

**LAPPEENRANNAN TEKNILLINEN YLIOPISTO**  
**KAUPPATIETEIDEN OSASTO**  
Laskentatoimen ja rahoituksen laitos  
Rahoitus



## **Euroopan kehittyvien osakemarkkinoiden yhteisintegraatio ja kausaliteetti**

Aarne Björklund  
Rahoitus 4  
0239210

# Sisällysluettelo

<b>1. JOHDANTO.....</b>	<b>3</b>
<b>2. TEORIATAUSTA.....</b>	<b>5</b>
<b>2.1 Yksikköjuuritestit.....</b>	<b>5</b>
2.1.1 Dickey-Fuller-testi.....	6
2.1.2 Laajennettu Dickey-Fuller-testi.....	8
<b>2.2 Yhteisintegraatio .....</b>	<b>9</b>
<b>2.3 Grangerin kausaliiteetti .....</b>	<b>11</b>
<b>3. KÄYTETTY TUTKIMUSAINEISTO .....</b>	<b>12</b>
<b>4. TULOKSET .....</b>	<b>14</b>
<b>4.1 Kuvailevat tunnusluvut.....</b>	<b>14</b>
<b>4.2 Yksikköjuuren testaaminen .....</b>	<b>17</b>
<b>4.3 Yhteisintegraatio .....</b>	<b>18</b>
<b>4.4 Grangerin kausaliiteetti .....</b>	<b>20</b>
<b>5. JOHTOPÄÄTÖKSET .....</b>	<b>23</b>
<b>LÄHTEET.....</b>	<b>26</b>
<b>LIITE I. KÄYTETTYJEN AIKASARJOJEN KUVAAJAT .....</b>	<b>29</b>
<b>LIITE II. LOGARITMISTEN TUOTTOJEN KUVAAJAT .....</b>	<b>32</b>

# 1. JOHDANTO

Kehittyvät osakemarkkinat tarjoavat sijoittajille mahdollisuuden suuriin tuottoihin. Kehittyviin osakemarkkinoihin liittyy kuitenkin myös riski, joka on usein kehittyneiden osakemarkkinoiden riskiä suurempi. Oikein käytettynä kehittyvät osakemarkkinat kuitenkin tarjoavat sijoittajille varteenotettavan tavan saada lisätuottoa sijoituksilleen. Kehittyville osakemarkkinoille virtaa myös paljon rahaa ulkomaisilta sijoittajilta. Markkinoiden heilahtelujen johdosta on esiintynyt myös paljon ongelmia. Esimerkiksi viime keväänä pankeilla oli vaikeuksia lunastaa kaikille halukkaille varoja, jotka olivat sijoitettu tietyille kehittyville osakemarkkinoille sijoitaviin sijoitusrahastoihin.

Modernin portfolioteorian mukaan sijoitusten hajauttaminen pienentää portfolion riskiä. Teorian soveltaminen on kuitenkin havaittu ongelmalliseksi, kun on alettu tutkimaan eri maiden markkinoiden välisiä yhteneväisyyksiä esimerkiksi juuri yhteisintegraatiomenetelmällä. Tutkimuksissa on havaittu eri maiden markkinoiden välillä samansuuntaisia liikkeitä, joka asettaa rajoituksia maiden välisestä hajautuksesta saatavaan hyötyyn. Tutkimukset ovat pääosin liittyneet vain kehittyneille osakemarkkinoille. Kehittyville osakemarkkinoille suuntautuvia tutkimuksia on ollut varsin vähän, ottaen huomioon niiden tarjoamat mahdollisuudet. Kehittyvät osakemarkkinat muodostavat erillisen tietolähteen, koska ne yleisesti ottaen korreloivat heikommin kehittyneiden osakemarkkinoiden kanssa. (Chen et al., 2002).

Tässä tutkielmassa tutkitaan Euroopan kehittyvien osakemarkkinoiden välisiä yhteneväisyyksiä. Yhteneväisyyksiä tutkitaan käyttäen hyväksi Johansenin yhteisintegraatio -menetelmää, jonka avulla selvitetään liikkuvatko osakemarkkinat samansuuntaisesti pitkällä aikavälillä. Lisäksi tutkimuksessa pyritään selvittämään seuraavatko tietyt maat toisten maiden liikkeitä lyhyellä aikavälillä. Tämän selvittämiseen käytetään Grangerin kausaaliiteetti -menetelmää. Tutkimukseen valitut maat ovat Puola, Turkki, Tshekki, Unkari ja Venäjä. Aineistona on käytetty Morgan Stanley Capital Internationalin (MSCI) kullekin maalle laatimia indeksejä. Tutkielmassa käytetty aikaväli on 1.1.1999–30.6.2006. Aikaväli on pyritty valitsemaan siten, ettei sille kohdistu suuria taloudellisia kriisejä kyseisten maiden alueella. Euroopan osakemarkkinat ovat eläneet muutoksessa Euroopan yhdistymisen myötä. Euroopan unioni ja muut taloudelliset yhteenliittymät

ovat aikaansaaneet sen, että niihin kuuluvat maat ovat enemmän yhteyksissä toisiinsa. Tämän vuoksi yhteneväisyyksien tutkiminen aiempaa uudemmallalla aineistolla tuo tärkeää lisätietoa kyseisten markkinoiden nykytilasta.

Kehittyvien markkinoiden välisiä yhteneväisyyksiä ovat tutkineet muun muassa Chen et al. (2002), Christofi & Pericli (1999), Narayan et al. (2004) sekä Patev et al. (2006). Chen et al. (2002) tutkivat osakemarkkinoiden välisiä yhteneväisyyksiä Johansenin yhteisintegraatio-menetelmää hyväksi käyttäen Latinalaisessa Amerikassa. Samalle alueelle eli Latinalaiseen Amerikkaan sijoittuu myös Christofin & Periclin (1999) tekemä tutkimus. Narayan et al. (2004) tutkivat puolestaan Etelä-Aasian maiden välistä yhteisintegraatiota. Tutkimuksessaan he käyttivät lisäksi myös Grangerin kausaliiteetti -menetelmää selvittäessään, mikä maa aiheuttaa markkinoiden liikkeitä kyseisellä alueella. Eurooppalaisista maista tutkimusta ovat tehneet esimerkiksi Patev et al. (2006). He tutkivat Keski- ja Itä-Euroopan maiden välistä yhteisintegraatiota. Tutkimuksessaan he pyrkivät selvittämään, löytyykö tutkimuksessa mukana olleiden maiden välillä yhteisintegraatiota ennen taloudellista kriisiä, taloudellisen kriisin aikana ja taloudellisen kriisin jälkeen. Lisäksi he vertaavat valitsemiansa kehittyneitä markkinoita USA:n markkinoihin.

Kuitenkin, vaikka aikaisempia tutkimuksia Euroopan kehittyvien markkinoiden välisestä yhteisintegraatiosta löytyy, ovat aikaisemmat tutkimukset pääosin suoritettu tutkimaan markkinoiden käytöstä niin sanottua normaalitilaa poikkeavissa tiloissa. Tämän tutkielman tarkoituksena puolestaan on vertailla maiden välistä yhteisintegraatiota juuri silloin, kun markkinat ovat normaalissa tilassa. Mukaan ei ole kuitenkaan otettu mitään vertailukohdetta kehittyneiltä osakemarkkinoilta. Tutkielma on pyritty tekemään ajattelun sijoittajien hyötyä. Mikäli yhteneväisyyksiä tiettyjen maiden markkinoiden välillä esiintyy, ei näiden maiden kesken suoritettu hajautus tuota parasta mahdollista hyötyä. Näin ollen sijoittaja saa tutkielmasta tietoa, onko maiden välillä mahdollista hajauttaa sijoituksia niin, että portfolion riski pienenee.

Tutkielma etenee siten, että luvussa 2 käydään läpi tutkielmassa käytettävät tutkimusmenetelmät sekä niihin liittyvät teoriat. Luvussa 3 tarkastellaan tutkielmassa käytettävää aineistoa. Luvussa 4 käydään läpi tutkimuksen tuloksia. Viimeisenä 5. luvussa tarkastellaan johtopäätöksiä ja tehdään suosituksia jatkotutkimuksien aiheista.

## 2. TEORIATAUSTA

Tutkielmassa käytettävät varsinaiset testausmenetelmät, eli Johansenin yhteisintegraatio-menetelmä sekä Grangerin kausaaliteetti-menetelmä vaativat rinnalleen myös muita testejä. Näiden testien avulla pyritään selvittämään, onko käytetty aineisto soveltuva-inen varsinaisten testien suorittamiseen. Tässä osiossa käydään läpi kaikkien tutkielmas-sa käytettävien testien teoreettinen sisältö.

### 2.1 Yksikköjuuritestit

Tutkittaessa yhteisintegraatiota on aluksi selvitettävä, että käytetyt aikasarjat ovat epä-stationaarisia. Mikäli aikasarja on stationaarinen, sen varianssi ja keskiarvo ovat muut-tumattomia. Lisäksi aikasarjan kahden arvon välinen kovarianssi on riippuvainen vain niitä erottavasta ajan määrästä, eli ei varsinaisesta ajankohdasta. Toisin sanoen epästa-tionaarisella aikasarjalla näin ei ole. Epästationaarille aikasarjalle on siis ominaista, että sen liikkeitä ei voida ennustaa. Toisin sanoen epästationaariset aikasarjat noudatta-vat niin sanottua satunnaiskulun mallia. Stationaarisen aikasarjan liikkeet ovat puoles-taan ennustettavissa. (Hill et al., 2001).

Aikasarjojen epästationaarisuutta voidaan tutkia käyttämällä yksikköjuuritestejä. Mikäli aikasarja on epästationaarinen, sillä on ainakin yksi yksikköjuuri. Mikäli aikasarjalla on yksi yksikköjuuri, aikasarja täytyy integroida kerran, mikäli se halutaan saada stationaa-riseksi. Epästationaarisesta aikasarjasta, jolla on yksi yksikköjuuri, käytetään merkkiä  $I(1)$ . Epästationaarisesta aikasarjasta, jolla on  $d$  yksikköjuurta, käytetään puolestaan merkkiä  $I(d)$ . Näin ollen stationaarisesta aikasarjasta käytetään merkkiä  $I(0)$ , koska sillä ei ole yksikköjuuria. (Hill et al., 2001).

Yksi yksinkertainen tapa yksikköjuuren testaamiseen on tutkia sitä, ovatko käytetyt ai-kasarjat autokorreloituneita. Autokorrelaatiolla ei kuitenkaan saada aikaan tyhjentävää vastausta siitä, onko aikasarjalla yksikköjuuri vai ei. Tämä johtuu siitä, että autokorre-laatio ei kykene huomioimaan sitä, että yksikköjuuri säilyy aikasarjassa koko ajan. Tä-män vuoksi aikasarjojen yksikköjuurien testaaminen autokorrelaation avulla ei ole suo-tavaa. Autokorrelaatio on kuitenkin pohja kehittyneemmille testeille, jotka antavat var-memman tuloksen aikasarjojen yksikköjuurista. (Brooks, 2002).

Yksikköjuurten tutkimiseen on olemassa monia kehittyneitä testejä. Yksi yleisimmin käytetyistä on Dickey-Fuller-testi (DF) tai laajennettu Dickey-Fuller-testi (ADF). Eri yksikköjuuritestejä on tutkittu paljon, mutta mistään testeistä ei ole saatu todisteita siitä, että yksi testi olisi muita parempi kaikissa tilanteissa (Bhattacharyya & Banerjee, 2004). Koska mikään testeistä ei ole osoittautunut muita paremmaksi kaikissa tilanteissa, on työssä käytetty laajennettua Dickey-Fuller-testiä.

### 2.1.1 Dickey-Fuller-testi

Laajennettu Dickey-Fuller-testi ja tavallinen Dickey-Fuller-testi ovat molemmat samantyyppisiä testejä. Laajennettu Dickey-Fuller-testi on kehitetty siten, että se ottaa huomioon tavallisen Dickey-Fuller-testin puutteet. Tästä johtuen selitettäessä laajennettua Dickey-Fuller-testiä, on teorian esittäminen syytä aloittaa selvyyden vuoksi tavallisesta Dickey-Fuller-testistä.

Dickey & Fuller (1979) kehittivät yhden varhaisimmista yksikköjuurien testaamiseen tarkoitetuista testausmenetelmistä. (Watsham & Parramore, 1997). Testiä käytetään edelleen yksikköjuurten selvittämisessä.

Perusoletuksena DF-testissä on, että muuttuja  $y_t$  on peräisin yksinkertaisesta AR(1) -prosessista. Mikäli näin ei ole, ei testi anna päteviä tuloksia. (Eviews 5 User's Guide, 2004). DF-testissä nollahypoteesina on, että aikasarjalla on yksikköjuuri. Vastahypoteesi puolestaan on, että aikasarjalla ei ole yksikköjuurta, eli että se on stationaarinen. Yksinkertaisimmillaan DF-testiä voidaan kuvata kaavan [1] avulla. (Brooks, 2002).

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad [1]$$

Kaavassa [1] nollahypoteesi hylkäämättä jättäminen tarkoittaa sitä, että  $\phi = 1$ . Nollahypoteesi hylätään, mikäli  $\phi > 1$ . (Watsham & Parramore, 1997). Kaava [1] esitetään kuitenkin usein seuraavassa muodossa (Brooks, 2002):

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t \quad [2]$$

Kaavassa [2] testataan nollahypoteesia  $\psi = 0$ , joka on sama asia kuin  $\phi = 1$ , sillä  $\phi - 1 = \psi$ . (Brooks, 2002).

DF-testit tunnetaan myös  $t$ -testeinä, joita ovat  $\tau$ ,  $\tau_\pi$  ja  $\tau_\tau$ . Ensimmäinen näistä on esitetty yllä. Toinen ja kolmas ovat verrattavissa ensimmäiseen. Erona näiden kolmen välillä kuitenkin on se, että ensimmäinen testi on pelkkä satunnaiskulun malli, kun taas toisessa testissä [3] lisänä on vakiotermin ja kolmannessa [4] on vakiotermin lisäksi myös deterministinen aikatrendi. (Brooks, 2002).

$$y_t = \phi y_{t-1} + \mu + u_t \quad [3]$$

$$y_t = \phi y_{t-1} + \mu + \lambda t + u_t \quad [4]$$

Toisessa ja kolmannessa testissä vakiotermin ja deterministisen aikatrendin arvot tai merkityksellisyys eivät ole tarkastelun kohteena. Ne ovat vain testissä mukana tutkittaessa yksikköjuurien määrää. (Brooks, 2002). Kuitenkin mallissa mukana oleva vakio-termini, joka kuvaa tietynlaista trendiä aikasarjassa on tärkeä, sillä makrotaloudellisissa muuttujissa on usein liittynäänä jokin tällainen trendi. (Hill et al., 2001).

DF-testin kriittiset arvot ovat laskettu valmiiksi ja ne on esitetty taulukossa 1. Taulukossa on kaikkien eri DF-testien kriittiset arvot sekä myös  $t$ -jakauman kriittiset arvot. (Hill et al., 2001).

**Taulukko 1. DF-testien kriittiset arvot.** (Davidson & MacKinnon, 1993)

Malli	1 %	5 %	10 %
$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t$	-2,56	-1,94	-1,62
$y_t = \phi y_{t-1} + \mu + u_t$	-3,43	-2,86	-2,57
$y_t = \phi y_{t-1} + \mu + \lambda t + u_t$	-3,96	-3,41	-3,13
$t$ -jakauman kriit. arvot	-2,33	-1,65	-1,28

### 2.1.2 Laajennettu Dickey-Fuller-testi

Taulukosta 1 huomataan, että DF-testien kriittiset arvot ovat pienempiä, kuin  $t$ -jakauman kriittiset arvot. Näin ollen nollahypoteesin hylkäämiseksi vaaditaan enemmän todisteita DF-testeissä kuin normaalisti. Mikäli siis testien arvot alittavat kriittiset arvot, nollahypoteesi hylätään ja tullaan johtopäätökseen, että aikasarjalla ei ole yksikköjuurta. Ongelmia ilmenee, mikäli DF-testien virhetermit ovat autokorreloituneita. (Brooks, 2002). Toisin sanoen tällaisissa tapauksissa muuttuja  $y_t$  onkin peräisin monimutkaisemmasta AR(p) -prosessista. Tällöin tavallisten DF-testien kriittiset arvot eivät ole enää riittäviä. (Eviews 5 User's Guide, 2004)

Ratkaisu ongelmaan löytyy laajennetusta DF-testistä, jossa on huomioitu  $y_t$ :n AR(p) alkuperä lisäämällä alkuperäiseen malliin viivästettyjä differenssitermejä. Tämä on esitetty kaavassa [5]. (Brooks, 2002).

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad [5]$$

Laajennetussa DF-testissä käytetään samoja kriittisiä arvoja kuin normaalissakin DF-testissä. Testin arvot ovat laajennetussa testissä saatu sopiviksi DF-testin kriittisten arvojen kanssa viivästettyjen differenssitermien avulla. Käytettäessä laajennettua DF-testiä, on määritettävä viivepituus, eli käytettyjen viivästettyjen differenssitermien lukumäärä. Yksi vaihtoehto lukumäärän määrittämiseen on se onko aineistona käytetty esimerkiksi kuukausidataa. Tällöin käytettäisiin 12 termiä ja mikäli olisi kyseessä puolivuotisdata, käytettäisiin kahta termiä. Tämä ei kuitenkaan ole järkevää, jos aineistona on päivittäinen data, kuten tässä tapauksessa on. Tällöin termejä tulisi huomattavan suuri määrä. Toinen vaihtoehto löytää oikea viivepituus on käyttää hyväksi niin sanottua Aikaken informaatiokriteeriä. Viivepituuden on tärkeää olla oikean kokoinen, sillä liian lyhyt viivepituus aiheuttaa sen, että virhetermin autokorrelaatiota ei saada poistettua. Toisaalta taas liian pitkän viivepituuden käyttö aiheuttaa testin tehon vähenemisen. (Brooks, 2002).



## 2.2 Yhteisintegraatio

Yleisesti voidaan sanoa, että epästationaarisia aikasarjoja ei tulisi käyttää regressiomalleissa. Tämä johtuu siitä, että epästationaaristen aikasarjojen käyttö saattaa aiheuttaa tuloksia, jotka osoittavat sarjojen välillä olevia yhteneväisyyksiä, vaikka näin ei kuitenkaan todellisuudessa ole. Tämä ongelma voidaan kuitenkin välttää tutkimalla aikasarjojen yhteisintegraatiota. (Hill et al., 2001).

Useimmissa tapauksissa kahden epästationaarisen muuttujan lineaarikombinaatiot ovat myös epästationaarisia. Mikäli siis tarkastellaan kahden epästationaarisen I(1) muuttujan, esimerkiksi  $y_t$ :n ja  $x_t$ :n lineaarikombinaatiota  $e_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$ , huomataan, että tuloksena on yhtälö joka on myös epästationaarinen ja I(1). Integraatioasteen voidaan yleisesti sanottuna olevan yhtäsuuri, kuin mitä se on muuttujalla, jolla on suurin integraatioaste. Kuitenkin on mahdollista, että kahden epästationaarisen muuttujan aikasarjat ovat I(0) integroituneita eli toisin sanoen stationaarisia. Tällaisissa tapauksissa voidaan sanoa, että kyseiset aikasarjat ovat yhteisintegroituja. (Hill et al., 2001).

Käytännössä epästationaariset muuttujat, jotka ovat yhteisintegroituneita liikkuvat samansuuntaisesti pitkällä aikavälillä. Tämän saattaa johtua esimerkiksi markkinoista. Yhteisintegroituneet muuttujat voivat liikkua lyhyellä aikavälillä tavalla, joka ei anna olettaa, että muuttujien liikkeillä on yhteisiä piirteitä. (Brooks, 2002).

Ensimmäiset tutkimukset yhteisintegraatiosta tekivät Granger (1986) ja Engle ja Granger (1987). Tämä malli oli kuitenkin tarkoitettu vain kahden muuttujan välisen yhteisintegraation mittaamiseen. Myöhemmin Johansen (1988, 1991) ja Johansen ja Juselius (1990) kehittivät menetelmän yhteisintegraation tutkimiseen, joka antoi mahdollisuuden tutkia yhteisintegraatiota useamman muuttujan välillä.

Yhteisintegraatiota voidaan yksinkertaisimmillaan testata tutkimalla, onko yllä esitetyn kahden muuttujan välinen lineaarikombinaatio stationaarinen. (Hill et al., 2001). Yhteisintegraation tutkimiseen löytyy kehittyneempiäkin menetelmiä, jonka vuoksi testeissä on käytetty yhtä yleisimmistä ja kehittyneimmistä, eli Johansenin menetelmää.

### 2.2.1 Johansenin menetelmä

Johansenin menetelmä käyttää hyväkseen vektoriautoregressiivistä mallinnustapaa (VAR). VAR -malli on laajennus tavalliselle autoregressiiviselle mallille, jossa käytetään yhtä riippuvaa muuttujaa. VAR -malli kykenee käyttämään useampia riippuvia muuttujia. (Brooks, 2002).

Johansenin menetelmän selittäminen voidaan aloittaa ajattelemalla muuttujajoukkoa, jossa on enemmän kuin 2 muuttujaa, jotka ovat I(1) integroituneita ja joiden voidaan olettaa olevan yhteisintegroituneita. Kaava [5] kuvaa tilannetta. (Brooks, 2002).

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t \quad [5]$$

Mikäli kaavassa [5] olevaa tilannetta halutaan tutkia Johansenin menetelmällä, se täytyy muuntaa kaavan [6] muotoon. Tätä muotoa kutsutaan vektorivirheenkorjausmuodoksi (VECM). (Brooks, 2002).

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad [6]$$

Kaavassa [6]  $\Pi = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I_g$  ja  $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$ .

Johansenin testi keskittyy  $\Pi$ -matriksin tutkimiseen.  $\Pi$ -matriksin voidaan ajatella olevan pitkän aikavälin kehitystä kuvaava matriksi. Yhteisintegraatiota tulkitaan katsomalla  $\Pi$ -matriksin arvoja ja vertaamalla niitä matriksin ominaisarvoihin (eigenvalue). (Brooks, 2002). Kaavassa [6] oleva  $\Gamma$  on puolestaan muuttuja, joka kuvaa lyhyen aikavälin yhteneväisyyksiä.  $\Pi$ -matriksin luokka kuvaa muuttujan  $y_t$  stationaarisia ja lineaarisia kombinaatioita. (Chen et al., 2002). Mikäli matriksin  $\Pi$  luokka on nolla, tarkoittaa tämä sitä, että mallissa ei ole lineaarista yhteisintegraatiovektoria. Mikäli puolestaan matriksin luokka on suurempi, kuin nolla tarkoittaa tämä sitä, että mallissa on yhteisintegroituneita vektoreita. (Malkamäki, 1992).

Johansenin menetelmässä käytetään yhteisintegraatiovektoreiden lukumäärän testaamiseen kahta testiä. Nämä testit ovat trace-testi ja suurimman ominaisarvon testi (maximal eigenvalue). Testien matemaattiset kaavat ovat esitetty alla. Trace-testiä kuvaa kaava [7] ja suurimman ominaisarvon testiä kuvaa kaava [8]. (Brooks, 2002).

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad [7]$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad [8]$$

Trace-testissä nollahypoteesina on, että yhteisintegroituneita vektoreita on enintään  $r$  kappaletta. Vastahypoteesina puolestaan on se, että yhteisintegroituneita vektoreita on enemmän kuin  $r$  kappaletta. Suurimman ominaisarvon testissä puolestaan nollahypoteesi on, että yhteisintegroituneita vektoreita on  $r$  kappaletta. Vastahypoteesina tässä testissä on se, että yhteisintegroituneita vektoreita on  $r + 1$  kappaletta. Molemmilla testeillä on laskettu kriittiset arvot Johansenin ja Juseliuksen (1990) tekemässä tutkimuksessa. Mikäli testien tulokset ovat suurempia, kuin kriittiset arvot tulee nollahypoteesi hylätyksi.

### 2.3 Grangerin kausaliteetti

Grangerin (1969) kehittämä kausaliteettimenetelmä tutkii aikasarjojen syy-seuraus suhteita lyhyellä aikavälillä. Malli tutkii sitä, antavatko toisen aikasarjan arvot tietoa toisen aikasarjan liikkeistä. (Greene, 2003).

Aikasarjan  $Y$ , jota tarkastellaan hetkellä  $t$ , voidaan sanoa aiheuttavan aikasarjan  $X$  liikkeitä samalla hetkellä Grangerin kausaliteetti-menetelmän mukaisesti, mikäli aikasarjan  $X$  liikkeet ovat paremmin ennustettavissa aikasarjan  $Y$  menneisyyden arvoista, kuin mitä ne olisivat ennustettavissa muusta markkinoilla olevasta informaatiosta. Testin nollahypoteesi on, että aikasarjojen välillä ei ole kausaliteettia. Vastahypoteesi puolestaan on, että aikasarja  $Y$  aiheuttaa aikasarjan  $X$  liikkeet Grangerin kausaliteetti-menetelmän mukaisesti. (Malkamäki, 1992). Kuitenkin se, että  $Y$  aiheuttaa  $X$ :n liikkeitä

Grangerin kausaliiteetti-menetelmän mukaisesti ei tarkoita sitä, että X on Y:n tulos tai seuraus. (Eviews 5 User's Guide, 2004).

Huomattavaa on, että Grangerin kausaliiteetti-menetelmällä tulisi testata vain stationaarisia sarjoja. (Hiemstra & Jones, 1994).

### **3. KÄYTETTY TUTKIMUSAINEISTO**

Tutkimukseen valitun maanosan valintaan vaikutti se, että Euroopan markkinat ovat eläneet muutoksessa viimeaikoina, etenkin kehittyvien markkinoiden osalta. Tämä juontaa juurensa etenkin kehittyvien markkinoiden osalla Euroopan unionin sekä muiden Euroopan sisäisten liittoumien laajenemiseen viime vuosina. Tutkimukseen valitut maat ovat Puola, Turkki, Tshekki, Unkari ja Venäjä. Maat pyrittiin valitsemaan melko satunnaisesti eli siten, ettei tarkasteluun tule mukaan vain esimerkiksi pienimmät kehittyvät markkinat Euroopan alueelta. Maiden valintaan vaikutti myös se, että niistä kaikista löytyi MSCI:n tekemä indeksi. Testiin valituista maista Puola, Tshekki ja Unkari kuuluvat Euroopan unioniin, kun taas Venäjä ja Turkki eivät kuulu. Tämä on hyvä asia, sillä näin saadaan myös havaintoja Euroopan unionin mahdollisesti aiheuttamista yhteneväisyyksiä kyseisten maiden osakemarkkinoiden välillä. Esimerkiksi Chen et al. (2002) ovat ottaneet kantaa asioihin, jotka saattavat aiheuttaa maiden välisiä yhteneväisyyksiä sanomalla, että maiden välisiin yhteneväisyyksiin voivat vaikuttaa esimerkiksi vahvat taloudelliset siteet. He myös mainitsevat, että markkinoiden vapautumiset, nopeat kehitykset telekommunikaatioteknologiassa ja tietokoneiden avulla suoritettavassa vaihdannassa sekä monikansallisten yhtiöiden lisääntynyt toiminta eri maissa voivat johtaa maiden markkinoiden väliseen integraatioon. Lisäksi taloudellisten järjestelmien, kuten EU:n ja EMU:n kehittyminen aiheuttavat yhteneväisyyksiä niihin kuuluvien markkinoiden välillä.

Tutkimuksessa käytetty aineisto on haettu Datastreamista. Aineistona on käytetty indeksien päivittäisiä hintaindeksi -arvoja. Hintaindeksien käyttö johtuu siitä, että total return -indeksien arvoja ei ollut saatavilla kaikille maille tutkielmassa käytetyllä aikavälillä.

Indeksien arvot ovat paikallisessa valuutassa. Valuutat ovat siis Puolan zloty, Turkin liira, Tshekin koruna, Unkarin forintti ja Venäjän rupla. Syy paikallisten valuuttojen käyttöön on se, että mikäli arvot olisivat olleet esimerkiksi dollareissa tai euroissa, olisi sarjoilla ollut yhteinen tekijä, joka olisi saattanut aiheuttaa yhteneväisyyksiä sarjojen välillä. Koska millään maalla ei myöskään ole käytössään euroa Euroopan unioniin kuulumisesta huolimatta, ovat samasta valuutasta johtuvat yhteneväisyydet minimoitu. MSCI-indeksien käyttö tutkimuksessa helpotti aineiston hakua huomattavasti. Tämä johtui siitä, että kullakin maalla on useampia indeksejä, joita tutkimuksessa olisi voitu käyttää. Näin ollen MSCI-indeksien käyttö poisti valinnan vaikeuden.

Indeksit ovat haettu ajalta 1.1.1999 – 30.6.2006. Periodin valintaan vaikutti se, että Venäjällä ollut taloudellinen kriisi loppui vuoden 1998 lopulla (Chen et al., 2002). Ajankohdan valinnassa on pyritty välttämään kriisejä siitä syystä, että kriisien aikana taloudet toimivat eri tavoin kuin normaalissa tilanteessa. Tutkielmassa ei kuitenkaan ole huomioitu muilla alueilla tapahtuneita kriisejä, joilla on saattanut olla vaikutusta Euroopan kehittyvien osakemarkkinoiden toimintaan. Muutenkin tarkastelun ulkopuolelle on jätetty esimerkiksi maiden yhteisten kauppakumppaneiden tarkastelu ja näiden mahdollisten kumppaneiden vaikutus maiden välisiin yhteneväisyyksiin.

Aineiston avulla pyritään selvittämään se, löytyykö maiden markkinoiden väliltä yhteneväisyyksiä, jotka ovat ristiriidassa modernin portfolioteorian tai markkinoiden tehokkuuden kanssa. Jos yhteneväisyyksiä löytyy, on sijoittajan teoriassa mahdollista hyötyä tästä tiedosta ja saada sijoituksilleen parempaa tuottoa. Tässä tapauksessa moderni portfolioteoria ei kykene selittämään sitä, miksi kansainvälinen hajautus ei tuota sijoituksille parempaa tuottoa. Myöskään tehokkaiden markkinoiden viitekehys ei tällöin kykene selittämään sitä, miksi markkinoiden väliset liikkeet ovat olleet samansuuntaisia, eivätkä satunnaiskulun mallia noudattavia. Tutkielman tarkoituksena ei kuitenkaan varsinaisesti ole tutkia markkinoiden tehokkuutta tai modernin portfolioteorian paikkaansa pitävyyttä. Tutkielman tarkoituksena on tutkia markkinoita ja niiden välisiä yhteneväisyyksiä, jotka edesauttavat sijoittajia saamaan sijoituksilleen paremman tuoton.

Tutkielmassa kaikkien teorioiden testaamiseen on käytetty Eviews-ohjelmaa. Indeksien arvot ovat haettu Datastreamista. Datastreamista aikasarjat siirrettiin MS Exceliin. Excelistä aineisto puolestaan siirrettiin Eviewsiin varsinaisten testien suorittamista varten.

## 4. TULOKSET

### 4.1 Kuvailevat tunnusluvut

Taulukossa 2 on esitetty kuvailevaa статистиikkaa kaikkien maiden aikasarjojen logaritmisista tuotoista. Logaritmisten tuottojen kuvaajat ovat esitetty Liitteessä II. Keskiarvoista huomataan, että suurimmat logaritmisten tuottojen keskiarvot löytyvät Turkilta (0,001) ja Venäjältä (0,001). Nämä maat ovat siis tuottaneet keskimäärin eniten tutkielmassa käytetyllä aikavälillä. Pienimmät keskiarvot löytyvät puolestaan Puolalta (>0,001), Unkarilta (0,001) ja Tšhekiltä (0,001), jotka ovat tuottaneet keskimäärin vähiten käytetyllä aikavälillä. Venäjällä myös mediaani, eli keskiluku on suurin (0,002), joka viittaa siihen, että logaritmiset tuotot ovat painottuneet positiivisiin arvoihin. Positiivinen mediaani löytyy myös Tšhekiltä (0,001), joka viittaa myös positiivisesti painottuneisiin arvoihin. Muilla mailla mediaani on nolla, joka puolestaan viittaa siihen, että havainnot ovat tasaisesti jakaantuneet positiivisiin ja negatiivisiin arvoihin. Suurimmat keskihajonnat ovat Turkilla (0,029) ja Venäjällä (0,027). Tämä tarkoittaa sitä, että Turkilla ja Venäjällä logaritmiset tuotot ovat hajautuneet eniten eli tuottojen riski on näillä mailla suurin. Pienimmät keskihajonnat ovat Tšhekillä (0,015) ja Unkarilla (0,016). Näillä mailla logaritmiset tuotot ovat siten hajautuneet vähiten. Yleisesti voidaan siis sanoa, että Turkilla ja Venäjällä keskiarvoisesti suurien tuottojen saavuttaminen verrattuna muihin maihin on myös vaatinut suuremman riskin. Unkarilla tilanne on ollut toinen. Sen muihin maihin verrattuna pienet tuotot ovat vaatineet myös pienen riskin.

**Taulukko 2. Kuvailevat tunnusluvut.** Taulukon arvot ovat laskettu kunkin maan indeksien logaritmisista tuotoista aikavälillä 1.1.1999–30.6.2006.

<b>Maa</b>	<b>Keskiarvo</b>	<b>Mediaani</b>	<b>Keskihajonta</b>	<b>Vinous</b>	<b>Huipukkuus</b>	<b>Jarque-Bera</b>	<b><i>p</i>-arvo</b>
<b>Puola</b>	<0,001	<0,001	0,016	0,047	4,722	242,333	<0,001
<b>Turkki</b>	0,001	<0,001	0,029	0,172	8,019	2061,904	<0,001
<b>Tshekki</b>	<0,001	0,001	0,015	-0,144	5,293	435,137	<0,001
<b>Unkari</b>	<0,001	<0,001	0,016	0,043	6,179	823,965	<0,001
<b>Venäjä</b>	0,001	0,002	0,027	-0,177	8,294	2292,980	<0,001

Logaritmisten tuottojen vinous kertoo sen, ovatko havaintoarvot poikenneet normaalijakauman symmetrisestä kuviosta. Mikäli havainnot ovat normaalijakautuneita, on vinous nolla. Huipukkuus on puolestaan tunnusluku, joka kertoo sen ovatko havainnot jakautuneet huipukkaammin, vai latteammin, kuin normaalijakauma. Normaalijakauman huipukkuuden arvo on 3. (Hill et al., 2001). Kaikkien maiden kohdalla tilanne on se, että huipukkuuden arvo ylittää normaalijakaumalle asetetun oletusarvon 3. Pienin huipukkuuden arvo on Puolalla (4,722) ja suurin Venäjällä (8,294). Tässä tapauksessa huipukkuuden normaalijakautuneisuutta korkeammat arvot eivät kuitenkaan ole yllättäviä, sillä taloudellisilla aikasarjoilla jakaumat ovat usein normaalijakaumaa huipukkaammat. (Brooks, 2002).

Vinouden kohdalla tilanne on sama, kuin huipukkuudella. Jokaisen maan kohdalla arvot eroavat normaalijakauman arvosta 0. Pienimmät vinouden arvot ovat Tshekillä (-0,144) ja Venäjällä (-0,176849). Suurin vinouden arvo on Turkilla (0,172). Positiivinen vinouden arvo tarkoittaa sitä, että havaintojen arvot ovat jakautuneet nollan oikealle puolelle. Negatiivinen vinouden arvo puolestaan tarkoittaa sitä, että arvot ovat jakautuneet nollan vasemmalle puolelle.

Vinouden ja huipukkuuden avulla suoritettava Jarque-Bera-testi (J-B-testi) tutkii jakaumien normaalijakautuneisuutta. Normaalijakautunut jakauma seuraa  $\chi^2$ -jakaumaa kahdella vapausasteella. 5 %:n merkitsevyystasolla tämä tarkoittaa sitä, että J-B-testin arvoa tulee verrata arvoon 5,99. Lisäksi J-B-testin  $p$ -arvoa voidaan verrata 5 %:n merkitsevyystasoon, eli arvoon 0,05. Nollahypoteesina testissä on se, että jakauma on normaalijakautunut. Tällöin J-B-testin arvon tulisi olla pienempi kuin arvon 5,99 ja  $p$ -arvon tulisi olla suurempi kuin arvon 0,05, jotta nollahypoteesi jäisi voimaan ja jakauma olisi normaalijakautunut. (Eviews 5 User's Guide, 2004). Eviews käyttää J-B-testin laskemisessa seuraavaa kaavaa:

$$J - B = \frac{N - k}{6} \left( S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right) \quad [9]$$

Kaavassa [9]  $S$  on vinous,  $K$  on huipukkuus,  $k$  on arvioitujen kertoimien määrä, joita käytettiin aikasarjan luomiseen.  $N$  puolestaan on havaintojen määrä.



Taulukosta 2 huomataan, että jokaisella maalla J-B-testin arvo ylittää reilusti arvon 5,99. Myös  $p$ -arvo alittaa kaikilla mailla arvon 0,05. Näin ollen voidaan todeta, että minkään maan logaritmisten tuottojen jakauma ei ole normaalijakautunut.

## 4.2 Yksikköjuuren testaaminen

Taulukossa 3 on esitetty laajennetun Dickey-Fuller-testin arvot kunkin maan indeksille. Testi suoritettiin muokkaamattomille hintaindeksien arvoille. Laajennettu Dickey-Fuller-testi suoritettiin Eviewsillä valitsemalla maksimaaliseksi viivästettyjen differenssitermien määräksi 25. Eviewsissä oikean viivepituuden määrittämiseksi käytettiin Aikaken informaatiokriteeriä. Näin välttyttiin väärän viivepituuden määrittämisen riskiltä, joka olisi voinut johtaa koko testin kyseenalaistamiseen. Testiin otettiin mukaan vakio-termi, mutta ei kuitenkaan determinististä aikatrendiä.

Vertaamalla tuloksia Taulukossa 1 esitettyihin kriittisiin arvoihin voidaan huomata se, että jokaisen testin arvot ylittävät kriittiset arvot. Nollahypoteesia ei siis voida hylätä minkään aikasarjan kohdalla millään merkitsevyystasolla. Tämä tarkoittaa siis sitä, että kaikki aikasarjat ovat epästationaarisia ja näin ollen kaikilla aikasarjoilla on myös yksikköjuuri. Tulosten luotettavuutta puoltaa myös se, että Liitteessä 1 esitetyt aikasarjojen graafiset kuvaajat eivät näytä liikkuvan minkään tietyn arvon ympärillä. Tämä ilmiö on hyvin tavallista tutkittaessa tämän kaltaisten aikasarjojen ominaisuuksia.

Tutkimalla taulukossa 3 esitettyjä viivepituuksia voidaan myös huomata, että Puolalla ja Turkilla käytettyjen viivästettyjen differenssitermien määrä on nolla. Tshekillä, Unkarilla ja Venäjällä ne puolestaan ovat olleet huomattavasti korkeampia. Tästä voidaan päätellä, että virhetermit eivät ole olleet autokorreloituneita Puolalla eivätkä Turkilla. Tshekillä, Unkarilla ja Venäjällä virhetermit puolestaan ovat olleet autokorreloituneita, joka voidaan havaita käytetyistä differenssitermeistä. Tästä havainnosta päästään johtopäätökseen, että ADF-testin käyttö osoittautui hyväksi vaihtoehdoksi, sillä tavallinen DF-testi ei olisi pystynyt antamaan luotettavaa tulosta Tshekin, Unkarin ja Venäjän kohdalla.

**Taulukko 3. ADF-testien arvot.** Arvot ovat laskettu kunkin maan hintaindeksien muokkaamattomista arvoista.

Maa	Viivepituus	Testiarvo	<i>p</i> -arvo
Puola	0	-0,697	0,846
Tshekki	10	0,561	0,989
Turkki	0	-0,730	0,837
Unkari	18	0,266	0,927
Venäjä	18	0,809	0,994

### 4.3 Yhteisintegraatio

Taulukossa 4 on esitetty Johansenin yhteisintegraatio-testin tulokset Puolan, Tshekin, Turkin, Unkarin ja Venäjän välillä. Testin kriittiset arvot ovat puolestaan esitetty taulukossa 5. Testiä suoritettaessa Eviewsissä valittiin viiveintervalli sekä kriittisten arvojen laskutapa oletusasetusten mukaisesti. Vertailemalla taulukossa 4 olevia testin tuloksia taulukossa 5 esitettyihin kriittisiin arvoihin saadaan määriteltyä onko maiden välillä yhteisintegroituneita tekijöitä vai ei.

Taulukosta 4 nähdään, että nollahypoteesi siitä, että maiden välillä ei ole yhteisintegroituneita vektoreita tulee hylätyksi. Tämä johtuu siitä, että  $\lambda_{\max}$ -testin arvo 519,4134 ylittää sille asetetun kriittisen arvon (33,46) 5 %:n merkitsevyystasolla kohdassa, jossa hypoteeseina ovat nollahypoteesi  $r=0$  tai vastahypoteesi  $r>0$ . 1 %:n merkitsevyystasolla  $\lambda_{\max}$ -testin arvo (519,4134) ylittää myös sille asetetun kriittisen arvon 38,77.  $\lambda_{\text{trace}}$ -testin osalta tilanne on sama, eli nollahypoteesi hylätään.  $\lambda_{\text{trace}}$ -testin arvo 2011,951 on suurempi, kuin sille asetetut kriittiset arvot 68,52 (5 %) ja 76,07 (1 %). Tutkimalla taulukkoa eteenpäin huomataan, että molempien testien kohdalla testisuureet kykenevät ylittämään molemmat kriittiset arvot jokaisessa kohdassa. Tästä päästään johtopäätökseen, että kyseisten maiden välillä on ainakin viisi yhteisintegroitunutta tekijää. Näin ollen voidaan sanoa, että testissä mukana olleiden maiden välillä on merkittäviä yh-

teneväisyyksiä aikavälillä 1.1.1999–30.6.2006. Tämä puolestaan viittaa siihen, että kansainvälinen hajautus maiden välillä ei alenna portfolion riskiä kuten moderni portfolio-teoria olettaa.

Verrattaessa testin tuloksia Patev et al. (2006) tekemään tutkimukseen, jossa käytetyt maat ovat hyvin pitkälti samat kuin tässä tutkielmassa, huomataan, että tulokset ovat ristiriitaisia. Patev et al. (2006) eivät löydä tutkimuksessaan maiden väliltä yhteisintegroituneita tekijöitä ja näin ollen sanovat, että maiden välillä ei ole pitkän aikavälin yhteneväisyyksiä aikavälillä 28.8.1996–28.8.2001. Tässä tutkielmassa suoritettut testit puolestaan viittaavat siihen, että maiden välillä on pitkän aikavälin yhteneväisyyksiä. Lisääntyneet pitkäaikaiset yhteneväisyydet saattavat johtua esimerkiksi siitä, että Patev et al. (2006) suorittaman tutkimuksen aikavälillä yksikään maista ei kuulunut Euroopan unioniin. Tämän tutkielman aikavälillä suurin osa maista on liittynyt Euroopan unioniin. Vuonna 2004 Puola, Tshekki ja Unkari liittyivät jäseniksi ja vuonna 2005 Turkin kanssa aloitettiin jäsenyysneuvottelut. Tämä voi olla yksi syy siihen, miksi maiden välille on tullut pitkäaikaisia yhteneväisyyksiä 2000-luvun alun jälkeen.

**Taulukko 4. Johansenin yhteisintegraatio-testin tulokset.** Puola, Tshekki, Turkki, Unkari ja Venäjä.

$H_0$	$H_A$	Ominaisarvo	$\lambda_{\max}$	$\lambda_{\text{trace}}$
$r=0$	$r>0$	0,234	519,413	2011,951
$r\leq 1$	$r>1$	0,201	437,638	1492,537
$r\leq 2$	$r>2$	0,183	395,298	1054,899
$r\leq 3$	$r>3$	0,164	348,783	659,602
$r\leq 4$	$r>4$	0,147	310,818	310,818

**Taulukko 5. Johansenin yhteisintegraatio-testin kriittiset arvot.**

	$\lambda_{\max}$		$\lambda_{\text{trace}}$	
	5 %	1 %	5 %	1 %
r=1	33,46	38,77	68,52	76,07
r≤1	27,07	32,24	47,21	54,46
r≤2	20,97	25,52	29,68	35,65
r≤3	14,07	18,63	15,41	20,04
r≤4	3,76	6,65	3,76	6,65

#### 4.4 Grangerin kausaliteetti

Taulukossa 6. on esitetty Grangerin kausaliteetti-menetelmän testitulokset. Testi on suoritettu käyttämällä aikasarjojen logaritmisia tuottoja. Maita verrataan toisiinsa pareittain. Eviewsistä testin viivepituudeksi valittiin kaksi. Viivepituus tulisi valita Grangerin kausaliteetti-testissä sellaiseksi, että se vastaa arvioitua ajanjaksoa siitä, kuinka pitkällä aikavälillä aikasarjat saattavat vaikuttaa toistensa liikkeisiin. (Eviews 5 User's Guide, 2004). Syy varsin matalan viivepituuden valitsemiseksi oli se, että kausaalisuutta haluttiin tutkia melko lyhyellä aikavälillä, johtuen yhteisintegraatiolla jo tutkituista pitkän aikavälin yhteyksistä.

Mikäli testin  $p$ -arvo on suurempi, kuin valitun merkitsevyystason prosenttiluku nollahypoteesi jää voimaan. Tällöin voidaan sanoa, että vertailuista maista kummankaan osakemarkkinat eivät aiheuta toisen liikkeitä lyhyellä aikavälillä. Tilanteen ollessa päinvastainen eli  $p$ -arvon ollessa merkitsevyystasoa pienempi, nollahypoteesi hylätään. Tällöin voidaan todeta, että toinen maista aiheuttaa toisen osakemarkkinoiden liikkeitä. Se, että toisen maan osakemarkkinat aiheuttavat toisen maan osakemarkkinoiden liikkeitä, ei kuitenkaan tarkoita, että asia toimisi myös päinvastoin.

Testin tuloksista huomataan, että maiden välillä on melko paljon yhteneväisyyksiä lyhyellä aikavälillä. Jos tuloksia tarkastellaan 5 %:n merkitsevyystasolla, voidaan sanoa, että Puolan osakemarkkinat vaikuttavat vain Venäjän osakemarkkinoihin. Tshekin osakemarkkinat puolestaan vaikuttaa Puolan ja Venäjän osakemarkkinoihin. Turkin osakemarkkinat vaikuttavat Puolan, Tshekin ja Venäjän markkinoihin. Unkari vaikuttaa vain Puolan osakemarkkinoihin ja Venäjän osakemarkkinat vaikuttavat Puolan ja Tshe-

kin osakemarkkinoihin. Havainnollistaaksemme maiden välisiä yhteneväisyyksiä lyhyellä aikavälillä laajemmin voidaan todeta, että mikäli merkitsevyystasoa laajennetaan 10 %:iin huomataan, että myös Turkin ja Venäjän osakemarkkinat aiheuttavat Unkarin osakemarkkinoiden liikkeitä. Tarkasteltaessa tuloksia 10 %:n merkitsevyystasolla, on kuitenkin huomioitava se, että tulosten yleistettävyys heikkenee.

Vaikuttaa siis siltä, että Turkki on maa, jonka osakemarkkinat vaikuttavat eniten muiden maiden osakemarkkinoiden liikkeisiin. Turkki on myös maa, jonka osakemarkkinat saavat vähiten vaikutteita muiden maiden osakemarkkinoilta. Muiden maiden osakemarkkinat eivät vaikuta Turkin osakemarkkinoihin edes 10 %:n merkitsevyystasolla. Seuraavana on Unkari, jonka osakemarkkinat eivät saa vaikutteita miltään maalta 5 %:n merkitsevyystasolla. Mikäli kuitenkin merkitsevyystasoa laajennetaan 10 %:iin, vaikuttavat Unkarin osakemarkkinoihin sekä Tshekin että Venäjän osakemarkkinat. Tuloksista päästään johtopäätökseen, että Turkin ja Unkarin osakemarkkinat toimivat lyhyellä aikavälillä muiden maiden osakemarkkinoiden suunnannäyttäjänä. Toisin sanoen Turkin ja Unkarin markkinoiden liikkeitä seuraamalla voidaan ennakoida muiden maiden liikkeitä lyhyellä aikavälillä. Puola puolestaan on toinen ääripää, sillä sen markkinat saavat vaikutteita kaikkien muiden maiden markkinoista jo 5 %:n merkitsevyystasolla. Venäjä on lähellä Puolan tilannetta, sillä sen osakemarkkinat saavat vaikutteita kaikkien muiden maiden, paitsi Unkarin osakemarkkinoista.

Testin tulokset ovat osittain yhteneviä Patev et al. (2006) tekemien tutkimusten kanssa. He löysivät vain vähäisiä lyhyen aikavälin yhteneväisyyksiä kriisiä edeltäneeltä aikaväliltä. Kriisin aikana yhteneväisyyksiä löytyi enemmän, samoin kuin kriisin jälkeiseltä ajanjaksolta. Tutkimuksessaan he huomasivat sen, etteivät Venäjän osakemarkkinat ole paljoakaan yhteydessä muihin osakemarkkinoihin. He arvelivat tämän johtuvan Venäjällä olleesta taloudellisesta kriisistä, joka aiheutti sen, että Venäjän osakemarkkinat vaikuttivat muiden maiden osakemarkkinoihin, mutta muiden maiden osakemarkkinat eivät vaikuttaneet Venäjän osakemarkkinoihin. Kuitenkin, tässä tutkielmassa, uudemmalla aineistolla suoritettujen testien osoittavat sen, että Venäjän markkinat saavat käytetyllä aikavälillä vaikutteita monien muiden maiden osakemarkkinoista. Voidaan siis todeta, että kriisin aikana Venäjän osakemarkkinoita leimannut tekijä on väistynyt tieltä ja osakemarkkinat toimivat nyt normaalisti.

Tarkasteltaessa vielä Venäjää ja Turkkia Euroopan unionin näkökulmasta huomataan, että näiden maiden osakemarkkinat toimivat varsin eri tavalla lyhyellä aikavälillä. Näin ollen lyhyellä aikavälillä Euroopan unionin vaikutuksia ei voida tämän tutkielman perusteella yleistää.

**Taulukko 6. Grangerin kausaliiteetti-testin arvot.** Testi on suoritettu aikasarjojen logaritmisilla tuotoilla.

<b>Nollahypoteesi</b>	<b><i>F</i>-arvo</b>	<b><i>p</i>-arvo</b>
Tshekki ei aiheuta Puolaa	3,217	4,031
Puola ei aiheuta Tshekkiä	1,313	26,914
Turkki ei aiheuta Puolaa	3,121	4,433
Puola ei aiheuta Turkkia	0,686	50,374
Unkari ei aiheuta Puolaa	7,802	0,042
Puola ei aiheuta Unkaria	1,358	25,746
Venäjä ei aiheuta Puolaa	6,875	0,106
Puola ei aiheuta Venäjää	3,579	2,809
Turkki ei aiheuta Tshekkiä	4,453	1,176
Tshekki ei aiheuta Turkkia	0,095	90,970
Unkari ei aiheuta Tshekkiä	2,099	12,280
Tshekki ei aiheuta Unkaria	1,662	19,003
Venäjä ei aiheuta Tshekkiä	4,453	1,176
Tshekki ei aiheuta Venäjää	8,193	0,029
Unkari ei aiheuta Turkkia	1,422	24,157
Turkki ei aiheuta Unkaria	2,400	9,098
Venäjä ei aiheuta Turkkia	1,791	16,702
Turkki ei aiheuta Venäjää	9,631	<0,001
Venäjä ei aiheuta Unkaria	2,349	9,574
Unkari ei aiheuta Venäjää	1,109	33,005

## 5. JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkielman tarkoituksena oli tutkia Puolan, Tshekin, Turkin, Unkarin ja Venäjän välistä yhteisintegraatiota sekä kausaalisuhteita aikavälillä 1.1.1999–30.6.2006. Yhteisintegroituneiden tekijöiden sekä kausaalisten suhteiden löytäminen maiden väliltä johtaisi modernin portfolioteorian sekä tehokkaiden markkinoiden viitekehyksen kyseenalaistamiseen tutkielmassa mukana olleiden maiden kohdalla kyseisellä aikavälillä. Käytännössä tämä tarkoittaisi sitä, että sijoitusten hajauttaminen näiden maiden välille ei olisi ainaakaan tällä aikavälillä alentanut portfolion riskiä ja näin ollen tuottanut sellaista hyötyä, kuin mitä moderni portfolioteoria olettaa.

Tutkielmassa käytetty aikaväli, tutkielmaan valitut maat sekä se, että tutkielma tehtiin tutkimalla vain kehittyvien osakemarkkinoiden välisiä yhteneväisyyksiä tuovat esiin uutta, aikaisemmin tutkimatta ollutta materiaalia. Näin ollen se täydentää etenkin kehittyvien osakemarkkinoiden kohdalla olevaa tutkimusten vajetta osakemarkkinoiden yhteneväisyyksistä.

Kaikkien tutkielmassa mukana olleiden maiden indeksit sisälsivät laajennetun Dickey-Fuller-testin mukaan yksikköjuuren, mikä mahdollisti yhteisintegraation tutkimisen kyseisten maiden osakemarkkinoiden välillä. Johansenin yhteisintegraatio-menetelmällä suoritettujen testien tuloksista ilmenee, että tutkielmassa mukana olleiden maiden väliltä löytyy yhteisintegroituneita tekijöitä. Tekijöitä on viisi kappaletta, eli suhteellisen paljon, josta päästään johtopäätökseen, että Euroopan kehittyvät osakemarkkinat ovat olleet vahvasti yhteisintegroituneita tutkielman tarkasteluvälillä. Grangerin kausaliteetti-menetelmän mukaan maiden väliltä löytyy myös lyhyen aikavälin yhteneväisyyksiä. Jokainen maa oli jollain tavalla kytköksissä johonkin toiseen maahan. Testien tuloksista mielenkiintoisen voidaan pitää sitä, että Turkki oli maa, joka vaikutti muiden maiden osakemarkkinoiden liikkeisiin, mutta joka ei kuitenkaan saanut muilta mailta vaikutteita. Puola puolestaan oli testin mukaan maa, joka sai vaikutteita kaikilta muilta testissä mukana olleilta mailta.

Testien tulokset viittaavat siihen, että maiden osakemarkkinoiden välillä on yhteneväisyyksiä, jotka vaikuttavat negatiivisesti maiden osakemarkkinoiden välille tehtävän

kansainvälisen hajautuksen kannattavuuteen. Tämä johtuu siitä, että markkinoiden liikkeessä sekä pitkällä, että lyhyellä aikavälillä samansuuntaisesti ei kansainvälinen hajautus maiden välillä alenna riskiä. Lisäksi, koska kyseisten maiden aikasarjoihin liittyy se tosiasia, että ne eivät koskaan ajaudu kovinkaan pitkälle toisistaan, on myös ajatus täysin tehokkaista markkinoista aiheeton.

Testien tulokset ovat osiltaan samansuuntaisia Patev et al. (2006) tekemän tutkimuksen kanssa. Toisin kuin tässä tutkielmassa, he eivät löytäneet samalta alueelta yhteisintegroituneita tekijöitä aikavälillä 28.8.1996–28.8.2001. Järkevänä selityksenä tähän voidaan pitää sitä, että suurin osa maista on liittynyt Euroopan unioniin tässä tutkielmassa käytetyn aikavälin aikana. Euroopan unioni tai muu taloudellinen liittouma voi aiheuttaa siihen kuuluvien maiden markkinoiden välille yhteneväisyyksiä, kuten Chen et al. (2002) tutkimuksessaan toteavat. Patev et al. (2006) kuitenkin löysivät käyttämältään aikaväliltä lyhyen aikavälin yhteneväisyyksiä, kuten tässäkin tutkielmassa. Myös esimerkiksi Chen et al. (2002) sekä Narayan et al. (2004) löysivät tutkimuksissaan yhteneväisyyksiä kehittyvien osakemarkkinoiden väliltä Latinalaisessa Amerikassa ja Etelä Aasiassa. Näiden eri tutkielmien perusteella voidaan todeta, että kansainvälinen portfolion hajautus ei aina anna samankaltaista hyötyä riskin hajautukseen kuin esimerkiksi Bernanke (2005) olettaa.

Tutkielmaa voisi laajentaa esimerkiksi siten, että tutkimuksiin otettaisiin mukaan myös Yhdysvaltojen dollareissa olevat aikasarjat ja tutkittaisiin, antavatko ne erilaisia tuloksia. Tämä tosin aiheuttaisi ongelman verrattavuuteen tämän tutkimuksen kanssa, sillä MSCI:n indeksejä ei ole dollareissa päivätasolla. Tällöin tutkielmaan jouduttaisiin valitsemaan uudet indeksit kustakin maasta, joka heikentää tutkielmien välisen vertailun luotettavuutta. Lisäksi aikaväliä voisi pidentää ja ottaa huomioon myös esimerkiksi Venäjällä juuri ennen tämän tutkimuksen aikavälin alkamista ollut taloudellinen kriisi. Tällöin voitaisiin tutkia markkinoiden käyttäytymistä kriisiä ennen, sen aikana ja sen jälkeen, kuten esimerkiksi Chen et al. (2002) ja Patev et al. (2006) ovat tehneet. Tutkielmaa voitaisiin myös laajentaa siten, että mukaan otettaisiin myös muiden maanosien kehittyviä osakemarkkinoita. Tällä tavalla saataisiin kokonaisvaltaisempi kuva kehittyvien markkinoiden käyttäytymisestä. Tarkempaa tutkimusta voisi suorittaa myös siitä mikä aiheuttaa markkinoiden väliset yhteisliikkeet. Tämä antaisi lisää tietoa markkinoi-



den toiminnasta ja auttaisi ymmärtämään paremmin, miksi markkinat toimivat tällä tavalla.

## LÄHTEET

Bernanke, B.S. 2005. "Monetary Policy in a World of Mobile Capital". *Cato Journal*, Vol. 25, No. 1.

Bhattacharyya, M. & Banerjee, A. 2004. "Integration of global capital markets: An empirical exploration". *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, Vol. 7, No. 4, s. 385-405.

Brooks, C. 2002. "Introductory econometrics for finance". Cambridge: Cambridge University Press.

Chen, G., Firth M., Meng Rui, O. 2002. "Stock Market Linkages: Evidence from Latin America". *Journal of Banking & Finance*, Vol. 26, Issue 6, s. 1113.

Christofi, A. & Pericli, A. 1999. "Correlation in price changes and volatility of major Latin America stock markets". *Journal of multinational financial management*, Vol. 9, Issue 1, s. 79-93.

Davidson, R., MacKinnon, J.G. 1993. "Estimation and Inference in Econometrics". New York: Oxford University Press.

Dickey, D.A., Fuller, W.A. 1979. "Distribution of the estimators of autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, s. 427-431.

Engle, R.F & Granger, C.W.J. 1987. "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, Vol. 55, s.251-276.

Eviews 5 User's Guide. 2004. USA: Quantitative Micro Software.

Granger, C.W.J. 1986. "Developments in the study of cointegrated economic variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 3, s. 213-227.

Granger, C.W.J. 1969. "Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods". *Econometrica*, Vol. 37, s. 424–38.

Greene, W.H. 2003. "Econometrics analysis". Fifth edition. USA: Prentice Hall.

Hiemstra, G. & Jones, J.D. 1994. "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation". *The Journal of Finance*, Vol. 49, Issue 5, s.1639.

Hill, R.C., Griffiths, W.E., Judge, G.G. 2001. "Undergraduate Econometrics". Second edition. USA: John Wiley & Sons, Inc.

Johansen, S. 1988. "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, s. 231-254.

Johansen, S. 1991. "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models". *Econometrica*, Vol. 59, s.1551-1580.

Johansen, S. & Juselius, K. 1990. "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, s. 169-210.

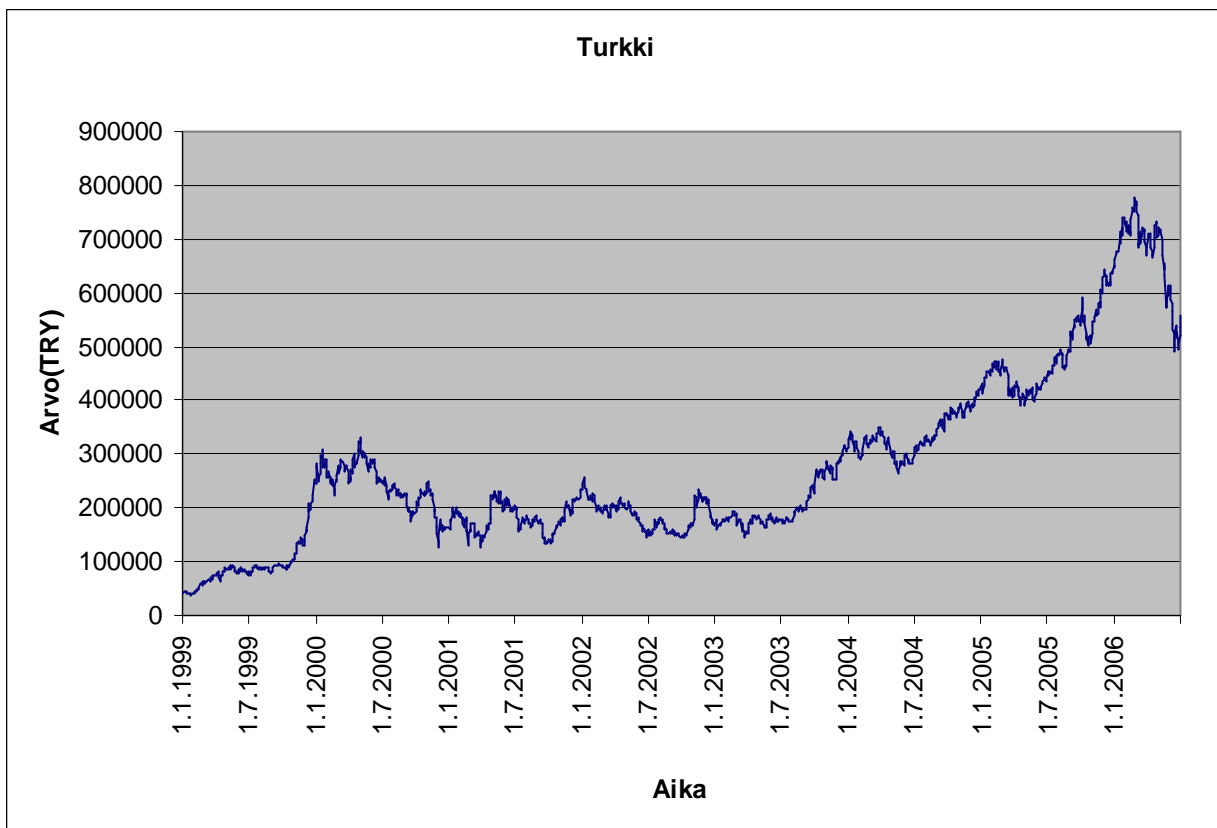
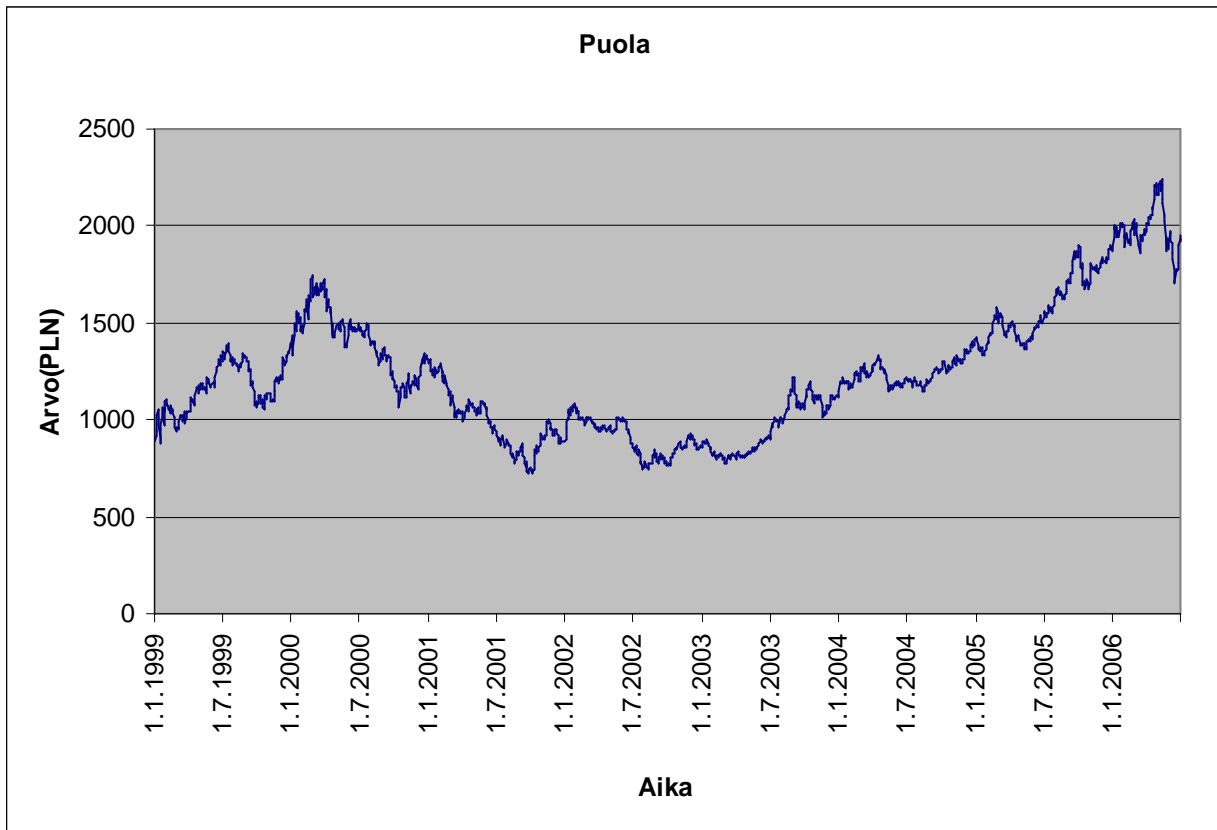
Malkamäki, M. 1992. "Cointegration and Causality of Stock Markets in Two Small Open Economies and Their Major Trading Partner Nations". *Bank of Finland discussion papers*, 16/92.

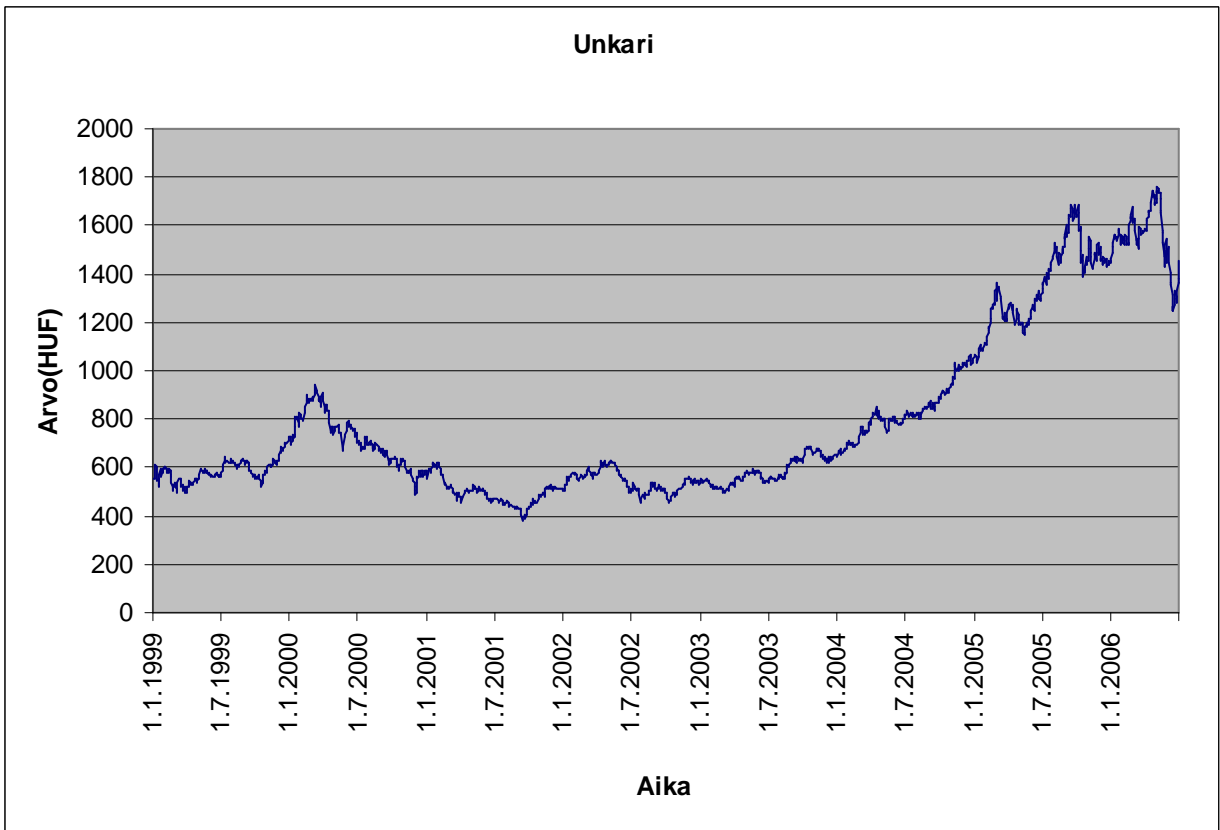
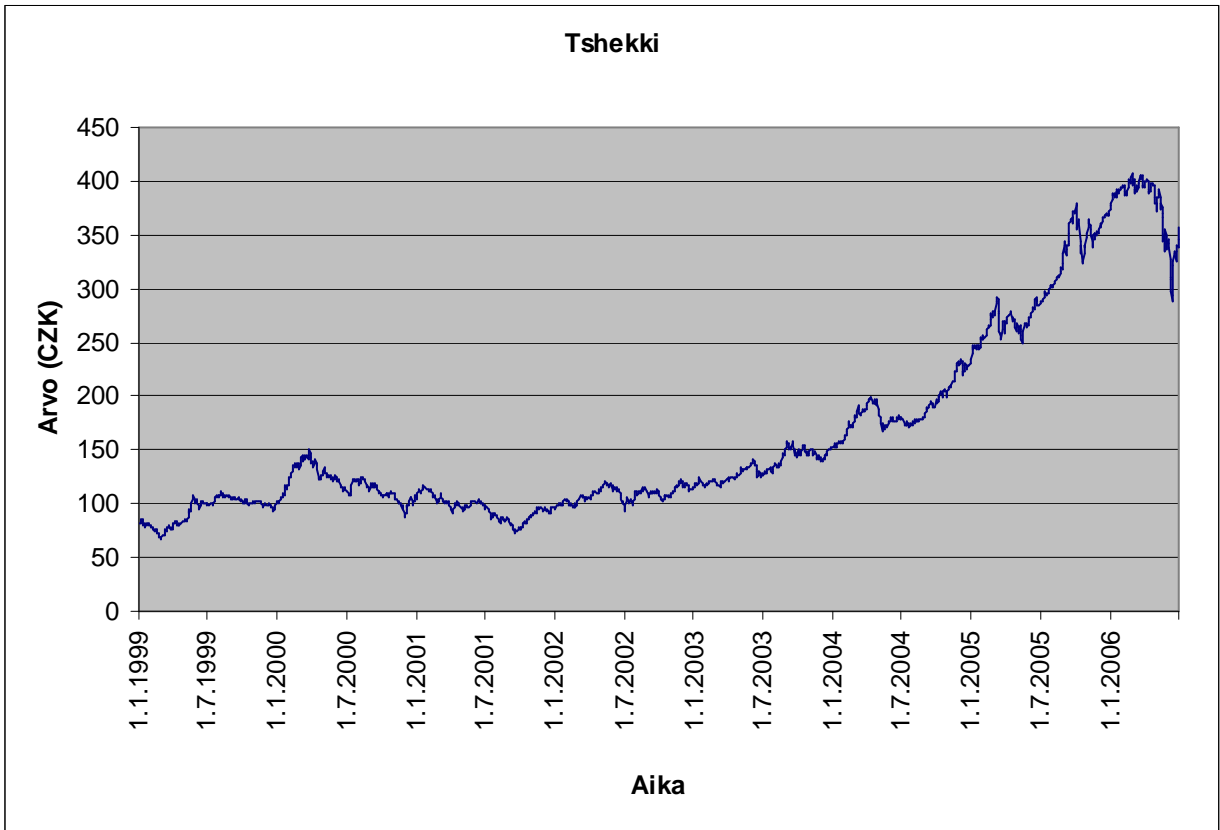
Narayan, P., Smyth, R., Nandha, M. 2004. "Interdependencies and dynamic linkages between the emerging stock markets of South Asia". *Accounting and Finance*, Vol. 44, Issue 3, s. 419-439.

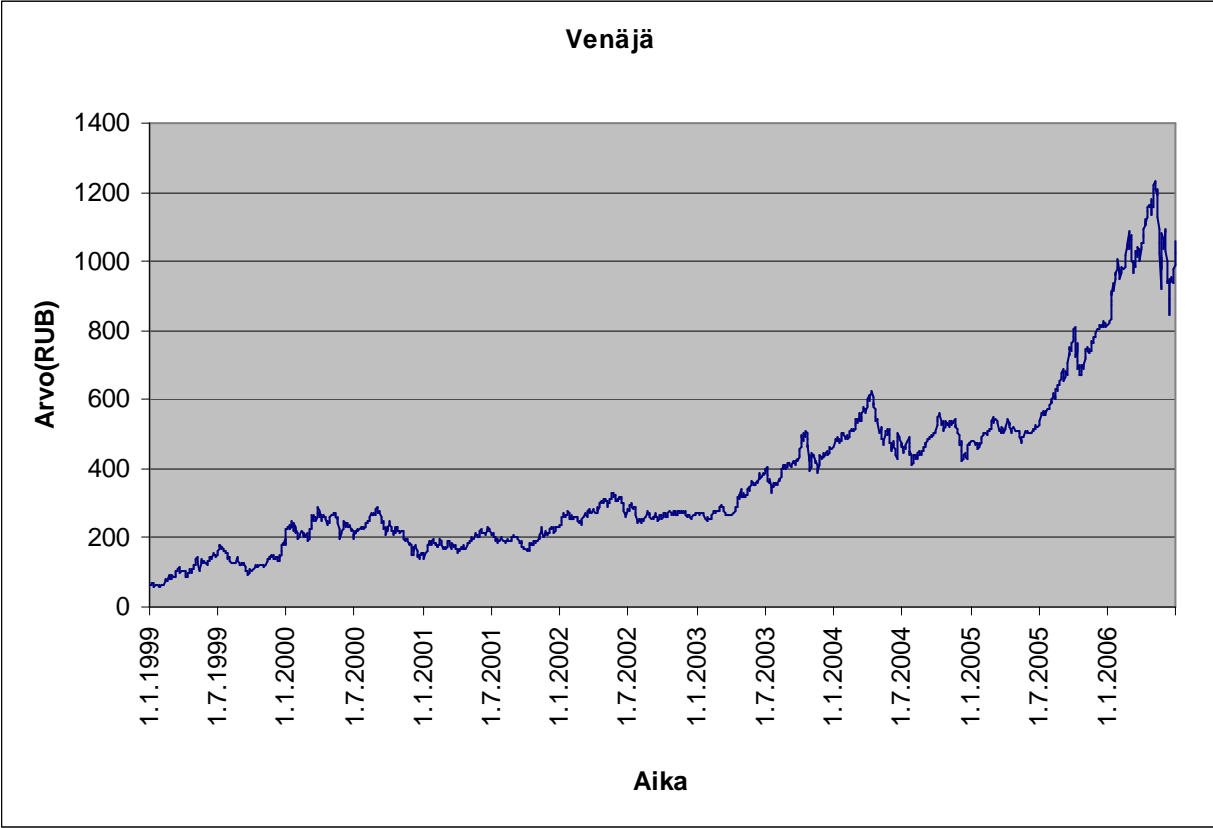
Patev, P., Kanaryan, N., Lyroudi, K. 2006. "Stock market crises and portfolio diversification in Central and Eastern Europe". *Managerial Finance*, Vol. 32, Issue 5, s. 415-432.

Watsham, T. J. & Parramore, K. 1997. "Quantitative Methods in Finance". First edition.  
UK: Thomson Learning.

## LIITE I. KÄYTETTYJEN AIKASARJOJEN KUVAAJAT

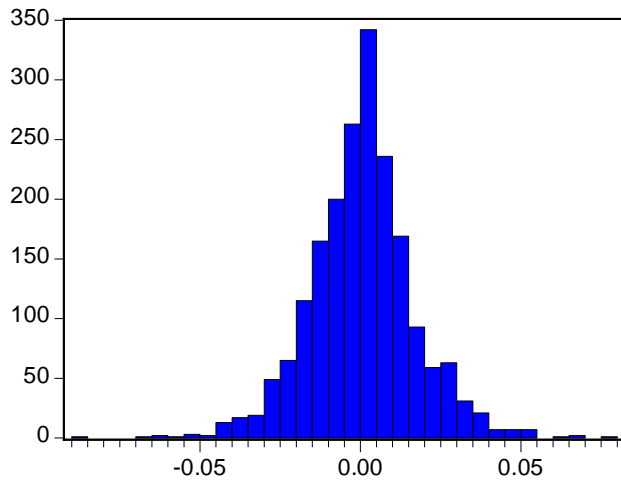






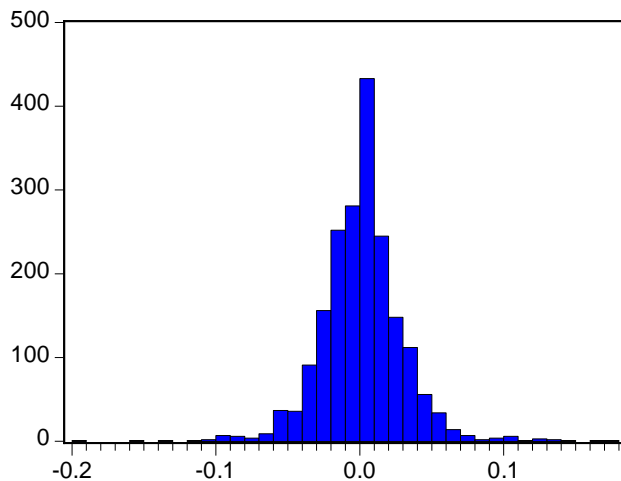
## LIITE II. LOGARITMISTEN TUOTTOJEN KUVAAJAT

### Puola



Series: LOGARITMINEN_TUOTTO_PO	
Sample 1 1955	
Observations 1955	
Mean	0.000401
Median	0.000000
Maximum	0.076414
Minimum	-0.087760
Std. Dev.	0.016298
Skewness	0.047191
Kurtosis	4.722213
Jarque-Bera	242.3325
Probability	0.000000

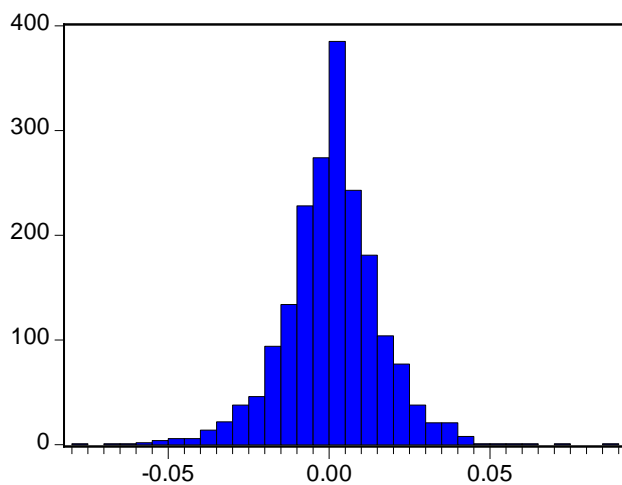
### Turkki



Series: LOGARITMINEN_TUOTTO_TU	
Sample 1 1955	
Observations 1955	
Mean	0.001331
Median	0.000000
Maximum	0.178164
Minimum	-0.197150
Std. Dev.	0.028765
Skewness	0.172163
Kurtosis	8.019344
Jarque-Bera	2061.904
Probability	0.000000



## Tshekki

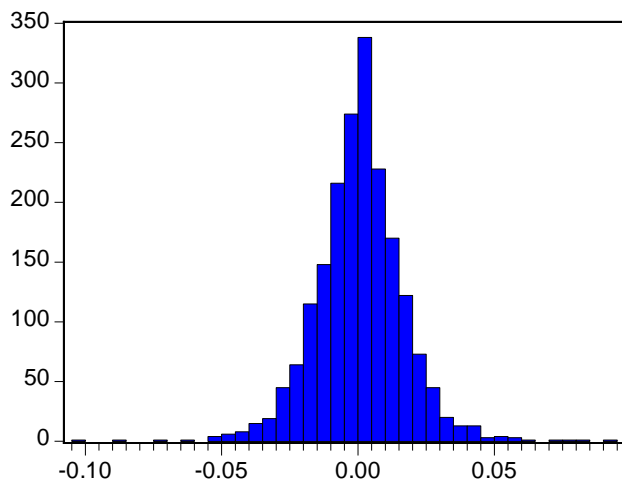


Series: LOGARITMINEN\_TUOTTO\_CZ  
Sample 1 1955  
Observations 1955

Mean	0.000753
Median	0.000554
Maximum	0.086200
Minimum	-0.078149
Std. Dev.	0.015055
Skewness	-0.143630
Kurtosis	5.293320

Jarque-Bera	435.1370
Probability	0.000000

## Unkari

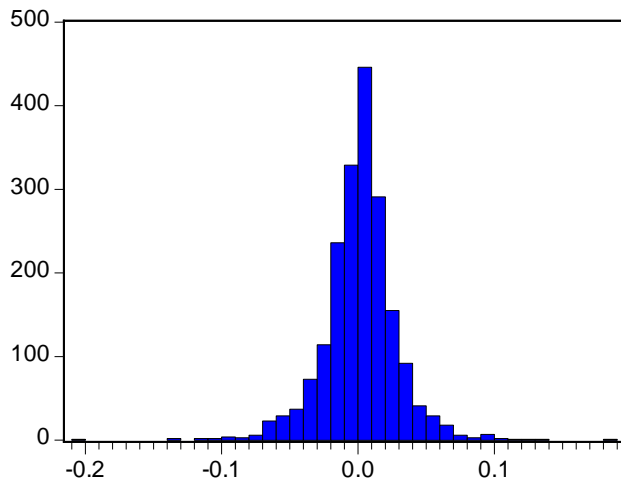


Series: LOGARITMINEN\_TUOTTO\_HU  
Sample 1 1955  
Observations 1955

Mean	0.000492
Median	0.000000
Maximum	0.092017
Minimum	-0.100141
Std. Dev.	0.016165
Skewness	0.042580
Kurtosis	6.179296

Jarque-Bera	823.9652
Probability	0.000000

## Venäjä



Series: LOGARITMINEN\_TUOTTO\_RU  
Sample 1 1955  
Observations 1955

Mean	0.001431
Median	0.001592
Maximum	0.189555
Minimum	-0.202839
Std. Dev.	0.027155
Skewness	-0.176849
Kurtosis	8.293771

Jarque-Bera	2292.980
Probability	0.000000