,0125*	0,0125*	0,0125*					

* Tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla

**Tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla

4.3. Regressiomallin tulokset toiselta alaperiodilta

Regressiomallin tulokset toiselta alaperiodilta 20.12.2001–31.12.2006 on raportoitu taulukossa 6. Tuloksia tarkasteltaessa havaitaan, että Yhdysvaltojen ja Suomen osakemarkkinoita kuvaavien osakeindeksien päivätuotot eivät tilastollisesti eroa toisistaan eri viikonpäivinä. Kummankaan osakemarkkinan kohdalla *F*-testisuure ei ole tilastollisesti merkitsevä, joten nollahypoteesi jää voimaan. Voidaan siis todeta, ettei Yhdysvaltojen ja Suomen osakemarkkinoilla havaittu viikontuotot anomaliaa ajalla 20.12.–31.12.2006.

Puolan osakemarkkinoiden tulosten tarkastelu osoittaa osaketuottojen olevan maanantaisin, torstaisin ja perjantaisin keskimäärin korkeampia kuin muina viikonpäivinä. *F*-testisuure on myös tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla, joten nollahypoteesi voidaan hylätä. Puolan osakemarkkinoilla osaketuotot eivät ole tasaisesti jakautuneet eri viikonpäiville.

Taulukon 6 tuloksista voidaan havaita, että osaketuotot Tshekin osakemarkkinoilla ovat keskimääräisesti 1 %:n riskitasolla torstaisin korkeampia kuin muina viikonpäivinä. *F*-testisuure ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä, joten nollahypoteesi jää voimaan. Tulosten perusteella Slovakian osakemarkkinoilla tuotot ovat perjantaisin muita viikontuottoja korkeammat 1 %:n riskitasolla. *F*-testisuure ei ole tilastollisesti merkitsevä, joten nollahypoteesi jää voimaan. Tulosten perusteella voidaan sanoa, ettei Tshekin eikä Slovakian osakemarkkinoilla ilmene tilastollisesti merkitsevää viikontuotot anomaliaa toisen alaperiodin aikana.

Turkin osakemarkkinoilla Taulukon 6 tulosten mukaan osaketuotot ovat keskimäärin torstaisin ja perjantaisin 5 %:n riskitasolla korkeammat kuin muina viikonpäivinä. Maanantaisin tuotot ovat puolestaan keskimääräisesti selvästi negatiivisia, mikäli tuloksia ei tulkita tiukasti 5 %:n riskitasolla pysyväksi. Turkin kohdalla myös *F*-testisuure on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla, näin ollen nollahypoteesi voidaan hylätä ja todeta Turkin osakemarkkinoilla ilmenevän viikontuotot anomaliaa.

Taulukko 6. Regressiomallin tulokset toiselta alaperiodilta

Taulukossa esitetään regressiomallin tulokset toiselta alaperiodilta. Lisäksi taulukossa esitetään jokaiselle viikonpäivälle beeta-kerroin, t-arvo sekä beeta-kertoimen tilastollista merkitsevyyttä ilmaiseva p-arvo. Lisäksi taulukossa esitetään F-arvo sekä sen tilastollista merkitsevyyttä ilmaiseva p-arvo. Aineisto on ajalta 20.12.2001–31.12.2006.

Osakemarkkina		Maanantai			Tiistai			Keskiviikko			Torstai			Perjantai			F-		p-	
		β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	F-arvo	p-arvo	F-arvo	p-arvo	F-arvo	p-arvo	F-arvo	p-arvo	F-arvo	p-arvo	F-arvo	p-arvo		
Yhdysvallat																				
2001–2006	kerroin	0,0001	-0,0002	0,0009	0,0002	-0,0001	0,5528	0,6970												
	t-arvo	0,1131	-0,3605	1,5063	0,2856	-0,2404														
	p-arvo	0,9100	0,7185	0,1322	0,7752	0,8101														
Suomi																				
2001–2006	kerroin	0,0004	-0,0003	0,0002	0,0011	0,0009	0,8314	0,5052												
	t-arvo	0,6246	-0,4417	0,4017	1,8552	1,4978														
	p-arvo	0,5323	0,6587	0,6880	0,0638	0,1344														
Puola																				
2001–2006	kerroin	0,0013	-0,0001	0,0004	0,0014	0,0020	2,4409*	0,0451												
	t-arvo	2,5440	-0,1248	0,8457	2,7050	3,7764														
	p-arvo	0,0111*	0,9007	0,3979	0,0069**	0,0002**														
Tshekki																				
2001–2006	kerroin	0,0012	0,0006	0,0009	0,0018	0,0008	0,5980	0,6641												
	t-arvo	1,8690	0,9308	1,4169	2,9361	1,2879														
	p-arvo	0,0618	0,3522	0,1568	0,0034**	0,1980														
Slovakia																				
2001–2006	kerroin	0,0000	0,0005	0,0009	0,0011	0,0024	1,5634	0,1817												
	t-arvo	-0,0072	0,7330	1,2408	1,5005	3,3521														
	p-arvo	0,9943	0,4637	0,2149	0,1337	0,0008**														
Turkki																				
2001–2006	kerroin	-0,0024	-0,0002	0,0003	0,0032	0,0033	3,4894**	0,0076												
	t-arvo	-1,8205	-0,1780	0,2392	2,4812	2,5620														
	p-arvo	0,0689	0,8587	0,8110	0,0132*	0,0105*														

* Tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla

**Tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla

5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tässä kandidaatintutkielmassa on regressiomallia käyttämällä selvitetty viikonpäiväanomalian esiintymistä kuudella eri osakemarkkinalla. Tarkasteltavat osakemarkkinat koostuivat sekä kehittyneistä että kehittyvistä osakemarkkinoista. Kehittyneitä osakemarkkinoita tutkielmassa edustivat Yhdysvallat ja Suomi. Kehittyviä eurooppalaisia osakemarkkinoita kuvaamaan oli valittu Puolan, Tshekin, Slovakian ja Turkin osakemarkkinat. Tutkimuskysymyksenä oli selvittää onko kehittyvien ja kehittyneiden osakemarkkinoiden välillä tehokkuuseroja sekä lisääntykö markkinoiden tehokkuus ajan kuluessa.

Keskeisinä tuloksina voidaan pitää sitä että, koko tarkasteluperiodilla viikonpäiväanomaliaa havaittiin vain Puolan ja Turkin osakemarkkinoilla. Molemmissa tapauksissa osaketuotot olivat perjantaisin keskimäärin korkeammat kuin muina viikonpäivinä. Ensimmäisellä alaperiodilla viikonpäiväanomaliaa ilmeni ainoastaan Puolan osakemarkkinoilla. Päivätuotot olivat tuona aikana korkeimmillaan perjantaisin ja torstaisin. Toisella alaperiodilla Puolan osakemarkkinoiden lisäksi anomaliaa ilmeni nyt myös Turkin osakemarkkinoilla. Tulosten mukaan markkinoiden tehokkuus ei siis parantunut Turkin osakemarkkinoilla ajan kuluessa. Ajan kulumisen vaikutus markkinoiden tehokkuuden kasvuun olisi saattanut tulla paremmin esiin, mikäli käytetty aineisto olisi ollut pidemmältä ajanjaksolta.

Tulosten perusteella voidaan todeta, että Turkin ja Puolan osakemarkkinat eivät täytä tehokkaiden markkinoiden hypoteesin heikkoa muodon vaatimuksia. Merkkinä Puolan osakemarkkinoiden tehottomuudesta voidaan myös pitää osaketuotoissa ilmennyttä autokorrelaatiota.

Tämän tutkielman tulokset osoittavat sen, että Turkin ja Puolan osakemarkkinoilla olisi mahdollisuus epänormaalin suuriin tuottoihin käyttämällä sijoitusstrategiaa, joka hyödyntää osakkeiden tuotoissa ilmenevää anomaliaa. Käytännössä tämä voi kuitenkin osoittautua mahdottomaksi, sillä on pidettävä mielessä, että osaketuottojen erot viikonpäivien välillä ovat hyvin pieniä. Näin ollen kaupankäyntikustannukset

saattavat tehdä mahdottomiksi yritykset hyötyä osaketuottojen jakautumisesta epätasaisesti viikonpäivien välille.

Mahdollisena jatkotutkimuksena voisi olla tutkimus muiden kalenterianomalioiden ilmenemisestä tässä työssä tutkituilla osakemarkkinoilla. Toisaalta olisi hyvin mielenkiintoista tutkia viikonpäiväanomalian ilmenemistä Arabi-maiden osakemarkkinoilla, sillä Arabi-maissa kaupankäyntipäivät ovat tavallisesti sunnuntaista torstaihin.

LÄHDELUETTELO

Aggrawal, R. – Rivoli, P.: “Seasonal and Day-of-the-Week Effects in Four Emerging Stock Markets”. *The Financial Review*, 1989, vol. 24, nro 4, 541-550

Bandhani, K. N.: “Anomaly or Rationality: Explaining the Day-of-the-Week Effect on S&P CNX Nifty Index>Returns during Different Settlement Regimes”. Kumaun University. *Working paper*, 2007.

Benson, E.D. – Rystrom, D.S.: “Investor Psychology and the Day-of-the-Week Effect”. *Financial Analysts Journal*, 1989, vol. 45, nro 5, 75-78

Bratislava Stock Exchange: 2007. “Fact Book 2006”. [Verkköjulkaisu]. [Viitattu 17.3.2007].
Saataavissa:
http://www.bsse.sk/Content/EN/Statistics/fact_book.lst/BSSE-rocenka-2006.pdf?LANG=EN

Brooks, Chris: *Introductory Econometrics for Finance*. (6th Edition). Cambridge: Cambridge University Press, 2005

Chatterjee, A. – Maniam, B.: “Market Anomalies Revisited”. *Journal of Applied Business Research*, 1997, vol. 13, nro 4, 47-56

Chen, H. – Singal, V.: “Do Short Sellers Cause the Weekend Effect?”. Virginia Tech. *Working paper*, 2003.

Cuthbertson, K. – Nitzsche, D.: *Quantitative Financial Economics*. (2nd Edition). Chichester: John Wiley & Sons, 2004

Dyl, E. – Maberly, E.: “A Possible Explanation of the Weekend Effect”. *Financial Analysts Journal*, 1998, vol 44, nro 3, 83-84

Fama, E. F.: "Efficient Capital Markets: a Review of a Theory and Empirical Work". *Journal of Finance* 1970, vol. 25, nro 2, 384-417

Fama, E. F.: "Efficient Capital Markets: II". *Journal of Finance* 1991, vol. 46, nro 5, 1575-1617

Gibbons, M. R. – Hess, P.: "Day of the Week Effects and Assets Returns". *Journal of Finance*, 1981, vol. 54, nro 4, 579-596

Gu, Y. A.: "The Reversing Weekend Effect: Evidence from the U.S. Equity Markets". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2004, vol. 22, nro 1, 5-14

Istanbul Stock Exchange: 2007. "ISE Stock Market Indices". [ISE:n www-sivuilla]. [Viitattu 10.4.2007] Saatavissa: <http://www.ise.org/indices/stckindx.htm>

Jaffe, J. & Westerfield, R.: "The Week-end Effect in Common Stock Returns: The International Evidence". *Journal of Finance*, 1985, vol. 40, nro 2, 433-454

Kamara, A.: "New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns". *Journal of Finance*, 1997, vol. 70, nro 1, 63-84

Kohers, K. – Kohers, N. – Pandey, V. – Kohers, T.: "The Disappearing Day-of-the-Week Effect in the World's Largest Equity Markets". *Applied Economics Letters*, 2004 vol. 11, 167-171

Lakonishok, J. – Smidt, S.: "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective". *Journal of Financial Studies*, 1988, vol. 1, nro 4, 403-428

Martikainen, T. – Puttonen, V.: "Finnish Day-of-the-Week Effects". *Journal of Business Finance & Accounting*, 1996, vol. 23, nro 7, 1019-1032

Michenfelder, R. A. – Pandya, S.: "Volatility of Stock Returns: Emerging and Mature Markets". *Managerial Finance*, 2005, vol. 31, nro 2, 66-86

OMX.: 2007. "Helsingin pörssin indeksit". [OMX:n www-sivuilla]. [Viitattu 17.3.2007].
Saatavissa:
http://www.omxgroup.com/nordicexchange/Abouttrading/Indexes/OMX_index_family/OMXH_Local_Index/

Prague Stock Exchange: 2007a. "History of the Exchange". [Prague Stock Exchange www-sivuilla]. [Viitattu 17.3.2007]. Saatavissa:
<http://www.pse.cz/dokument.aspx?k=History>

Prague Stock Exchange: 2007b. "PX Index Manual". [Verkkójulkaisu]. [Viitattu 17.3.2007]. Saatavissa: http://ftp.pse.cz/Info.bas/Eng/PX_manual_060222_en.pdf

Raj, M. – Kumari, D.: 2006. "Day-of-the-Week and other Market Anomalies in the Indian Stock Market". *International Journal of Emerging Markets*, 2006, vol. 1, nro 3, 235-246

Sias, R.Q. – Starks, L.T.: "The Day-of-the-Week Anomaly: The Role of Institutional Investors". *Financial Analysts Journal*, 1995, vol. 51, nro 3, 58-67

Standard & Poor's: 2007. "S&P 500 Fact sheet". [Verkkójulkaisu]. [Viitattu 27.2.2007]
Saatavissa: <http://www2.standardandpoors.com/spf/pdf/index/500factsheet.pdf>

Vaihekoski, Mika.: Rahoitusalan sovellutukset ja Excel. (1. Painos). Vantaa: WSOY, 2004.

Warsaw Stock Exchange.: 2006. "Fact book 2006". [Verkkójulkaisu]. [Viitattu 27.2.2007]. Saatavissa:
http://www.gpw.com.pl/gpw_e.asp?cel=e_informacje&k=347&i=/publications/fact_book2006

LIITE 1: RESIDUAALITESTIEN TULOKSET

Taulukossa esitetään residuaaleille tehtyjen testien tulokset. Taulukossa ovat Whiten sekä Breusch–Godfrey Lagrange multiplier -testien testisuureet ja niiden p -arvot sekä Jarque-Bera-arvo. Aineisto on ajalta 1.1.1997–31.12.2006 ja se on jaettu puoliksi siten, että toinen alaperiodi alkaa 20.12.2001.

Osakemarkkina	Whiten testi		Breusch-Godfrey LM testi		Jarque-Bera
	Obs*R ²	p -arvo	Obs*R ²	p -arvo	
Yhdysvallat					
1997–2006	0,442	0,778	3,881	0,144	1164,187**
1997–2001	0,432	0,786	2,732	0,257	458,791**
2002–2006	0,410	0,801	3,915	0,142	608,166**
Suomi					
1997–2006	1,433	0,220	9,334	0,009**	1168,921**
1997–2001	0,919	0,452	5,226	0,074	322,948**
2002–2006	1,105	0,353	6,792	0,034*	310,031**
Puola					
1998–2006	3,225	0,012*	23,742	<0,001**	2595,542**
1998–2001	2,194	0,068	4,668	0,098	482,524**
2002–2006	2,898	0,021*	43,695	<0,001**	733,112**
Tshekki					
1997–2006	2,010	0,090*	28,512	<0,001**	759,594**
1997–2001	0,781	0,538	23,608	<0,001**	146,952**
1998–2001	1,775	0,131	5,946	0,051	822,124**
Slovakia					
1997–2006	0,103	0,982	1,453	0,484	5417,918**
1997–2001	0,201	0,938	4,444	0,109	2911,719**
2002–2006	0,355	0,841	8,697	0,013*	982,2154**
Turkki					
1997–2006	2,681	0,030*	6,047	0,0490*	2535,455**
1997–2001	1,486	0,204	4,833	0,090	568,692**
2002–2006	3,360	<0,001**	0,148	0,929	947,454**

* Tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla

**Tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla