



Open your mind. LUT.
Lappeenranta University of Technology

Lappeenrannan teknillinen yliopisto
Kauppatieteellinen tiedekunta
Kandidaatintutkielma
A250A5000
18.12.2011

**Osakkeiden hintojen muutokset reaalityalouden muutoksia
ennakoivina tekijöinä Suomessa ja Saksassa 1991–2010 sekä
Norjassa 1996–2010**

**Stock returns as leading indicators to real economic changes in
Finland and Germany 1991-2010 and Norway 1996-2010**

Henrietta Mäkelä 0329007

Ohjaaja: Eero Pätäri

Tiivistelmä

| | |
|-----------------------|--|
| Tekijä: | Henrietta Mäkelä |
| Tutkielma nimi: | Osakkeiden hintojen muutokset reaalityalouden muutoksia ennakoivina tekijöinä Suomessa ja Saksassa 1991–2010 sekä Norjassa 1996–2010 |
| Tiedekunta: | Kauppateieteellinen tiedekunta |
| Pääaine: | Rahoitus |
| Vuosi: | 2011 |
| Kandidaatintutkielma: | Lappeenrannan teknillinen yliopisto, 3 kuvaa, 8 taulukkoa, 35 sivua sivua |
| Ohjaaja: | Eero Pätäri |
| Avainsanat: | osakkeiden hinnat, talouskasvu, yhteisintegraatio, Grangerin kausalityteetti, OLS-regressio, viivejakaumamalli |

Kandidaatintutkielman tarkoituksena oli tutkiavoiko osakkeiden hintojen muutoksilla ennakoida reaalityalouden muutoksia, kun talouskasvun muutosta tarkastellaan bruttokansantuotteen ja teollisuus-tuotannon volyymin muutoksilla. Kohdemaita ovat Suomi, Saksa ja Norja. Tätä tutkitaan OLS-regression ja viivejakaumamallin avulla, joita ennen tutkitaan osakkeiden hintojen muutosten ja talouskasvun muutosten yhteisintegraatiota sekä kausalityteettisuhdetta. Tutkielman idea lähti siitä, kun kehittyviä maita mainostetaan tuottavina sijoituskohteina. Tarkoituksena on tutkia voiko osakkeiden hinnoilla ennakoida reaalityalouden muutoksia Suomessa, Saksassa ja Norjassa ja sen jälkeen vetää johtopäätöksiä voivatko sijoittajat todella odottaa suurempia tuottoja maissa, joissa odotetaan suurta talouskasvua. Tutkielman tulokset antavat viitteitä sille, että osakkeiden hintojen muutoksilla voi ennakoida jonkin verran talouskasvun muutoksia. Jotta voitaisiin vastata siihen ovatko kehittyvät maat tuottavimpia sijoituskohteita kuin muut maat tarvittaisiin lisätutkimusta asian saralla.

Kuvat:

- Kuva 1. Kohdemaiden bruttokansantuotteiden prosentuaaliset muutokset tutkimuksen aikavälillä s.5
- Kuva 2. Kohdemaiden teollisuus-tuotannon volyymin prosentuaaliset muutokset tutkimuksen aikavälillä s.6
- Kuva 3. OMX: n, DAX: n ja OBX: n arvojen logaritmiset muutokset tutkielman aikavälillä s.8

Taulukot:

- Taulukko1. Kuvailevat tunnusluvut aineistosta s.15
- Taulukko 2. Laajennetun Dickey-Fuller testin tulokset s.17
- Taulukko 3. Phillips-Perron tulokset s.19
- Taulukko 4. Engle-Grangerin yhteisintegraatiotestin tulokset s.20
- Taulukko 5. Grangerin kausaliiteettitestin tulokset s.21
- Taulukko 6. Testien nollihypoteesit s.22
- Taulukko 7a. Regressioanalyysin tulokset Suomi ja Saksa s.23
- Taulukko 7b. Regressioanalyysin tulokset Norja s.24
- Taulukko 8a. Viivejakaumamallin tulokset Suomi ja Saksa s.25
- Taulukko 8b. Viivejakaumamallin tulokset Norja s.26

Sisällysluettelo

| | |
|---|----|
| 1. Johdanto | 1 |
| 1.1 Tutkimuskysymykset..... | 2 |
| 1.2 Rajaukset..... | 3 |
| 1.3 Tutkimusstrategia ja aineisto..... | 3 |
| 2. Teoreettinen viitekehys | 4 |
| 2.1 Talouskasvun teoria | 4 |
| 2.2 Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi ja osakkeiden hinnan muodostuksen teoria | 6 |
| 2.3 Käytettävien menetelmien teoria | 9 |
| 2.3.1 Laajennettu Dickey-Fuller testi | 9 |
| 2.3.2 Yhteisintegraatio | 11 |
| 2.3.2 Virheenkorjausmalli | 12 |
| 2.3.3 Grangerin kausaliiteetitesti | 13 |
| 2.3.4 Regressioanalyysi ja viivejakaumamalli | 14 |
| 3. Tutkimusaineisto | 15 |
| 4. Tulokset | 17 |
| 4.1 Yksikköjuuritestin tulokset..... | 17 |
| 4.2 Yhteisintegraatiotestin tulokset..... | 19 |
| 4.3 Grangerin kausaliiteetitestin tulokset..... | 20 |
| 4.4 Regressioanalyysin tulokset..... | 22 |
| 4.5 Viivejakaumamallin tulokset | 25 |
| 5. Johtopäätökset | 29 |
| Lähdeluettelo | 31 |
| Liite 1. OLS- regression tulokset: White ja Breusch-Godfrey LM..... | 34 |
| Liite 2. Viivejakaumamallin testitulokset :White ja Breusch Godfrey LM..... | 35 |

1. Johdanto

Nykyisin osake- ja rahastosijoittajia houkutellessaan sijoittamaan rahojaan markkinoille, joille odotetaan huomattavaa talouskasvua. Tuottavina sijoituskohteina markkinoidaan kehittyviä markkinoita, joissa osakkeiden hinnat ja talouskasvu ruokkivat toinen toisiansa. Sijoittajat kasvattavat omistuksiaan kehittyvillä markkinoilla ja saattavat unohtaa sen etteivät osakkeiden tuotot eivät välttämättä siirry suoraan talouskasvuun tai toisin päin. Valtioiden ja talousalueiden kasvunopeuksia seurataan paljon ja muun muassa kansainvälinen valuuttarahasto IMF on arvioinut, että kehittyneiden maiden bruttokansantuote kasvaa noin 2,5 % vuosien 2011 ja 2012 aikana samalla kun kehittyvien markkinoiden bruttokansantuote kasvaisi noin 6,5 % vuodessa (International Monetary Fund, 2011). Kansainvälisen valuuttarahaston (IMF) tutkimuksen mukaan kehittyvien maiden talouden kasvunopeus olisi siis reilusti nopeampaa kuin kehittyvissä maissa.

Aikaisemmissa tutkimuksissa, joissa on tutkittu osakkeiden hintojen ja reaalitalouden muutosten yhteyttä, on löydetty positiivinen yhteys osakkeiden hintojen ja talouskasvun välillä. Levine ja Zervos (1996) sekä Rousseau ja Wachtel (2000) päätyvät tutkimuksissaan siihen, että osakemarkkinoilla ja taloudellisella kasvulla on positiivinen yhteys keskenään. Baker, Delong and Krugman (2005) päätyvät tutkimuksessaan siihen, että reaalitalouden ja osakkeiden tuottojen välillä on suuri positiivinen korrelaatio. Schwert (1990) ja Fama (1990) ovat omissa tutkimuksissaan havainneet tuloksia siitä, että suuri osa neljännesvuosittaisista ja vuosittaisista osaketuotoista voidaan heijastaa tulevaisuuden talouden kasvuodotuksista. Binswanger (2003) on myös tutkinut sitä, ovatko osakkeiden hintojen muutokset johtaneet reaalitalouden muutoksiin.

Muista tutkimuksista poiketen Dimson et al (2010,s.9) toteavat Credit Suisse Global Investment Returns vuosikirjassa, että osakekursseilla ja talouskasvulla voisi olla jopa negatiivinen yhteys: osakkeet ovat menestyneet paremmin maissa, joissa on hitaampi talouskasvu kuin maissa, joissa se on nopeaa.

Suuri osa aikaisemmista tutkimuksista on keskittynyt ulkomaille, jonka takia olisi mielenkiintoista tutkia siirtyvätkö osakkeiden hintojen muutokset reaalityalouden muutoksiin Suomen markkinoilla. Suomen lisäksi tutkielmaan on otettu mukaan Saksa ja Norja, jotta tuloksia voitaisiin vertailla eri maiden välillä. Sijoittaja voisi hyödyntää tutkielman antamia tuloksia määrittäessään osakkeiden hintoja niin, että osakkeiden hintoihin otetaan mukaan talouden kasvuodotukset.

Tässä tutkielmassa tutkitaan regressioanalyysin ja viivejakaumamallin avulla, voidaan kolmen eri indeksin yritysten osakkeiden hintojen muutoksilla ennustaa reaalityaloudessa tapahtuvia muutoksia. Jos aineisto ei täytä regressioanalyysin taustaoletuksia, niin testit tehdään virheenkorjausmallin avulla. Aikaisemmissa tutkimuksissa on käytetty edellä mainittuja menetelmiä aihealueen tutkimisessa. Tarkoituksena on myös tutkia osakkeiden hintojen muutosten ja reaalityalouden muutosten yhteisintegroituneisuutta Engle ja Grangerin menetelmällä sekä Grangerin kausalityteettitestin avulla, onko osakkeiden hintojen muutoksilla vaikutusta reaalityalouden muutoksiin.

Tutkielman rakenne tulee olemaan seuraavanlainen: ensimmäisessä luvussa esitellään tutkimuskysymykset, tutkimuksen rajaus ja tutkimusstrategia. Niiden avulla pyritään selventämään, mitä tutkitaan ja esittelemään lyhyesti aineisto. Toisessa luvussa esitellään tutkimuskysymyksissä esiintyvien ongelmien teoriaosuus, joihin pohjautuen itse tutkimus tehdään. Teoriaosuuden jälkeen kolmannessa luvussa esitellään tarkemmin aineisto kuvaavien tunnuslukujen avulla. Työn neljännessä luvussa tarkastellaan tutkielman tuloksia ja viimeisessä luvussa esitellään johtopäätökset tuloksista ja arvioidaan niiden luotettavuutta sekä pohditaan mahdollisia jatkotutkimusaiheita.

1.1 Tutkimuskysymykset

Tässä työssä tutkitaan, voiko osakkeiden hintojen muutoksilla ennakoida reaalityaloudessa tapahtuvia muutoksia. Tätä ruvetaan tutkimaan seuraavien tutkimuskysymysten avulla:

- ✓ Pääongelma: Voiko osakkeiden hintojen muutoksilla ennustaa reaalityalouden muutoksia?

- ✓ Alaongelma: Miten reaalityaloutta kuvaavat mittarit ovat käyttäytyneet Suomessa, Saksassa ja Norjassa tutkimuksen aikavälillä?

- ✓ Alaongelma: Miten osakkeiden hinta muodostuu ja miten kurssit ovat käyttäytyneet Suomessa, Saksassa ja Norjassa tutkimuksen aikavälillä?

1.2 Rajaukset

Tutkimus tullaan rajaamaan Suomen, Saksan ja Norjan markkinoille. Tutkielman käsittelemä aikaväli on Suomen ja Saksan osalta 1991–2010. Norjan osalta aikaväli on 1996–2010, sillä kyseisestä maasta ei ollut saatavilla aineistoa pidemmältä aikaväliltä. Aikaisemmissa tutkimuksissa, jotka ovat käsitelleet samaa aihepiiriä, aikavälit ovat olleet pitkiä, koska mukana on makrotaloudellisia suureita. Aineisto tulee käsitämään neljännesvuosittaiset havainnot jokaisesta maasta. Tutkielmaan on valittu selittäväksi muuttujaksi osakkeiden hintojen muutokset ja selitettäviksi muuttujiksi makrotaloutta kuvaavat indikaattorit, joita edustavat reaalisen bruttokansantuotteen muutokset ja teollisuustuotannon volyyymi-indeksin muutokset.

1.3 Tutkimusstrategia ja aineisto

Tutkimusstrategia tulee olemaan sekä teoreettinen että empiirinen. Tarkoitus on selvittää aluksi teoriaosuuden pohjalta tarkasteltavia muuttujia, jotta saataisiin empiiriaosuudelle, itse tutkimukselle, relevantti viitekehys joka auttaa ymmärtämään tutkielman tuloksia. Aineisto käsittää neljännesvuosittaiset havainnot otettiin mukaan tutkielmaan sen takia, että aineiston analyysiin saataisiin tarpeeksi havaintoja tilastollisen tutkimuksen kannalta. Vuosittaiset havainnot sisältäisivät liian vähän informaatiota analyysia ajatellen ja päivittäiset havainnot sisältäisivät liian vähän selitysvoimaa analyysin kannalta (Fama, 1990).

Empiirisessä osuudessa pyritään saamaan vastaus tutkielman pääongelmaan: ” Onko osakkeiden hintojen muutoksilla vaikutusta reaalityaloudessa tapahtuviin muutoksiin?”.

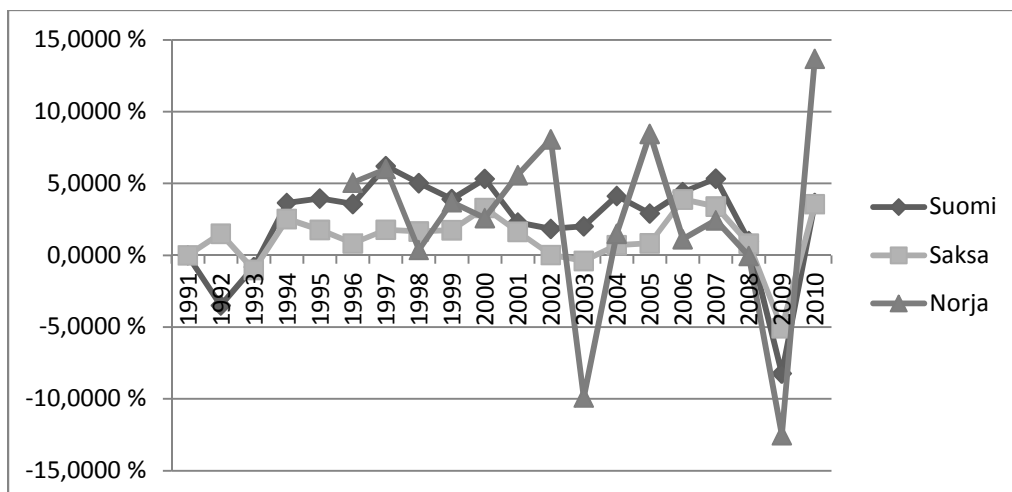
2. Teoreettinen viitekehys

2.1 Talouskasvun teoria

Talouskasvu on ollut voimakasta viimeisen 200 vuoden aikana. 1700-luvulle mennessä kesti noin 1400 vuotta kaksinkertaistaa läntisen maailman bruttokansantulo, 1800-luvulla tulojen kaksinkertaistaminen kesti 70 vuotta ja 1900-luvulla siihen meni 35 vuotta (Lin, 2011). Jalavan et. al (2006) mukaan Suomen bruttokansantuotteen kasvuvauhti per kapita 1900-luvulla oli yksi nopeimmista läntisessä Euroopassa ja Suomi kasvatti sadan vuoden aikana bruttokansantuotettaan yhteensä 31 prosenttia Yhdysvaltojen bruttokansantuotteen suuruudesta.

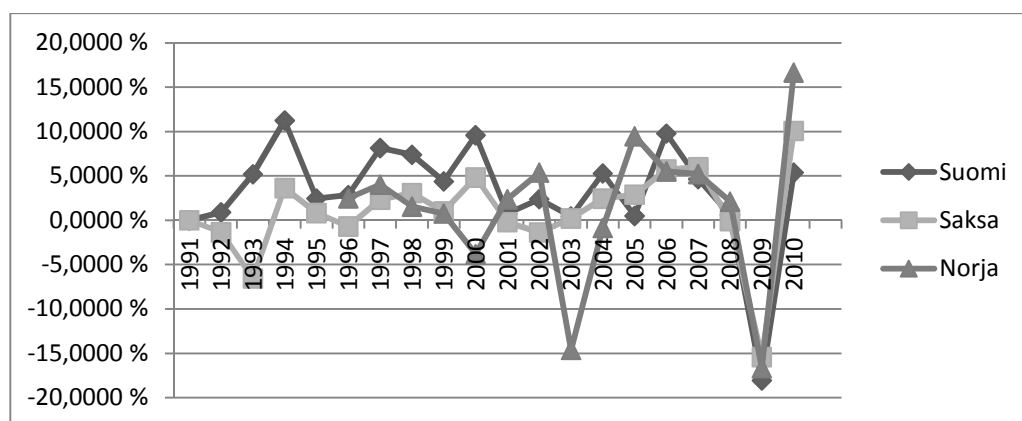
Kansantaloudellisesti talouskasvu tarkoittaa elintason kasvua. Yksi käytetyimmistä talouskasvun mittareista on bruttokansantuote ja sen muutos. Muutoksen ollessa positiivinen tarkoittaa se, että talous kasvaa ja mikäli se on negatiivinen tarkoittaa se että talous supistuu.

Talouskasvun teoria voidaan jakaa kahteen osaan: ensimmäisen mukaan talouskasvu syntyy eksogeenisesti joko fyysistä pääomaa kasvattamalla tai lisäämällä työntekijöiden koulutustasoa. Solown (1956) kehittämää mallia voidaan pitää yhtenä perinteisimmistä eksogeenisen talouskasvun teoriana. Talouskasvun teorian toinen osa on kehitetty selittämään talouskasvua endogeenisesti korostamalla inhimillistä pääomaa ja teknologista kehitystä (Romer, 1986). Nykyään endogeenisen talouskasvun teoriolla on vahva kannattajakunta ja sitä pidetäänkin mallina, joka sopii paljon paremmin nykyään selittämään talouskasvua.



Kuva 1. Kohdemaiden bruttokansantuotteiden prosentuaaliset muutokset tutkimuksen aikavälillä

Kuvassa 1 on kuvattu tutkimuksessa käytettyjen kohtemaiden bruttokansantuotteiden prosentuaalisia muutoksia tutkielman aikavälillä. Suomen ja Saksan bruttokansantuotteen muutokset ovat väliltä 1991–2010 ja havainnot Norjan osalta 1996–2010. Suomen bruttokansantuotteen kasvuvauhdissa on tapahtunut notkahdus vuosien 1991- 1992 välillä, kun se on kasvanut vuosien 1992 - 1994 välillä. Vuoden 1994 jälkeen Suomen bruttokansantuotteen kasvuvauhti on ollut tasaista vuoteen 2007 asti, jonka jälkeen on tapahtunut huomattava kasvuvauhdin hidastuminen samaan aikaan kun finanssikriisi on ollut. Saksan bruttokansantuotteen kasvuvauhti on ollut hyvin tasaista vuoteen 2000 asti, jonka jälkeen kasvuvauhti on hidastunut. Vuoden 2003 jälkeen kasvuvauhti on hiipunut, jonka jälkeen se on kasvanut tasaisesti vuoteen 2007 asti. Vuoden 2007 jälkeen kasvuvauhti on hidastunut huomattavasti. Norjan bruttokansantuotteen kasvuvauhti on hidastunut vuosien 2002- 2003 välillä, jonka jälkeen kasvussa on tapahtunut piikki vuosien 2004- 2005 välillä. Vuosien 2005-2006 välillä kasvuvauhti on kasvanut ja hidastunut jälleen vuoden 2007 jälkeen.



Kuva 2. Kohdemaiden teollisuustuotannon volyymin prosentuaaliset muutokset tutkimuksen aikavälillä

Kuvassa 2 on kuvattu kohdemaiden teollisuustuotannon volyymin muutokset tutkimuksen aikavälillä. Verrattaessa Suomen teollisuustuotannon kasvuvauhtia Suomen bruttokansantuotteen kasvuvauhtiin niin voidaan todeta, että teollisuustuotannon heilahtelu on suurempaa Suomessa. Suomen teollisuustuotannon kasvuvauhti on kasvanut vuodesta 1991 vuoteen 1994, joiden jälkeen se on hidastunut. Kasvuvauhti on ollut tasaista vuosien 1997 ja 1999 välillä. Vuoden 2000 jälkeen kasvuvauhti on hiipunut ja pysynyt 1990-luvun puolivälin jälkeisen tason alapuolella vuoteen 2005 asti. Suomen teollisuustuotannon kasvuvauhti on hidastunut huomattavan paljon vuoden 2006 jälkeen. Saksan teollisuustuotannon kasvuvauhti on hidastunut vuodesta 1991 vuoteen 1993, jonka jälkeen kasvuvauhti on ollut melko tasaista. Vuoden 2007 jälkeen Saksan teollisuustuotannon kasvuvauhti on hidastunut. Norjan teollisuustuotannon kasvuvauhti on hidastunut vuosien 2002–2003 välillä ja uudelleen vuoden 2005 jälkeen.

2.2 Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi ja osakkeiden hinnan muodostuksen teoria

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kehitti Eugene Fama (1970). Teorian mukaan osakkeiden hinnat heijastavat kaiken mahdollisen tiedon yrityksestä, joten kellään markkinoilla olevista henkilöistä ei voi olla enempää tietoa osakkeen hintaan vaikuttavista tekijöistä. Osakkeen hinnat heijastavat kaiken mahdollisen markkinainformaation, kun tehokkaiden markkinoiden hypoteesi toimii vahvan muodon mukaan. Hypo-

teesin mukaan kellään sijoittajalla ei ole etulyöntiasemaa, ei edes sisäpiiriläisillä, sillä osakkeiden hinnat heijastavat kaiken mahdollisen markkinainformaation. Näin ollen ylituottoja ei olisi mahdollista saavuttaa, kuin satunnaisesti, kun verrataan markkinoiden keskimääräiseen kehitykseen. Fama jakaa tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kolmeen eri muotoon:

- ✓ heikko muoto: osakkeen tulevaisuuden hintaa ei voi arvioida historiallisilla tiedoilla
- ✓ puolivahva muoto: osakkeiden hinnoissa on mukana jo kaikki julkinen tieto
- ✓ vahva muoto: osakkeen hinta sisältää kaiken mahdollisen markkinainformaation

Markkinoiden ollessa tehokkaat ja rationaaliset olisi siis osakkeen hinnan oltava oikea eikä näin ollen spekulatiivisia kupliakaan esiintyisi markkinoilla. Nämä oletukset tehden ja aikaisempien tutkimusten tulosten perusteella voisi siis olettaa osakkeiden hintojen ennustavan ainakin jollain asteella reaalitalouden muutoksia.

Osakkeiden hintojen oletetaan muodostuvan diskontattujen tulevaisuuden osinkojen perusteella. Binswanger (2003) kirjoittaa omassa tutkimuspaperissaan, että diskontattujen kassavirtojen mallin mukaan osakkeen hinnan pitäisi heijastaa sijoittajien odotuksia tulevaisuuden talouskasvun suhteen. Näin ollen osakkeen hinnassa olisi mukana tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan kaikki mahdollinen tieto, mitä sijoittajilla voi olla tulevaisuuden kasvuodotuksista. Yrityksen osakkeen arvo vastaa odotettuja tulevaisuuden kassavirtoja eli osakkeen tapauksessa maksettuja osinkoja. Näin ollen tulevaisuuden osingot diskontataan tähän päivään oman pääoman tuottovaatimuksella. Kaavassa 1 on esitelty osakkeen hinnan muodostuminen.

$$P_0 = \frac{D_1}{1+r} + \frac{D_2}{(1+r)^2} + \frac{D_3}{(1+r)^3} + \frac{D_4}{(1+r)^4} + \dots \quad (1)$$

P_0 = osakkeen hinta hetkellä 0

D_1 = osingot hetkellä 1

D_2 = osingot hetkellä 2 jne.

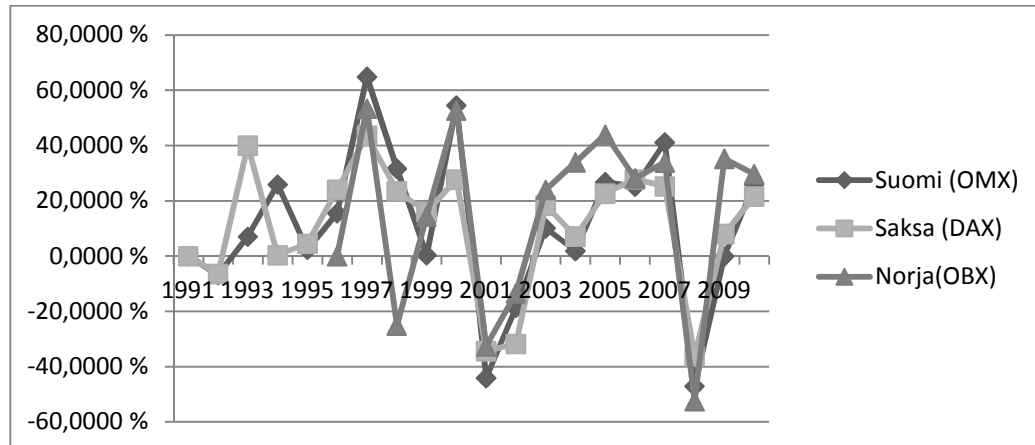
r = tuottovaatimus

Shapiron (1988) ja Morck: n (1990) tutkimuksissa päädytään siihen, että tulevaisuuden maksut (osingot) heijastuvat reaalitalouden muutoksista. Siitä johtuen osakkeiden hintojen pitäisi ennustaa talouskasvun muutoksia, kun osakkeiden hintojen oletetaan muodostuvan tulevaisuuden kassavirroista. Jos oletetaan osakkeiden hintojen kasvavan tasaisesti, niin osakkeen hinta on ensi vuoden osinko jaettuna tuottovaatimuksen ja kasvuvauhdin erotuksella. Kaavassa 2 on esitelty osakkeen hinnan muodostumisen logiikka kasvuvauhti huomioon ottaen.

$$P_0 = \frac{D_1}{r - g} \quad (2)$$

g = kasvuvauhti

(Brealey & Myers, 2003,s.60–65)



Kuva 3. OMX: n, DAX: n ja OBX: n arvojen logaritmiset muutokset tutkielman aikavälillä

Kuvassa 3 on kuvattu työssä käytettävien kohdemaiden osakeindeksien logaritmisia tuottoja. Suomen ja Saksan osalta havainnot koostuvat aikaväliltä 1991–2010 ja Norjan osalta havainnot koostuvat aikaväliltä 1996–2010. OMX: n ja DAX: n tuotot ovat samansuuntaisia. Indeksien tuotot ovat vaihdelleen hyvin paljon: 1999–2000 tuotot ovat olleet hyvinkin suuria ja 2000-luvun taitteen jälkeen indeksit ovat tulleet reippaasti alaspäin IT-kuflan puhjetessa. Vuonna 2001 kaikki indeksit ovat lähteneet

nousuun, kun vuonna 2007 finanssikriisin alkaessa niiden tuotot ovat tulleet alaspäin jopa hieman enemmän kuin IT-kuplan aikaan.

2.3 Käytettävien menetelmien teoria

Tutkielmassa on tarkoitus löytää vastaus pääongelmaan:” Onko osakkeiden hintojen muutoksilla voitu ennustaa reaalitalouden muutoksia”. Tätä tietoa voi sijoittaja hyväksikäyttää hinnoitellessaan osakkeita diskontatun kassavirtamallin mukaan, jossa mukana olisi odotetut reaalitalouden muutokset. Pääongelmaan etsitään vastaus regressioanalyysin eli pienimmän neliösumman menetelmän avulla sekä viivejakaumamallin avulla, mikäli niiden taustaoletukset täyttyvät. Regressioanalyysissa käytettävien aikasarjojen tulisi olla stationaarisia ja epästationaaristen aikasarjojen käyttö voisi johtaa näennäisesti merkitseviin tuloksiin. Näennäisesti merkitsevien tulosten tulkitseminen veisi pohjan tutkielman merkitsevyydeltä (Granger & Newbold, 1974). Stationaarisuutta tutkitaan yksikköjuuritestillä, jonka perusteella saadaan tietää voidaan aineistoon soveltaa pienimmän neliösumman menetelmää sekä viivejakaumamallia. Vaihtoehtoinen menetelmä regressioanalyysille on virheenkorjausmalli, jota voidaan käyttää epästationaaristen aikasarjojen kanssa, jos ne ovat yhteisintegroituneet.

Ennen pääanalyysia tutkitaan siis ensin ovatko käytettävät aikasarjat stationaarisia vai epästationaarisia. Tämän jälkeen tutkitaan vielä aikasarjojen välisiä yhteyksiä pitkällä aikavälillä yhteisintegraatiotestillä, joka kertoo liikkuvatko muuttujat (osakkeen hinnat ja reaalitaloutta kuvaavat indikaattorit) ajan kuluessa yhdensuuntaisesti vai ajautuvatko ne erilleen. Yhteisintegroituneisuutta tutkitaan Engle & Grangerin menetelmällä (Brooks, 2002, s. 391). Stationaarisuuden ja yhteisintegroituneisuuden jälkeen tehdään Grangerin kausaliiteettitesti aineistolle, jonka avulla selvitetään onko osakkeiden hintojen muutosten ja reaalitalouden muutosten välillä Grangerin kausaliiteettia (Seiler, 2004, s. 289).

2.3.1 Laajennettu Dickey-Fuller testi

Aikasarja on stationaarinen, jos sarjan ominaisuuksia ovat muuttumaton varianssi. Muita stationaarisuuden piirteitä ovat muuttumaton keskiarvo ja kovarianssi, jotka eivät muutu tietyn ajan sisällä riippumatta siitä, missä kohtaa sarjaa sitä tutkittaisiin. Stationaarinen aikasarja olisi näiden ominaisuuksien mukaan ennustettava. Epästationaarinen aikasarja taas ei ole ennustettava, vaan sarjan muutokset seuraavat niin kutsuttua satunnaiskulkua. (Brooks, 2002,s.326)

Aikasarjojen epästationaarisuutta testataan yksikköjuuritesteillä, joilla mitataan kuinka monennessa differenssissä aikasarja on stationaarinen eli ennustettava. Aikasarja on epästationaarinen, jos aikasarjalla on yksi yksikköjuuri. (Hill et al.,2001, s.343) Yleisin menetelmä tutkia yksikköjuuria on Dickey-Fullerin testi. Tässä tutkielmassa käytetään laajennettua Dickey-Fullerin testiä, joka ottaa huomioon mahdollisen jäännöstermien autokorrelaation. Alkuperäinen Dickey-Fullerin testi ei ota huomioon mahdollista jäännöstermien autokorrelaatiota, joka johtaa tulosten virheellisyyteen. Laajennetussa testissä virhetermejä viivästetään, niin että tulokset ovat luotettavampia. Laajennettu Dickey-Fullerin testi on kuvattu kaavassa 3. (Brooks, 2002,s.329)

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

, jossa

Δy_t =selitettävä muuttuja $\sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i}$ = viiveiden määrä

$\psi y_{t-1} = 0$, niin epästationaarinen u_t = virhetermi

Laajennetussa Dickey-Fullerin testissä pitää ottaa huomioon viivästettyjen virhetermien lukumäärä, koska testin tulos muuttuu helposti merkitsevästä ei-merkitsevään, kun viiveiden määrää kasvatetaan. Virhetermien autokorrelaatio ei poistu, jos viiveitä on liian vähän. Kun viiveitä on liikaa, tulee nollahypoteesi hylätyksi liian harvoin. Oikean viivepituuden valinnassa käytetään Akaiken informaatiokriteeriä (AIC).

Dickey-Fullerin testin nollahypoteesin jäädessä voimaan aikasarjalla on yksikköjuuri (se on epästationaarinen) ja hylättäessä nollahypoteesi sarja on stationaarinen.

2.3.2 Yhteisintegraatio

Lähtökohtaisesti epästationaarisia aikasarjoja ei tulisi käyttää regressioanalyysissa, sillä niiden käyttö voi johtaa näennäisesti hyviin tuloksiin. Epästationaarisia sarjoja voidaan kuitenkin käyttää regressioanalyysissa, mikäli ne ovat yhteisintegroituneet. Tällöin yhdistetään kaksi epästationaarista sarjaa jolloin tuloksena on stationaarinen sarja. (Hill et al., 2001, s.346)

Granger(1986) on sanonut, että parien, jotka ovat muodostuneet taloudellisista muuttujista, ei pitäisi loitontua toisistaan pitkällä aikavälillä. Jos ne ajautuvat hetkeksi erilleen, niin esimerkiksi markkinamekanismi alkaa tuoda niitä kohti toisiaan. Voidaan ajatella, että osakkeiden hinnoilla ja reaalityalouden indikaattorien välillä on yhteisintegraatiota: ne muuttuvat pitkällä aikavälillä samaan suuntaan. Jos niiden välillä ei olisi yhteisintegraatiota, niiden välillä ei olisi mitään, mikä sitoisi ne toisiinsa ja ne liikkuisivat itsenäisesti, koska lineaarikombinaatiot ovat epästationaarisia eikä niillä olisi muuttumatonta keskiarvoa minne palata. (Brooks, 2002,s.336)

Yhteisintegroituneisuutta voidaan tutkia kolmella eri menetelmällä: Engle ja Grangerin menetelmä, Engle-Yoon menetelmä ja Johansenin menetelmä. Engle-Granger on kaksivaiheinen menetelmä, joka lähtee siitä että muuttujat, joiden yhteisintegroituneisuutta testataan, ovat eli epästationaarisia. Epästationaarisuuden testaamisen jälkeen voidaan ajaa regressiot yhteisintegroituneille muuttujille pienimmän neliösumman menetelmällä. Regressioiden ajamisen jälkeen niiden jäännöstermit tallennetaan ja niille tehdään laajennettu Dickey-Fuller testi, jossa varmistetaan että jäännöstermit ovat stationaarisia eli niillä ei ole yksikköjuurta. Tämän jälkeen voidaan jatkaa vaiheeseen kaksi.

Kaava 4 on ensimmäisen vaiheen yhtälö. Kaava 5 testaa jäännöstermien stationaarisuutta kaavassa neljä samalla tavalla kuin laajennetussa Dickey-Fuller- testissä.

$$y_t = a + b x_t + u_t \quad (4)$$

, jossa

y_t = reaalityalouden logaritminen arvo

x_t = osakkeen hinnan logaritminen arvo

u_t = virhetermi

a = vakio

Kaava 5 testaa virhetermien stationaarisuutta kaavassa neljä ja osoittaa autoregressiivisen esityksen mitä käytetään myös laajennetussa Dickey-Fullerin testissä.

Toisessa vaiheessa käytetään ensimmäisen vaiheen jäännöstermejä muuttujana virheenkorjausmallissa (ECM):

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (u_{t-1}) + v_t \quad (5)$$

, jossa

Δy_t = reaalityalouden logaritminen muutos

v_t = virhetermi

Δx_t = osakkeiden hintojen logaritminen tuotto

$\beta_2 (u_{t-1})$ = stationaarinen,

kaavan 4 virhetermin viive

Stationaarinen eli lineaarikombinaatio epästationaarisista muuttujissa on myös yhteisintegroitu vektori. On huomattava, että mikä tahansa lineaarinen muunnos yhteisintegroituneesta vektorista on myös yhteisintegroitu vektori (Brooks, 2002, s.394). Engle-Grangerin menetelmän puute on se, että jos kausaaliiteetti selitettävän ja selittävän välillä toimii kumpaankin suuntaan eli x selittää y :tä ja y x :ää. Engle-Grangerin menetelmässä y :tä ja x :ää pitää käsitellä yhdensuuntaisesti, vaikka niin ei olisi välttämättä perusteltua. (Brooks, 2002, s.342) Tutkielmassa tullaan käyttämään Engle-Grangerin menetelmää sillä se soveltuu yksinkertaisten regressioiden avuksi. Johansenin menetelmässä yhtälöiden pitäisi olla VAR-pohjaisia ja se soveltuu paremmin useamman eri yhtälön yhteisintegraation tutkimiseen.

2.3.2 Virheenkorjausmalli

Virheenkorjausmallia (Error Correction Model) voidaan käyttää epästationaaristen aikasarjojen analysoimiseen, joiden tiedetään olevan yhteisintegroituneita. Se on rajoitettu malli autoregressiivisesta mallista. Virheenkorjausmalliin on sisällytetty yhteisintegraation ominaisuudet niin, että se rajoittaa pitkän aikavälin käyttäytymisen konvergoitumista yhteisintegraatioon samalla, kun se sallii lyhyen aikavälin sopeutumisen. Yhteisintegroitunutta termiä kutsutaan virheenkorjaustermiksi (Eviews user`s guide, 2007,s.377).

Mikäli aikasarjat ovat epästationaarisia ja yhteisintegroituneita niin tutkielmassa estimoidaan virheenkorjausmalli kaavalla 6.

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + u_t \quad (6)$$

, jossa

Δy_t = selitettävä muuttuja

x_t = selittävä muuttuja

β_1 = x:n ja y:n välinen lyhyen aikavälin yhteisintegraatio

γ = x:n ja y:n välinen pitkän aikavälin yhteisintegraatio

β_2 = sopeutumisnopeus

$y_{t-1} - \gamma x_{t-1}$ =virheenkorjaustermi.

(Brooks, 2002, s. 390)

2.3.3 Grangerin kausaliteettitesti

Grangerin kausaliteetti mittaa syy-seuraussuhdetta kahden muuttujan välillä. Vaikka kaksi muuttujaa korreloisi keskenään, ei se tarkoita sitä, että toinen olisi syy ja toinen seuraus. Grangerin kausaliteetti on yksi käytetyimmistä menetelmistä tutkimaan muuttujien kausaliteettia. Se mittaa sitä, miten menneet x:n arvot vaikuttavat tai aihe-

uttavat y :n nykyisen arvon. Toisin sanoen se mittaa voiko y :n nykyistä arvoa selittää x : n menneisyyden arvoilla. Sen lisäksi Grangerin kausaaliteetti mittaa voiko x : n menneisyyden arvoilla huomattavasti vaikuttaa y :n nykyiseen arvoon. Kausaaliteetti ottaa huomioon myös toisensuuntaisen kausaaliteetin eli voiko y :n arvoilla selittää x :n arvoja. (Seiler, 2004, s.289)

Tässä tutkielmassa tutkitaan, ennen regressioanalyysin ja viivejakaumamallin tekemistä, onko osakkeiden hintojen muutoksella ja reaalityöelouden indikaattorien muutosten välillä kausaaliteettia.

2.3.4 Regressioanalyysi ja viivejakaumamalli

Regressioanalyysissa käytetään pienimmän neliösumman menetelmää. Menetelmän edellytyksinä on aikasarjojen stationaarisuus. Jäännöstermien varianssien on tämän lisäksi oltava vakioita eli homoskedastisia eikä jäännöstermien pitäisi olla autokorreloituneita (Brooks, 2005, s.145–147). Stationaarisuus testataan laajennetulla Dickey-Fullerin testillä, homoskedastisuus Whiten testillä ja autokorrelaatio Breusch-Godfreyn Lagrange multiplier-testillä ja normaalijakaantuneisuus Jarque-Bera-testillä. Tulosten tulkinnassa käytetään korjattua r^2 -lukua eli selityssastetta, F-testiä ja chow-testiä. Selityssaste kertoo miten hyvä on regressiomallin selityssosuus eli kuinka paljon pystytään selittämään reaalityöelouden muutoksia osakkeiden hinnoilla. F-testi kertoo voiko regressiossa olevilla muuttujilla selittää selittävän muuttujan vaihtelua eli toisin sanoen kuinka hyvä malli on. Viimeinen mittari mallin onnistuneisuuden arvioinnissa on estimaatin keskivirhe (S.E). Mitä suurempi luku, sitä suurempi on virhetermien hajonta ja sitä pienempi selityssvoima. (Kvantimotv, 2011)

Estimoitavia OLS-regressioita on yhteensä kuusi kappaletta: jokaiselle maalle 2 kappaletta:

$$bkt_{Suomi} = c + osakehinnat_{OMX} \quad (7)$$

$$teollisuustuo\ tan\ to_{Suomi} = c + osakehinnat_{OMX} \quad (8)$$

$$bkt_{Saksa} = c + osakehinnat_{DAX} \quad (9)$$

$$teollisuustuo\ tan\ to_{Saksa} = c + osakehinnat_{DAX} \quad (10)$$

$$bkt_{Norja} = c + osakehinnat_{OBX} \quad (11)$$

$$teollisuustuotanto_{Norja} = c + osakehinnat_{OBX} \quad (12)$$

Kaavoissa 7-12 c on vakio ja reaalitaloutta kuvaavat mittarit ja osakehinnat ovat neljännesvuosittaisia logaritmisiä tuottoja.

Reaalitalouden muutosten ennakoimista osakkeiden hintojen muutoksilla testataan ensiksi yksinkertaisella regressiolla. Sen jälkeen muodostetaan viivejakaumamallit ja katsotaan, kasvaako selitysaste kun lisätään viiveitä. Eli voidaan ajatella, että ”shokki” ei välity suoraan osakkeiden hintoihin, vaan siinä voi olla jonkinlainen viive. Viivejakaumamallin yhtälöt ovat seuraavanlaiset

$$bkt_{Suomi} = c + osakehinnat_{OMX_{t-1}} + osakehinnat_{OMX_{t-2}} \dots \quad (13)$$

$$teollisuustuotanto_{Suomi} = c + osakehinnat_{OMX_{t-1}} + osakehinnat_{OMX_{t-2}} \dots \quad (14)$$

$$bkt_{Saksa} = c + osakehinnat_{DAX_{t-1}} + osakehinnat_{DAX_{t-2}} \dots \quad (15)$$

$$teollisuustuotanto_{Saksa} = c + osakehinnat_{DAX_{t-1}} + osakehinnat_{DAX_{t-2}} \dots \quad (16)$$

$$bkt_{Norja} = c + osakehinnat_{OBX_{t-1}} + osakehinnat_{OBX_{t-2}} \dots \quad (17)$$

$$teollisuustuotanto_{Norja} = c + osakehinnat_{OBX_{t-1}} + osakehinnat_{OBX_{t-2}} \dots \quad (18)$$

Kaavoissa 13–18 c on vakio ja reaalitaloutta kuvaavat mittarit ja osakehinnat ovat neljännesvuosittaisia logaritmisiä tuottoja.

3. Tutkimusaineisto

Tutkimusaineisto on kerätty Datastream- tietokantaohjelman kautta. Tutkimuksessa käytettävä aineisto on Suomen ja Saksan osalta vuosilta 1991–2010. Norjan osalta aineisto koostuu aikaväliltä 1996–2010. Havainnot, joita käytetään tutkielmassa, ovat neljännesvuosittaisia havaintoja. Tutkielmassa käytettäville havainnoille lasketaan logaritmiset tuotot, koska logaritmistien muuttujien käyttö on suositeltavampaa prosentuaalisten tuottojen sijaan. Logaritmiset eli jatkuva-aikaiset tuotot ovat normaalin jakautuneita kuin prosentuaaliset tuotot. Tilastollisessa tutkimuksessa olisi toivottavaa, jos aineisto olisi normaalijakautunut. (Vaihekoski, 2004, s.193)

OMX, DAX JA OBX ovat kokonaistuottoindeksejä, joissa on otettu osingot huomioon. Kaikki havainnot on kerätty euromääräisinä. Kohdemaat on valittu aineiston saataavuuden mukaan ja mukaan on pyritty saamaan suuruusluokiltaan erilaiset maat, jotta voitaisiin vertailla tuloksia myös eri maiden välillä.

Taulukossa 1 on esitelty kuvailevat tunnusluvut aineistosta. Havaintoja aikaväliltä 1991–2010 on 76 Suomen ja Saksan osalta. Norjasta havaintoja on 56 aikaväliltä 1996–2010. Kaikki arvot ovat logaritmisia tuottoja. Huomattavaa on, että keskihajonnat ovat suurimpia kaikissa indekseissä, sillä tuottojen odotetaan heilahtelevan enemmän kuin esimerkiksi bruttokansantuotteen arvojen.

| | Keskiarvo | Keskihajonta | Huipukkuus | Vinous | Jarque - bera | Prob. | N |
|----------------------------|-----------|--------------|------------|--------|---------------|-------|----|
| OMX | 0,035 | 0,172 | 3,865 | 0,081 | 2,457 | 0,292 | 76 |
| Suomenbruttokansantuote | 0,006 | 0,012 | 14,328 | -2,590 | 491,445 | 0,000 | 76 |
| Suomen teollisuus-tuotanto | 0,008 | 0,024 | 10,927 | -2,270 | 264,273 | 0,000 | 76 |
| DAX | 0,018 | 0,109 | 3,721 | -0,773 | 9,226 | 0,000 | 76 |
| Saksan bruttokansantuote | 0,003 | 0,008 | 10,564 | -1,860 | 225,039 | 0,000 | 76 |
| Saksan teollisuus-tuotanto | 0,002 | 0,022 | 16,720 | -2,756 | 692,366 | 0,000 | 76 |
| OBX | 0,024 | 0,136 | 7,553 | -1,705 | 75,533 | 0,000 | 56 |
| Norjan bruttokansantuote | 0,004 | 0,010 | 2,811 | 0,024 | 0,088 | 0,965 | 56 |
| Norjan teollisuus-tuotanto | -0,001 | 0,025 | 4,076 | -0,391 | 4,129 | 0,126 | 56 |

Taulukko 1. Kuvailevat tunnusluvut aineistosta .

Vinous ja huipukkuus ovat normaalijakaumaa tukevia arvoja. Vinous kertoo havaintojen jakautuman epäsymmetrisyydestä ja koska normaalijakauma ei ole vino, niin kaikki arvot jotka poikkeavat nolasta kertoo vinoudesta. On yleisesti tiedossa, että osakeindeksien tuotot ovat usein negatiivisesti vinoja (Vaihekoski, 2004, s. 197). Havainnot aineistosta tukevat väitettä sillä OBX: n ja DAX: n vinouden arvot ovat negatiivisia. OMX: n vinouden arvo on poikkeuksellisesti positiivinen. Huipukkuus kertoo arvojen huipun korkeutta moodin ympärillä.

Jarque-Bera mittaa normaalijakaantuneisuutta. Nollahypoteesina on, että aineisto noudattaa normaalijakaumaa. Nollahypoteesi jää voimaan OMX: lla, Norjan teollisuus-tuotannolla ja Norjan bruttokansantuotteella. Muiden osalta nollahypoteesi joudutaan hylkäämään. Koska suuri osa havainnoista tässä aineistossa ei noudata

normaalijakaumaa olisi vaihtoehtona poistaa outlier- havaintoja mutta aineiston ollessa suppea ei sitä haluta tehdä. Havaintojen poistamisen myötä menetettäisiin suuri määrä informaatiota ja sitä ei tässä tapauksessa haluta. Huomattavaa on, että aineisto sisältää hyvin monta poikkeuksellista vuotta: 2000-luvun vaihde ja 2008 alkanut finanssikriisi sisältävät huomattavasti havaintoja , joiden arvot poikkeavat ”normaalista”.

4. Tulokset

Tutkielman empiirisessä osiossa etsitään vastaus pääongelmaa, joka esiteltiin luvussa 1. Ensimmäisenä raportoidaan yksikköjuuritestien tulokset, joista nähdään onko käytettävä aineisto stationaarinen vai epästationaarinen. Yksikköjuuritestien jälkeen päätetään, käytetäänkö regressioanalyysia vai virheenkorjausmallia. Pääanalyysia ennen tehdään vielä Grangerin kausaliteettitesti, jossa tutkitaan onko osakkeiden hintojen muutoksilla ja reaalityöelouden indikaattorien muutoksien välillä kausaliteettia tutkimuksen kannalta haluttuun suuntaan.

4.1 Yksikköjuuritestin tulokset

Yksikköjuuren testaamiseksi käytetään laajennettua Dickey-Fullerin testiä ja Phillips-Perron testiä. Laajennettua Dickey-Fullerin testiä käytetään sen takia, koska se ottaa huomioon jäännöstermien mahdollisen autokorrelaation. Laajennettua Dickey-Fullerin testiä varten pitää päättää käytettävien viiveiden määrä. Nyrkkisääntönä viiveiden valinnassa voidaan pitää aineiston tiheyttä eli kuukausidatassa viiveiden määrä olisi 12 ja neljännesvuosittaisessa datassa viiveiden määrä olisi neljä (Brooks, 2002, s.329). Optimaalisten viiveiden määrän valinta on tärkeää, koska testin tulos on erittäin herkkä niiden määrälle. Tutkimuksessa on käytetty Akaiken informaatiokriteeriä, sillä sitä on suositeltu käytettäväksi myös aikaisemmissa tutkimuksissa (Binswanger, 2003) . Akaiken informaatiokriteerin voidaan ajatella kertovan, kuinka paljon menetetään tietoa, kun käytetään jotain tiettyä mallia kuvaamaan ”todellisuutta” (Hirotugu, 1974). Koska testin tulosten arvot ovat suurempia kuin kriittiset arvot kaikissa

tapauksissa tarkoittaa se sitä, että nollahypoteesia ei voi hylätä. Aikasarjat ovat näin ollen epästationaarisia eli niillä on yksikköjuuri. Derivoimalla aineisto muuttuu stationaariseksi: testisuureet saavat pienempiä arvoja kuin kriittiset arvot eli nollahypoteesi hylätään. Maksimiviivepituudeksi on valittu 11. Taulukossa 2 on luetteloitu laajennetun Dickey-Fuller testin tulokset. Arvojen perässä suluissa oleva numero on käytetyn viiveen määrä Akaiken informaatiokriteerin mukaan.

| Muuttuja | Level | Kriittinen arvo | Merkitsevyys | Ensimmäinen differenssi | Kriittinen arvo | Merkitsevyys |
|----------------------------|------------|-----------------|--------------|-------------------------|-----------------|--------------|
| OMX | -1,838(0) | -2,900 | 0,359 | -8,250 (0) | -3,520 | 0,000* |
| Suomen bkt | -0,875(1) | -2,900 | 0,790 | -5,827 (0) | -2,900 | 0,000* |
| Suomen teollisuus-tuotanto | -1,971(2) | -2,901 | 0,298 | -4,862 (1) | -2,900 | 0,000* |
| DAX | -1,615(1) | -2,900 | 0,469 | -7,208 (0) | -2,900 | 0,000* |
| Saksan bkt | -0,491(1) | -2,900 | 0,886 | -6,473 (0) | -2,900 | 0,000* |
| Saksan teollisuus-tuotanto | -1,409(1) | -2,900 | 0,573 | -5,418 (0) | -2,900 | 0,000* |
| OBX | -1,154 (0) | -2,914 | 0,687 | -6,216 (0) | -2,915 | 0,000* |
| Norjan bkt | -1,998(1) | -2,915 | 0,286 | -9,048 (0) | -2,915 | 0,000* |
| Norjan teollisuus-tuotanto | 1,489 4) | -2,918 | 0,999 | -11,809 (0) | -2,915 | 0,000* |

Taulukko 2. Laajennetun Dickey-Fuller testin tulokset. Nollahypoteesi hylätään 5 prosentin riskitasolla *.

Yksikköjuurien testaamisessa käytetään varmuuden vuoksi kahta eri menetelmää tulosten oikeellisuuden varmistamiseksi, sillä epästationaarisuuden tai stationaarisuuden havaitseminen on ratkaiseva asia tämän tutkielman kannalta. Laajennetun Dickey-Fuller lisäksi tehdään Phillips-Perron yksikköjuuritestit. Eviews käyttää Phillips-Perron testissä viiveiden määrän laskemisessa Newey-Westin metodologiaa. Phillips-Perron-testi on hyvin samanlainen Dickey-Fuller kanssa mutta se sisällyttää automaattisen korjauksen Dickey Fuller proseduriin autokorreloituneille jäännöstermeille. Tulokset ovat samanlaiset kuin laajennetussa Dickey-Fuller testissä eli aineisto on epästationaarinen tasolla mutta derivoitaessa ensimmäisen kerran siitä tulee stationaarinen eli ennustettava.

| Muuttuja | taso | Kriittinen arvo | Merkitsevyys | Ensimmäinen differenssi | Kriittinen arvo | Merkitsevyysluku |
|----------------------------|------------|-----------------|--------------|-------------------------|-----------------|------------------|
| OMX | -1,828(2) | -2.900 | 0.364 | -8,262 (2) | -2.900 | 0,000* |
| Suomen bkt | -0,845(4) | -2.900 | 0.800 | -5,889 (3) | -2.900 | 0,000* |
| Suomen teollisuustuotanto | -1,955 (3) | -2.900 | 0.305 | -4,922 (1) | -2.900 | 0.000* |
| DAX | -1,678 (3) | -2.900 | 0.438 | -7,216 (2) | -2.900 | 0,000* |
| Saksan bkt | -0,748 (3) | -2.900 | 0.827 | -6,531 (2) | -2.900 | 0,000* |
| Saksan teollisuus-tuotanto | -1,167 (3) | -2.900 | 0.684 | -5,418 (0) | -2.900 | 0,000* |
| OBX | -3,476 (2) | -3.492 | 0.472 | -14,494 (6) | -3.493 | 0,000* |
| Norjan bkt | -2,218 (0) | -2.914 | 0.202 | -9,049 (0) | -2.915 | 0,000* |
| Norjan teollisuus-tuotanto | -2,221 (3) | -3.492 | 0.051 | -6,102 (2) | -3.493 | 0.000* |

Taulukko 3. Phillips-Perron tulokset. Nollahypoteesi hylätään 5 prosentin riskitasolla *.

Kummankin testin antamien tulosten myötä voidaan myös päätyä siihen tulokseen, että aineisto noudattaa satunnaiskulkua (epästationaarinen sarja) eikä tulevaisuuden arvojen (OMX,DAX,OBX) ennustaminen pitäisi olla mahdollista historiallisten arvojen perusteella. Näin ollen markkinat ovat vähintään heikosti tehokkaat mitä tulee käytettyihin osakeindekseihin.

4.2 Yhteisintegraatiotestin tulokset

Jotta voidaan tietää, testataanko osakkeiden hintojen muutosten vaikutusta reaali-talouden muutoksiin regressioanalyysillä ja viivejakaumamallilla vai virheenkorjausmallilla, pitää ensiksi tietää, ovatko muuttujat yhteisintegroituneita. Engle-Grangerin menetelmällä ajetaan ensiksi regressiot jokaiselle ”parille”, jonka jälkeen niiden jäännöstermit testataan yksikköjuuren varalta. Mikäli yksikköjuuria ei ole, nollahypoteesi hylätään, ovat muuttujat yhteisintegroituneita.

Engle-Grangerin menetelmällä tulokset olivat hyvin yhdenmukaisia siitä, ettei muuttujapareilla esiinny yhteisintegroituneisuutta. 5 prosentin riskitasolla nollahypoteesi siitä, että muuttujilla on yksikköjuuri (epästationaarisia), jää voimaan jokaisella muuttujaparilla. Taulukossa 4 on yhteisintegraatiotestin tulokset. Tulosten johdosta ei voida

käyttää virheenkorjausmallia sen tutkimiseen, voiko osakkeiden hintojen muutoksilla ennakoida reaalityalouden muutoksia. Tämän takia ajetaan ensiksi yksinkertainen regressio sekä viivejakaumamalli derivoiduille muuttujille. Ennen regressioanalyysia testataan kuitenkin kausaliteettia Grangerin menetelmällä.

Aikaisemmissa tutkimuksissa Binswanger (2003) on raportoinut ristiriitaisia tuloksia siitä, ovatko osakkeiden hinnat ja reaalityalouden indikaattorit yhteisintegroituja. Hänen tutkimuksen mukaan Yhdysvalloissa, Britanniassa ja Kanadassa nollihypoteesia ei- yhteisintegroituudesta ei voitu hylätä 5 prosentin riskitasolla. Toisaalta se voitiin hylätä Ranskassa ja Japanissa. Nollihypoteesin voimaan jäämiseen voi vaikuttaa se, että talous on avoin nykyään ja kokonaistuottoindekseissä on mukana yrityksiä, jotka toimivat globaaleilla markkinoilla.

| Muuttujapari | t-arvo | kriittinen arvo | Merkitsevyysluku |
|-----------------------------------|--------|-----------------|------------------|
| OMX ja Suomen bkt | -1,461 | -2,901 | 0,547* |
| OMX ja Suomen teollisuus-tuotanto | -1,952 | -2,901 | 0,307* |
| DAX ja Saksan bkt | -1,366 | -2,900 | 0,594* |
| DAX ja Saksan teollisuus-tuotanto | -1,475 | -2,902 | 0,540* |
| OBX ja Norjan bkt | -1,881 | -2,916 | 0,338* |
| OBX ja Norjan teollisuus-tuotanto | -1,518 | -2,915 | 0,516* |

Taulukko 4. Engle-Grangerin yhteisintegraatiotestin tulokset. Nollihypoteesi jää voimaan 5 prosentin riskitasolla *.

4.3 Grangerin kausaliteettitestin tulokset

Grangerin kausaliteettitestillä tutkitaan, voiko osakkeiden hintojen muutoksilla ennakoida reaalityalouden muutoksia. Testi olettaa, että menneisyyden arvot selittävät tulevaa, mutta rajoituksena on se että Grangerin kausaliteetissa tulevaisuus ei voi selittää menneisyyttä. Vaikka voisi olettaa tämän olevan selviö, on rahoituksen tutkimuksissa osoitettu, että toisinaan seuraus saattaa esiintyä ennen syytä. Esimerkiksi korkojen alentumisella on usein osakemarkkinoita nostava vaikutus, vaikka tiedetään, että osakemarkkinat sopeutuvat tänään(seuraus) huomisen odotettuihin tietoihin korkojen alentumisesta (syy). (Seiler, 2004, s.295)

Taulukossa 5 on listattu kausaliiteetti testin tulokset. Tuloksia luetaan niin, että nollahypoteesi ollessa: ” OMX ei ennakoi bruttokansantuotetta ” niin viiden prosentin riskitasolla nollahypoteesi hylätään, mikäli merkitsevyysluku on alle 0,05. Viiden prosentin riskitasolla voidaan tuloksista vetää sellaiset johtopäätökset, että osakkeiden hintojen muutokset ennakoivat bruttokansantuotteen tai teollisuus-tuotannon muutoksia, sekä Suomessa että Saksassa. Nollahypoteesit hylätään valittaessa sekä kaksi että kolme viivettä Suomen kohdalla ja neljä viivettä valittaessa hylätään vielä nollahypoteesi siitä, että ”OMX ei ennakoi teollisuus-tuotantoa”. Saksan muutoksien tapauksessa nollahypoteesit hylätään aina viiveiden 1-4 välillä, kun oletuksena on ”DAX ei ennakoi bkt”. Nollahypoteesi ”DAX ei ennakoi teollisuus-tuotantoa” hylätään viiveiden 1-3 välillä ja poikkeuksena voidaan hylätä nollahypoteesi siitä että ”teollisuus-tuotanto ei ennakoi DAX” neljän viiveen kohdalla. Eli ainoana voidaan todeta, että Saksassa makrotaloutta kuvaava mittari teollisuus-tuotannon volyymin muutos ennakoii myös DAX: n muutoksia.

| Muuttujapari | Merkitsevyys/ 1 viive | Merkitsevyys/ 2 viivettä | Merkitsevyys/ 3 viivettä | Merkitsevyys/ 4 viivettä |
|------------------------------------|--------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| OMX ei ennakoi bkt | 0,058 | 0,024* | 0,047* | 0,143 |
| bkt ei ennakoi OMX | 0,126 | 0,336 | 0,382 | 0,393 |
| OMX ei ennakoi teollisuus-tuotanto | 0,203 | 0,009* | 0,008* | 0,031* |
| teollisuus-tuotanto ei ennakoi OMX | 0,063 | 0,097 | 0,121 | 0,142 |
| DAX ei ennakoi bkt | 0,002* | 0,006* | 0,016* | 0,024* |
| bkt ei ennakoi DAX | 0,374 | 0,387 | 0,657 | 0,702 |
| DAX ei ennakoi teollisuus-tuotanto | 0,003* | 0,014* | 0,026* | 0,768 |
| teollisuus-tuotanto ei ennakoi DAX | 0,868 | 0,704 | 0,834 | 0,027* |
| OBX ei ennakoi bkt | 0,167 | 0,131 | 0,177 | 0,120 |
| bkt ei ennakoi OBX | 0,714 | 0,856 | 0,732 | 0,524 |
| OBX ei ennakoi teollisuus-tuotanto | 0,542 | 0,739 | 0,915 | 0,501 |
| teollisuus-tuotanto ei ennakoi OBX | 0,692 | 0,690 | 0,633 | 0,497 |

Taulukko 5. Grangerin kausaliiteettitestin tulokset. Nollahypoteesi hylätään 5 prosentin riskitasolla *.

Norjan kohdalta tulokset eivät olleet tutkielman kannalta haluttuja, sillä kyseisen maan osalta ei nollahypoteesia voitu Grangerin kausaliiteettitestin tulosten perusteella hylätä miltään osin. Tulokset saattaisivat olla erilaisia, mikäli aineistoa ja sen seura-

uksena havaintoja olisi enemmän. 56 havaintoa ja 14 vuotta on lyhyt aika tutkia syy-seuraus-suhdetta muuttujilla, joista osa on makrotaloudellisia indikaattoreita.

Tulosten johdosta ajetaan kohdemaille regressioanalyysi sekä viivejakaumamalli ja vaikka Grangerin kausaliteetin mukaan ei Norjassa osakkeiden hintojen muutokset ennakoisi reaalityalouden muutoksia eikä reaalityalouden muutokset osakkeiden hintojen muutoksia, niin tutkitaan maan osalta silti suhdetta regressioanalyysin sekä viivejakaumamallin avulla. Tämä on tärkeää myös tulosten luotettavuuden varmistamiseksi.

4.4 Regressioanalyysin tulokset

Koska yhteisintegraatiota ei löytynyt muuttujien väliltä, ei epästationaarisia aikasarjoja voitu tutkia virhekorjausmallin avulla. Epästationaarisia aikasarjoja ei voi tutkia myöskään regressioanalyysin avulla, vaan aikasarjasta pitää ensiksi ottaa ensimmäinen differenssi, jotta siitä tulee stationaarinen. Regressioanalyysi ajetaan logaritmisille tuotoille, eli stationaariselle aineistolle. Taulukossa 6 on luetteloitu testien nollahypoteesit lukijan tueksi tekstin ohelle.

| Testi | Nollahypoteesi |
|--|--|
| Whiten heteroskedastisuustesti | Aineisto on homoskedastinen |
| Breusch- Godfrey LM autokorrelaatiotesti | Autokorrelaatiota ei esiinny |
| F-testi | Mallin selitysaste on 0 |
| Chow-testi | Malli on hyvä, kun aineisto jaetaan kahtia |

Taulukko 6: testien nollahypoteesit

Taulukossa 7a on raportoitu regressioanalyysin tulokset. Niiden mukaan OMX:n hintojen muutokset ennakoivina tekijöinä Suomen bruttokansantuotteen muutoksiin on selitysasteen mukaan noin 7 prosenttia. Luku ei ole kovin korkea ja johtuu osittain siitä, että pienimmän neliösumman menetelmä tässä muodossa testaa vaikutusta tietyllä hetkellä eikä ota huomioon sitä, että ”shokki” välittyy reaalityaloudesta osakkeiden hintoihin vasta, kun aikaa on kulunut. Selittävänä tekijänä OMX on tilastollisesti

merkitsevä 5 prosentin riskitasolla. Virhetermien hajonta (S.E) ei ole suurta, joten luku on tulosten kannalta hyvä. Chow-testi testaa parametrien pysyvyyttä eli sitä, kuinka hyvin malli sopii aineiston testaamiseen, kun se jaetaan kahtia. Nollahypoteesina on, että malli sopii yhtä hyvin kummallekin puoliskolle. 5 prosentin riskitasolla nollahypoteesi jää voimaan, kun osakkeiden hintojen muutoksilla selitetään bruttokansantuotteen muutoksia. F-testin nollahypoteesi on, että selityssaste on nolla. Tässä tapauksessa nollahypoteesi hylätään koska F-testin merkitsevyysluku on alle 5 prosentin riskitason. Mallin taustaoletuksista autokorrelaatio testattiin Breusch-Godfrey LM-testillä, jonka nollahypoteesina on että autokorrelaatiota ei esiinny. Nollahypoteesi jäi voimaan edelleen viiden prosentin riskitasolla. Heteroskedastisuus testattiin Whiten testillä, jonka nollahypoteesina on homoskedastisuus. Nollahypoteesi jäi voimaan 5 prosentin riskitasolla. Kaikkien maiden osalta autokorrelaatiotestin ja heteroskedastisuustestin tulokset ovat nähtävillä liitteessä 1.

Osakkeiden hintojen muutokset ennakoivina tekijöinä teollisuustuotannon volyymin muutokseen selityssasteeksi saadaan Suomessa 12,3 prosenttia ja selittävänä tekijänä osakkeiden hinnat ovat merkitseviä. Virhetermien hajonta ei ole suurta tässäkään yhtälössä. Chow-testissä nollahypoteesi hylätään eli malli ei ole yhtä hyvä kummallekin osapuoliskolle. Chow-testin tulosten perusteella voi ajatella, että aineistossa on jokin rakenteellinen poikkeavuus, ja malli ei pysty ennustamaan yhtä hyvin kummasakin osapuoliskossa. F-testin nollahypoteesi hylätään eli testi on merkitsevä. Whiten heteroskedastisuutta testaavassa testissä nollahypoteesi jää voimaan eli aineisto on homoskedastinen. Autokorrelaatiotestissä nollahypoteesi hylättiin eli autokorrelaatiota esiintyy jonkin verran. Autokorrelaation esiintyminen tässä tapauksessa voi johtua muun muassa siitä, että aineisto sisältää poikkeuksellisia ilmiöitä, kuten suuren finanssikriisin ja sieltä nouseminen tapahtuu niin, että havainnot voivat olla korreloituneita keskenään. Autokorrelaation olemassa olo otettiin huomioon Eviews:lla Newey-Westin menetelmällä.

Saksassa osakkeiden hintojen muutokset ennakoivina tekijöinä bruttokansantuotteen muutokseen on noin 8 prosenttia selityssasteen mukaan. Virhetermien hajonta ei ole suurta ja Chow-testin nollahypoteesi jää voimaan eli malli on hyvä kuvaamaan aineistoa, kun se jaetaan kahtia. Näin ollen voisi ajatella, että rakenteellista muutosta ei aineistossa esiinny. Whiten testin sekä Breusch-Godfrey LM- testin nollahypotee-

sit jäivät voimaan. Osakkeiden hintojen muutokset ennakoivina tekijöinä Saksan teollisuustuotannon volyymiin selitysasteeksi saadaan 11,3 prosenttia. Selittävänä tekijänä hintojen muutokset ovat tilastollisesti merkitseviä. Virhetermien hajontaluku ei ole suuri, joten voidaan ajatella, että mallissa mahdollista estimointivirhettä ei esiinny niin paljon, että se häiritseisi tulosten luotettavuutta. Chow-testin mukaan malli sopii hyvin kummallekin puoliskolle, kun aineisto jaetaan kahtia. Tämä tarkoittaa sitä, että aineistossa ei esiinny rakenteellista muutosta kahden osapuoliskon välillä. Toisin sanoen voidaan ajatella, että toisessa osapuoliskossa ei ole mitään "uutta" tietoa aineistosta, joka vaikuttaisi tuloksiin. Whiten testissä nollahypoteesi jäi voimaan mutta autokorrelaatiotestissä nollahypoteesi jouduttiin hylkäämään. Autokorrelaation eli havaintojen keskinäinen korrelaatio voi tässä tapauksessa tarkoittaa sitä, että esimerkiksi osakkeiden tuotot ovat peräkkäisinä päivinä nousseet ja näin voisi olettaa, että osakkeen hinta riippuu ainakin osittain edellisen päivän arvosta. Tätä tiedetään kutsuvan myös positiiviseksi autokorrelaatioksi. Autokorrelaatio otettiin huomioon Newey-West-menetelmällä. Malli on merkitsevä f-testin mukaan.

| 1991–2010 | sovellettu R^2 | S.E | f-testi | Merkitsevyysluku/F-testi | Chow (p-arvo) |
|-----------------------------------|---------------------|-------|---------|--------------------------|------------------|
| OMX* → Suomen bkt | 0,069 | 0,012 | 6,589 | 0,012 | 0,097 |
| OMX *→ Suomen teollisuus-tuotanto | 0,123 | 0,023 | 11,559 | 0,001 | 0,041 |
| DAX *→ Saksan bkt | 0,079 | 0,008 | 7,463 | 0,007 | 0,098 |
| DAX* → Saksan teollisuus-tuotanto | 0,113 | 0,021 | 10,602 | 0,001 | 0,120 |

Taulukko 7a. Lineaarisen regressioanalyysin tulokset Suomen ja Saksan osalta. Selittävät tekijät tilastollisesti merkitseviä 5 prosentin riskitasolla *.

Norjan tulokset on raportoitu taulukossa 7b. Grangerin kausaliiteettitestin mukaan OBX:n hintojen muutoksilla ei voi ennakoida reaalitalouden muutoksia, niin pienimmän neliösumman menetelmällä selitysasteeksi tuli kuitenkin noin 8,6 prosenttia. Selittävänä tekijänä OBX oli tilastollisesti merkitsevä. Virhetermien hajonta ei ollut suurta, joten voidaan ajatella, että mallissa mahdollista estimointivirhettä ei esiinny niin paljon, että se häiritseisi tulosten luotettavuutta. Chow-testissä nollahypoteesi jäi voimaan eli malli on yhtä hyvä selittämään kumpaakin osapuoliskoa aineistosta. Taus-

taoletuksista Whiten heteroskedastisuus testissä sekä Breusch-Godfrey LM-testissä nollahypoteesit jäivät voimaan eli heteroskedastisuutta ja autokorrelaatiota ei esiinny. F-testin mukaan malli on merkitsevä, joka tarkoittaa sitä, että malli on sopiva selittämään suhdetta muuttujien välillä.

| 1996–2010 | sovellettu R^2 | S.E | F-testi | Merkitsevyysluku/F- testi | Chow (p-arvo) |
|------------------------------------|---------------------|-------|---------|------------------------------|------------------|
| OBX ja Norjan bkt * | 0,086 | 0,010 | 6,185 | 0,016 | 0.489 |
| OBX ja Norjan teollisuus-tuotanto* | 0,004 | 0,025 | 0,257 | 0,613 | 0.402 |

Taulukko 7b. Lineaarisen regressiomallin tulokset Norjan osalta.

Regressioanalyysissa osakkeiden hintojen muutokset ennakoivina tekijöinä Norjan teollisuustuotannon muutoksiin saadaan selitysasteeksi noin 0,4 prosenttia mallin mukaan. Virhetermien hajontaluku ei ole suuri tarkoittaen sitä, että mallissa esiintyvä mahdollinen estimointivirhe ei ole niin suuri, että se häittäisi tulosten luotettavuutta. Chow-testissä nollahypoteesi jää voimaan tarkoittaen sitä, että jaettaessa aineisto kahtia, malli sopii selittämään muuttujien välistä suhdetta yhtä hyvin kummallakin osapuoliskolla. Whiten testissä nollahypoteesi jää voimaan, kun autokorrelaatiotestissä nollahypoteesi jouduttiin hylkäämään. F-testin mukaan malli ei ole merkitsevä eli jokin toinen malli sopisi paremmin selittämään osakkeiden hintojen ennustuskykyä reaalityönteiden muutoksia vastaan.

4.5 Viivejakaumamallin tulokset

Viivejakaumamallin estimoiminen paransi huomattavasti regressioiden selitystasetta. Viivejakaumamalli ottaa huomioon ”shokin” välittymisen ajassa ja on siten parempi menetelmä kuvaamaan aikasarja-aineiston muuttujien suhteita. Taulukossa 8a on raportoitu viivejakaumamallin tulokset Suomen ja Saksan osalta. Autokorrelaatiotestin ja heteroskedastisuustestin tulokset ovat nähtävissä liitteessä 2.

Selitetessä Suomen bruttokansantuotetta osakkeiden hintojen muutoksilla kahdella viiveellä selitysasteeksi saatiin 16,3 prosenttia. Toisin sanoen osakkeiden hintojen

muutokset ennakoivina tekijöinä Suomen bruttokansantuotteen muutoksia vastaan ovat merkitseviä puolen vuoden viiveellä, kun aineisto on kerätty tähän tutkielmaan neljännesvuosittaisina havaintoina. Toinen tulkitsemistapa on se, että sijoittajat voivat ennustaa bruttokansantuotteen arvoja puolen vuoden päähän ja huomioida kasvudotukset, kun hinnoittelevat osakkeita diskontatun kassavirtamallin mukaan. Näin ollen hinnoissa olisi mukana puolen vuoden talouden kasvuennusteet. S.E. kertoo virhetermien hajonnan suuruuden. Luku ei ole suuri, joten mallissa esiintyvä estimointivirhe ei ole niin suuri, että se haittaisi tulosten luotettavuutta. Viivejakaumamallin taustaoletuksista Whiten testin nollahypoteesi jouduttiin hylkäämään eli mallissa esiintyy heteroskedastisuutta. Heteroskedastisuus tarkoittaa virhetermien hajontaa, joka vaihtelee suuresti. Tässä tutkielmassa aineistossa esiintyvä heteroskedastisuus voi johtua siitä, että aineisto sisältää monta poikkeuksellista vuotta, joiden arvot eroavat ”normaalista” kulusta. Esimerkiksi finanssikriisin johdosta osakkeiden tuotot ovat alentuneet erittäin paljon ja reaalitalouden kasvuvauhti on hidastunut huomattavasti. Heteroskedastisuus otettiin huomioon Whiten estimaattorilla. Whiten estimaattori korjaa mallissa esiintyvät keskivirheet, mutta se ei vaikuta tulosten paremmuuteen mitenkään. Finanssikriisin ollessa mukana aineistossa ei Whiten estimaattorin keskivirheiden korjaukset auta, vaan vaihtoehtona olisi ollut poistaa poikkeukselliset havainnot. Aineiston ollessa kuitenkin suppea ja sen sisältäessä monta poikkeuksellista vuotta, ei aineistoa haluttu lähteä karsimaan. Autokorrelaatiotestin nollahypoteesi jäi voimaan. F-testin mukaan malli on merkitsevä eli sopii hyvin kuvaamaan muuttujien välistä suhdetta.

| Viive | OMX ennakoi bruttokansantuote | OMX ennakoi teollisuustuotanto | DAX ennakoi bruttokansantuote | DAX ennakoi teollisuustuotanto |
|---------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
| c | 0,003* | 0,066 | 0,031* | 0,820 |
| t-1 | 0,059 | 0,007* | 0,021* | 0,000* |
| t-2 | 0,003* | 0,001* | 0,028* | |
| t-3 | | | | |
| sovellettu R ² | 0,163 | 0,196 | 0,182 | 0,177 |
| S.E | 0,011 | 0,022 | 0,007 | 0,020 |
| F-testi | 8,116 | 9,934 | 14,063 | 16,957 |
| Merkitsevyysluku | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| havainnot | 74 | 74 | 75 | 75 |

Taulukko 8a. Viivejakaumamallin tulokset Suomen ja Saksan osalta. Selittävät tekijät ja viiveet tilastollisesti merkitseviä 5 prosentin riskitasolla *.

Osakkeiden hintojen muutokset ennakoivina tekijöinä Suomen teollisuustuotannon muutoksiin saadaan viivejakaumamallin selityksasteeksi 19,6 prosenttia. Yhden ja kahden kvartaalin viiveet ovat merkitseviä, kun taas kolmen kvartaalin viiveet eivät olleet merkitseviä. Osakkeiden hintojen muutokset ennakoivat teollisuustuotannon volyymin muutoksia kahdella kvartaalilla. Sijoittajat ottavat näin osakkeiden hinnoissa huomioon teollisuustuotannon kasvuodotukset eli osakkeiden hintojen voidaan olettaa ennustavan reaalitalouden muutoksia. Virhetermien keskihajonta ei ole suurta eli mallissa esiintyvä mahdollinen estimointivirhe ei ole niin suuri, että se haittaisi tulosten luotettavuutta. F-testin mukaan malli on merkitsevä eli viivejakaumamalli sopii hyvin kuvaamaan muuttujien välistä suhdetta, mitä tulee osakkeiden hintojen ennustuskyykyyn teollisuustuotannon muutoksia kohtaan. Aineistossa esiintyy jonkin verran autokorrelaatiota sekä heteroskedastisuutta. Autokorrelaatio voi johtua siitä, että osakkeiden hintojen arvot riippuvat ainakin osittain edellisestä arvosta. Heteroskedastisuus voi johtua siitä, että aineisto sisältää muun muassa finanssikriisin, jonka aikaiset havainnot poikkeavat huomattavasti aineiston "normaalista" kulusta. Heteroskedastisuus otettiin huomioon Whiten estimaattorilla ja autokorrelaatio Newey-West menetelmällä. Kummatkin menetelmät korjaavat keskivirheiden poikkeavuudet mutta ne eivät suoraan vaikuta selityksasteiden suuruuteen. F-testin mukaan malli on merkitsevä eli viivejakaumamalli sopii hyvin kuvaamaan muuttujien välistä suhdetta.

Saksassa osakkeiden hintojen muutokset bruttokansantuotteen muutoksia ennakoivina tekijöinä ovat merkitseviä kahdella viiveellä. Whiten heteroskedastisuustestin nollahypoteesi jouduttiin hylkäämään ja heteroskedastisuuden esiintyminen aineistossa otettiin huomioon Whiten heteroskedastisuuden huomioivalla estimaattorilla. Whiten estimaattoria käytettäessä selityksaste on 18,2 % ja merkitsevien viiveiden määrä on kaksi. Osakkeiden hinnat ennakoivat reaalitalouden muutoksia kahden kvartaalin viiveellä eli osakkeiden hinnoissa merkitsevää ovat puolenvuoden kasvuodotukset bruttokansantuotteessa. Virhetermien hajonta ei ole suuri eli mallissa esiintyvä mahdollinen estimointivirhe ei ole niin suuri, että se haittaisi tulosten luotettavuutta. F-testin mukaan malli on merkitsevä. Autokorrelaatiota ei esiinny Breusch-Godfrey LM-testin mukaan.

Viivejakaumamallin selitysasteeksi saadaan noin 17 prosenttia, kun DAX:n hinnat ennakoivat Saksan teollisuustuotantoa. Viivejakaumamallissa yksi viive on merkitsevä eli osakkeiden hinnat ennakoivat teollisuustuotannon muutoksia yhden kvartaalin viiveellä. Virhetermien hajonta ei ole suuri, joten voidaan ajatella että mallissa esiintyvä mahdollinen estimointivirhe ei ole niin suuri, että se vaikuttaisi tulosten luotettavuuteen. F-testi on merkitsevä eli malli on sopiva kuvaamaan muuttujien välistä suhdetta aineistossa. Aineistossa esiintyy jonkin verran heteroskedastisuutta sekä autokorrelaatiota ja niiden huomioonottaminen tapahtuu Whiten heteroskedastisuuden huomioivalla estimaattorilla ja Newey-West metodilla. Kummatkin menetelmät korjaavat keskivirheet eivätkä ne vaikuta selitysasteen suuruuteen. Viivejakaumamallin selitysasteet olisivat varmasti suurempia, jos ei nykyään valitsisi avoin talous. Osakkeiden hinnat ennustavat paljon muutakin, kuin reaalityalouden muutoksia.

| Viive | OBX ennakoi bruttokansantuote | OBX ennakoi teollisuustuotanto |
|--|----------------------------------|-----------------------------------|
| c | 0.027 | 0.383 |
| t-1 | 0.716 | 0.821 |
| t-2 | 0.178 | 0.776 |
| t-3 | | |
| sovellettu R^2 | 0.004 | -0.035 |
| S.E | 0.009 | 0.025 |
| F-testi | 1.119 | 0.080 |
| Merkitsevyysluku/ F-testi havainnot | 0.016 54 | 54 |

Taulukko 8b. Viivejakaumamallin tulokset Norjan osalta.

Tutkielman kohdemaista Norjan tulokset on raportoitu taulukkoon 8b. Kun selittävänä muuttujana on OBX:n hinnat ennakoivana tekijänä ja selitettävänä Norjan bruttokansantuote saatiin selitysasteeksi 0,4 prosenttia ja viiveistä yksi eikä kaksi kvartaalia ollut tilastollisesti merkitseviä. Tulokset ovat yhdenmukaiset Grangerin kausaaliteettitestin kanssa, jonka mukaan Norjassa osakkeiden hinnat ei ennakoivat bruttokansantuotteen muutoksia. Virhetermien hajonta ei ole suurta ja mallin tuloksien mukaan testin pitäisi olla sopiva vaikka selitysaste ei ollut korkea. Ristiriitaiset tulokset kertovat siitä, että tulokset eivät ole luotettavia. Aineiston kasvattamisen myötä saataisiin varmasti luotettavampia tuloksia. OBX:n hinnat teollisuustuotannon muutoksia ennakoivina tekijöinä saatiin selitysasteeksi -3,5 prosenttia. Viiveet eivät ole merkitseviä.

5. Johtopäätökset

Tässä tutkielmassa oli tarkoitus löytää todisteita Suomesta, Saksasta ja Norjasta pääongelman kysymykseen: Voiko osakkeiden hintojen muutoksilla ennakoida reaali-taloudessa tapahtuvia muutoksia? Ennen pääongelman käsittelemistä tutkittiin kahta alaongelmaa. Ensimmäisenä miten reaali-taloutta kuvaavat mittarit ovat käyttäytyneet Suomessa ja Saksassa viimeisen 20 vuoden ajan ja Norjassa viimeisen 14 vuoden ajan. Toisena miten osakkeiden hinta muodostuu ja miten kurssit ovat käyttäytyneet Suomessa ja Saksassa viimeisen 20 vuoden ajan ja Norjassa viimeisen 14 vuoden ajan. Kappaleessa kaksi esiteltiin vastaukset alaongelmiin teoriakatsauksen muo-dossa ja huomattavaa oli jo tässä vaiheessa, että kuvaajat osakkeiden hintojen muu-toksista ja reaali-talouden kasvuvauhdin muutokset olivat hyvin samansuuntaisia.

Kappaleessa kolme esiteltiin aineisto kuvaavien tunnuslukujen avulla ja kappaleessa neljä käytiin läpi tutkimuksen tuloksia. Laajennetun Dickey-Fuller testin ja Phillips-Perron testin avulla selvitettiin onko käytettävällä aineistolla yksikköjuuri, sillä regres-sioiden tekeminen epästationaarisella aineistolla voi johtaa näennäisesti hyvin tulok-siin. Yksikköjuuritestin avulla pyrittiin myös selvittämään, ovatko markkinat tehokkaat osakeindeksien osalta. Tulosten perusteella voi olettaa, että markkinat ovat ainakin heikosti tehokkaat osakeindeksien osalta, sillä aineistolla on yksikköjuuri. Epästa-tionaarisuus viittasi myös siihen, että regressioiden käyttäminen menetelmänä ei olisi paras mahdollinen ratkaisu aineistolle. Yhteisintegraatiotestin tulokset kertoivat sen, että osakkeiden hintojen muutokset ja reaali-talouden muutokset eivät ole yhteisinte-groituneet. Tästä johtuen myöskään virheenkorjausmalli ei tullut kyseeseen vaan se-litysasteen suuruutta päädyttiin tutkimaan stationaarisella aineistolla regressio-analyysin ja viivejakaumamallin avulla. Stationaarisuus viittasi aineiston yksikköjuu-riominaisuuteen eli stationaarisella aineistolla ei ole yksikköjuurta. Tämä tarkoittaa sitä, että aineiston kulku on ennustettavissa ja tilastolliseen tutkimukseen parempi. Otettaessa ensimmäinen differenssi eli käyttämällä logaritmisia tuottoja ja muutoksia aineisto on stationaarinen ja sopisi näin ollen käytettäväksi regressioanalyysiin ja vii-vejakaumamalliin. Grangerin kausaali-testin tulokset antoivat todisteita siitä, että osakkeiden hintojen muutokset ennakoivat reaali-talouden muutoksia Suomessa ja Saksassa mutta ei Norjassa. Tulosten luotettavuuden varmistamiseksi ajettiin reg-ressioanalyysi sekä viivejakaumamalli myös Norjalle, vaikka Grangerin kausaali-testi-

testi osoitti, että osakkeiden hintojen muutosten ja reaalityalouden muutosten välillä ei olisi tutkielman pääkysymyksen asettamaa haluttua yhteyttä. Grangerin kausalityteettitestin tulokset antoivat myös aihetta kyseenalaistaa argumentit siitä, että talouskasvu enteilisi väistämättä osaketuottoja. Grangerin kausalityteettitestissä ei voitu hylätä nollahypoteeseja siitä, että bruttokansantuotteen muutokset tai teollisuustuotannon muutokset ennakoisivat osakkeiden hintojen tuottoja Suomessa, Saksassa ja Norjassa.

Regressioanalyysi tutkii selitettävän ja selittävän suhdetta tietyllä ajanhetkellä, kun viivejakaumamalli ottaa huomioon ”shokin” välittymisen ajassa. Viivejakaumamallin tulokset olivat yhdenmukaisia aikaisempien tutkimusten (Binswanger, 2003; Fama, 1990) kanssa, että osakkeiden hintojen muutokset ennakoivat reaalityaloudessa tapahtuviin muutoksia. Tulosten johdosta voidaan olettaa, että osakkeiden hinnat ennakoivat reaalityalouden muutoksia, kun viiveet otetaan huomioon. Toisin sanoen osakemarkkinat hinnoittelevat osakkeisiin reaalityalouden muutoksen Suomessa ja Saksassa mutta ei Norjassa. Huomattavaa on myös se, että kappaleessa 2 esitetyt kuvat bruttokansantuotteen ja teollisuustuotannon kasvuvauhdin muutoksista ovat hyvin samansuuntaiset osakemarkkinoiden kanssa, kun vertaillaan muutoksia mitä on tapahtunut kasvuvauhdeissa ja osakkeiden hinnoissa.

Mahdolliset jatkotutkimusaiheet voisivat liittyä ensiksi aineiston laajentamiseen pidemmälle aikavälille ja usean kansantalouselueen välille. Mukaan olisi mielenkiintoista ottaa kehittyviä maita ja tutkia ensiksi Grangerin kausalityteettitestin avulla voidaanko nollahypoteeseja hylätä siitä, etteivät osakkeiden hintojen muutokset vaikuttaisi reaalityalouden muutoksiin. Tämän vastaparina, saataisiin myös todisteita voitaisiinko nollahypoteeseja hylätä siitä, etteivät reaalityalouden muutokset vaikuttaisi osakkeiden hintojen muutoksiin. Sijoittajan tueksi saataisiin todisteita siitä onko kehittyvät taloudet todella kannattavimpia sijoituskohteita. Aineiston laajentaminen mahdollistaisi poikkeuksellisten havaintojen poistamisen, joten aineisto olisi enemmän normaalijakaunut. Tämän tutkielman tulosten luotettavuuteen vaikuttaa se, että tällä hetkellä aineisto ei noudata normaalijakaumaa, vaikka testit tehtiin logaritmisille tuotoille. Muita jatkotutkimusaiheita kohdemaiden laajentamisen lisäksi voisi olla tutkia onko osakkeiden hintojen muutosten selitysaste ennakoivina tekijöinä reaalityalouden muutoksia vastaan mahdollisesti pienentynyt, ja mitkä tekijät selitysasteen pienentymiseen mahdollisesti vaikuttavat.

Lähdeluettelo

Artikkelit

Baker, Dean; DeLong, Bradford; Krugman, Paul. 2005. *Asset returns and real activity*. Brookings papers on economic activity, No 1, s.289-330

Binswanger, Mathias. 2003. *Stock returns and real activity in the G-7 countries: did the relationship change during the 1980s?* The quarterly review of economics and finance, vol. 44, s. 237-252

Dimson, Elroy; Marsh, Paul; Staunton, Mike; Wilmot, Jonathan. 2010. *Credit Suisse Global Investment Returns Yearbook*, s.51

Fama, Eugene. 1970. *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*. The journal of Finance, vol.27, no.2, s.383-417

Fama, Eugene. 1990. *Stock returns, expected returns, and real activity*. Journal of Finance, no. 45, s.1089-1108

Granger, Clive. 1986. *Developments in the study of co integrated variables*. Oxford Bulletin of Economics, vol. 20, no.2, s. 177-194.

Granger, Clive & Newbold, Paul. 1974. *Spurious regression in econometrics*. Journal of Econometrics, vol. 2, s. 111-120.

Hirotsugu, Akaike. 1974. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* .vol 6. s. 716-723

Jalava, Jukka; Ripatti, Antti; Pohjola, Matti; Vilmunen, Jouko.2006. *Biased technical change and capital labour substitution in Finland*. The Journal of Macroeconomics 6 , Artikkelit 8, s.1902-2003

Levine , Ross & Zervos, Sara. 1996. *Stock market development and long run growth*. World Bank Economic Review, no.10, s.323-339

Lin, Justin. 2011. *The new structural economic approach*. Special report, World Bank

Morck, Randal; Shleifer, Andrei; Vishny, Randall.1990.*The stock market and investment is the market a sideshow?* Brookings papers on economic activity,no.2, s.157-212

Romer, Paul. 1986. *Increasing returns and long-run growth*. Journal of political economy, no. 94, s.1002-1037

Rousseau, Peter & Wachtel, Paul. 2000. *Equity markets and growth: Cross-country evidence on timing and outcomes*. Journal of Banking and Finance, no. 24, s.1933-1957

Shapiro, Matthew. 1988. *The stabilization of the U.S. economy: evidence from the stock market*. American economic review, no.78, s.1067-1079

Schwert, William. 1990. *Stock returns and real activity: a century of evidence*. Journal of finance, no. 45, s.1237-1257

Solow, Robert. 1956. *A Contribution to the Theory of Economic Growth*. Quarterly journal of economics, no.70, s.65-94

Kirjat

Brealey, Richard & Myers, Steward. 2003. *Principles of corporate finance*. 7th edition. McGraw- Hill.s.1071

Brooks, C.2002. *Introductory Econometrics for Finance*. 2nd edition. Cambridge: Cambridge University Press.s.648

Eviews 6 users guide. 2007. *Microsoft quantitative software*.s.690

Vaihekoski, Mika.2004. *Rahoitusalan Excel sovellukset*. WSOY.s.341

Hill, Carter; Griffiths, William; Judge, George. 2001. *Undergraduate Econometrics*.
2nd edition. John Wiley & Sons, Inc. s.402

Seiler, Michael. 2004. *Performing financial studies*. Pearson education. s.432

Verkkolähteet

International Monetary Fund. 2011. *World economic and financial surveys, regional economic outlook*. [IMF:n www- sivut]. [Www-lähde]. Luettu 19.9.2011.
Saatavissa:

<http://www.imf.org/external/pubs/ft/reo/2011/whd/eng/pdf/wreo0411.pdf>

Kvantimotv. 2011. *Regressioanalyysi*. [Kvantimotv: n www-sivut]. [www-lähde].
Luettu 13.10.2011.

Saatavissa:

<http://www.fsd.uta.fi/menetelmaopetus/regressio/analyysi.html>

Liite 1. OLS- regression tulokset: White ja Breusch-Godfrey LM

Whiten testitulokset

| | Prob. |
|-------------------------|--------------|
| OMX→BKT | 0.7118 |
| OMX→teollisuus-tuotanto | 0.3930 |
| DAX→BKT | 0.1785 |
| DAX→teollisuus-tuotanto | 0.1256 |
| OBX→BKT | 0.9381 |
| OBX→teollisuus-tuotanto | 0.8638 |

Breusch-Godfrey LM testitulokset

| | Prob. |
|-------------------------|--------------|
| OMX→BKT | 0.0716 |
| OMX→teollisuus-tuotanto | 0.0013 |
| DAX→BKT | 0.4358 |
| DAX→teollisuus-tuotanto | 0.0316 |
| OBX→BKT | 0.2302 |
| OBX→teollisuus-tuotanto | 0.0010 |

Liite 2. Viivejakaumamallin testitulokset :White ja Breusch Godfrey LM

Whiten testi

| | Prob. |
|-------------------------|--------------|
| OMX→BKT | 0.026 |
| OMX→teollisuus-tuotanto | |
| DAX→BKT | |
| DAX→teollisuus-tuotanto | |
| OBX→BKT | |
| OBX→teollisuus-tuotanto | |

Breusch-Godfrey LM testitulokset

| | Prob. |
|-------------------------|--------------|
| OMX→BKT | 0.452 |
| OMX→teollisuus-tuotanto | |
| DAX→BKT | |
| DAX→teollisuus-tuotanto | |
| OBX→BKT | |
| OBX→teollisuus-tuotanto | |