



LUT-kauppakorkeakoulu

Kauppätieteiden kandidaatintutkielma

Strateginen rahoitus

**Euroopan keskuspankin odottamattoman rahapolitiikan vaikutus euroalueen pörssiin vuosina
2008–2019**

**The impact of the European central bank's monetary policy surprise on euro area stock
exchanges in 2008–2019**

19.3.2021

Tekijä: Oskari Laamanen

Ohjaaja: Maija Hujala

TIIVISTELMÄ

Tekijä:	Oskari Laamanen
Tutkielman nimi:	Euroopan keskuspankin odottamattoman rahapolitiikan vaikutus euroalueen pörsseihin vuosina 2008–2019
Akateeminen yksikkö:	LUT-kauppakorkeakoulu
Koulutusohjelma:	Kauppatieteet, Strateginen rahoitus
Ohjaaja:	Maija Hujala
Hakusanat:	EKP, rahapolitiikka, korkopolitiikka, epätavallinen rahapolitiikka, yllätyksellinen korko, osakemarkkinat

Tämän kandidaattitutkielman tarkoituksena on tutkia Euroopan keskuspankin toteuttaman rahapolitiikan vaikutusta euroalueen osakemarkkinoiden kehitykseen ja vertailla toimien mahdollisia aluekohtaisia eroja. Tutkimuksessa tarkastellaan erityisesti korkopolitiikan vaikutusta analyysin kohteeksi valittujen euromaiden, Suomen, Saksan ja Kreikan, osakekursseihin. Tutkimus toteutetaan kvantitatiivisesti lineaarisella regressioanalyysillä siten, että osamarkkinoiden kurssikehitystä selittävä koron muutos on jaettu yllätykselliseen ja yllätyksettömään koron muutokseen.

Tulosten perusteella yllätyksellisellä koronmuutoksella on tilastollisesti merkitsevä negatiivinen vaikutus kaikkien kolmen maan osakemarkkinoilla. Yllätyksettömällä koronmuutoksella puolestaan ei ole vaikutusta osakekursseihin. Tutkimuksen perusteella 0,25 % koron lasku on tarkastelujakson aikana nostanut maiden osakekurseja 1,65-1,91 %, mitä voidaan pitää taloudellisesti merkittävänä. Aluekohtaisia eroja ei juuri Suomen ja Saksan väliltä löytynyt, mutta erityisesti selitysasteen osalta Kreikan tulokset poikkesivat jo kohtalaisesti kahdesta aiemmin mainitusta.

ABSTRACT

Author: Oskari Laamanen

Title: The impact of the European central bank's monetary policy surprise on euro area stock exchanges in 2008–2019

School: School of Business and Management

Degree programme: Business Administration, Strategic finance

Supervisor: Maija Hujala

Keywords: ECB, monetary policy, interest rate policy, unconventional monetary policy, unexpected interest rate, stock markets

The purpose of this bachelor's thesis is to examine the impact of the European central bank's monetary policy on stock markets development in the euro area and to compare possible regional differences. In particular, the study examines the impact of the interest rate policy on the share prices of the selected euro area countries, Finland, Germany and Greece. The study is carried out quantitatively by linear regression analysis, so that the explaining factor, interest rate change, is divided into an expected and unexpected change in interest rate.

Based on the results, the unexpected change in interest rate has a statistically significant negative effect on the stock markets in all three countries. In turn, the expected change in interest rate has no effect on share prices. According to the study, 0,25 % unexpected fall in interest rate has raised the countries' share prices from 1,65 to 1,91 % during the period under review, which can be considered economically significant. There are few regional differences between Finland and Germany, but especially in terms of degree of the explanation, the results in Greece differed moderately from two previously mentioned.

Sisällys

1. Johdanto	1
1.1. Tavoitteet	2
1.2. Tutkimusongelma	3
1.3. Rajaukset	4
2. Euroopan keskuspankki	6
3. Teoreettinen viitekehys	8
3.1. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi	9
3.2. Yllätyksellinen korkopolitiikka	10
3.3. Kirjallisuuskatsaus	11
4. Tutkimusmenetelmä	14
4.1. Tutkimuksen tilastollinen malli	14
4.2. Aineisto	16
5. Tulokset	20
5.1 Rahapolitiikan vaikutus Suomen, Saksa ja Kreikan pörssiin	20
5.2 Taustaoletusten tarkastelu	22
5.2.1 Spesifiointi	22
5.2.2 Homoskedastisuus ja autokorrelaatio	24
5.2.4 Multikollineaarisuus	26
5.2.5 Normaalijakautuneisuus	26
5.3 Havaintodiagnostiikka	27
5.4 Luotettavuuden arviointi	28
6. Johtopäätökset	29
Lähdeluettelo	32

LIITTEET

Liite 1 OMXH regressiomallit

Liite 2 DAX regressiomallit

Liite 3 ATHEX regressiomallit

Liite 4 Yllätyksellisen koron muutoksen vaikutus OMXH-indeksiin

Liite 6 Yllätyksellisen koron muutoksen vaikutus ATHEX-indeksiin

Liite 5 Yllätyksellisen koron muutoksen vaikutus DAX-indeksiin

Liite 7 OMXH: selittäjämuuttujien residuaalien sirontakuviot

Liite 8 DAX: selittäjämuuttujien residuaalien sirontakuviot

Liite 9 ATHEX: selittäjämuuttujien residuaalien sirontakuviot

Liite 10 OMXH: Ramseyn RESET-testi

Liite 11 DAX: Ramseyn RESET-testi

Liite 12 ATHEX: Ramseyn RESET-testi

Liite 13 OMXH: residuaalien sirontakuvio

Liite 14 DAX: residuaalien sirontakuvio

Liite 15 ATHEX: residuaalien sirontakuvio

Liite 16 OMXH: Whiten ja Breusch-Pagan homoskedastisuustestit

Liite 17 DAX: Whiten ja Breusch-Pagan homoskedastisuustestit

Liite 18 ATHEX: Whiten ja Breusch-Pagan homoskedastisuustestit

Liite 19 OMXH: Korrelogrammit ja Breusch-Godfreyn autokorrelaatiotesti

Liite 20 DAX: Korrelogrammit ja Breusch-Godfreyn autokorrelaatiotesti

Liite 21 ATHEX: Korrelogrammi ja Breusch-Godfreyn autokorrelaatiotesti

Liite 22 Newey-West-testin viivemuuttujan valinta

Liite 23 VIF-testi

Liite 24 OMXH: residuaalihistogrammi ja Shapiro-Wilk-testi

Liite 25 DAX: residuaalihistogrammi ja Shapiro-Wilk-testi

Liite 26 ATHEX: residuaalihistogrammi ja Shapiro-Wilk-testi

Liite 27 OMXH: Havaintodiagnostiikka

Liite 28 DAX: Havaintodiagnostiikka

Liite 29 ATHEX: Havaintodiagnostiikka

1. Johdanto

Euroopan taloudellinen tila heikentyi merkittävästi vuonna 2008 finanssikriisin puhkeamisen seurauksena ja lähes välittömästi tämän jälkeen euroaluetta kohtasi vakava eurokriisi, joka laukesi vuonna 2010. Euroopan keskuspankin toimintamahdollisuuksia kavensi lisäksi se, että sen talletuskorko oli jo ennen eurokriisin puhkeamista historiallisen alhainen, vain 0,25 %. (Corsetti, Eichengreen, Hale, Tallman 2020) Kriiseistä selvitäkseen EKP käytti lähes kaikkia sen käytössä olleita keinoja. Yksi näistä oli valtava lainaoperaatio, jonka puitteissa keskuspankki laski markkinoille suuren määrän lainoja joko poikkeuksellisen pitkällä maturiteetilla tai negatiivisella korolla. Ensimmäisen määrällinen elvytys toteutettiin vuoden 2015 tammikuussa, jota seurasi seuraava määrällinen elvytys maaliskuussa 2016. (Valiante 2016) Näiden kollektiivisten toimien vaikutukset ovat kuitenkin olleet melko heikkoja euromaiden erilaisten tarpeiden vuoksi (Corsetti et al. 2020).

Rahapoliittisista panostuksista huolimatta markkinoiden usko talouden näkymiin ei ole palannut entiselleen. Tämä näkyy esimerkiksi investoinneissa, sillä euroalueen kokonaisinvestointien määrä suhteessa BKT:hen ei ole vielä vuoteen 2019 mennessä saavuttanut samaa tasoa, kuin mitä se oli ennen kriisiä vuonna 2007. Myös työttömyysaste lähti finanssikriisin seurauksena euroalueella nousuun kasvaen aina vuoteen 2013 saakka, jolloin se oli 12 %. Siitä eteenpäin työttömyysaste on ollut tasaisen loivassa laskussa, mutta vuoden 2007 työttömyyslukua 6,9 % ei ole vielä saavutettu. (Eurostat, 2020) Voidaankin sanoa, että Euroopan ja etenkin euroalueen reaalitalouden yllä on finanssikriisin jälkeen ollut hyvin synkkiä pilviä.

Markkinoilla vallinneesta epävarmuudesta huolimatta pörssiosakkeiden arvonnousu on ollut huomattavaa. Esimerkiksi Euroopan pörssien yleisindeksiä kuvaava Stoxx Europe 600 on kasvanut kymmenessä vuodessa alkaen 2009 vuoden tammikuusta jopa 83,8 % (Marketwatch 2020). Nämä lähtökohdat huomioon ottaen onkin mielenkiintoista tarkastella lähemmin ekspansiivisen rahapolitiikan ja pörssien välistä yhteyttä.

1.1. Tavoitteet

Tämä tutkimus käsittelee Euroopan keskuspankin (EKP) toteuttaman rahapolitiikan vaikutusta Euroopan osakemarkkinoihin epätavallisen rahapolitiikan aikana. Tutkimuksen tavoitteena on ensin selvittää, onko EKP:n rahapoliittisilla toimilla ollut vaikutusta Suomen pörssikurssien kehitykseen ja kuinka voimakasta mahdollinen korrelaatio on ollut. Tämän jälkeen tavoitteena on laajentaa tutkimusta euroalueen tasolle valitsemalla muutama verrokkimaa ja selvittää onko vastaavaa korrelaatiota havaittavissa myös niiden osakemarkkinoilla. Jos korrelaatiota rahapolitiikan ja osakemarkkinoiden välillä löytyy, aion vertailla rahapoliittisten vaikutusten mahdollisia maakohtaisia eroja.

Tutkimuksen tarkastelu kohdistuu erityisesti EKP:n harjoittamaan kriisiajan rahapolitiikkaan, jolla pyrittiin hillitsemään 2007 vuonna alkunsa saanutta finanssikriisiä. EKP:n epätavalliset toimet alkoivat 2008 lokakuussa ja niihin sisältyi muun muassa osto-ohjelmat katettujen joukkolainojen ja valtion joukkolainojen osalta, enintään kolmen vuoden maturiteetin jälleenahtamisoperaatiot sekä hyväksyttävien vakuuksien laajennus. (Eser & Schwaab 2016) Lisäksi EKP toteutti kiinteäkorkoisen täyden allokaation huutokaupan, jossa keskuspankki ilmoittaa koron, jolla liikepankit voivat tehdä tarjouksia lainattavasta määrästä. Täyden allokaation huutokaupassa keskuspankki toteuttaa kaikki liikepankkien tarjoukset. (Pikkarainen 2010) Näin saatiin pankeille likviditeettiä matalalla ja ennustettavalla korolla (Eser & Schwaab 2016).

Keskuspankkien rahapolitiikan vaikutusta arvopapereiden tuottoihin ja arvostukseen on tutkittu hyvinkin paljon. Suuri osa tästä tutkimuksesta on kohdistunut Yhdysvaltojen keskuspankin, Fedin, toimiin. Kenneth N. Kuttner havaitsi vuonna 2001 Fedin ohjauskoron muutoksen vaikutuksen olevan lähes olematon joukkovelkakirjojen korkokoihin, mutta kun eroteltiin ohjauskoron muutoksesta sen yllätyksellinen osuus korkofutuuriin avulla, saatiin hyvinkin vahvoja tuloksia. Muutama vuosi tämän jälkeen Bernanke ja Kuttner (2005) havaitsivat 0,25 prosentin odottamattoman koron laskun nostavan Yhdysvaltain hallituksen joukkovelkakirjojen arvoa noin yhdellä prosentilla. Haitsma et al. (2016) tutki puolestaan EKP:n rahapolitiikan vaikutusta EURO STOXX 50 -indeksiin. Tutkimus osoitti 0,25 prosentin yllätyksellisen koron laskun nostavan indeksin arvoa noin 1,78 prosentilla. Toisaalta

hieman yllätyksellisesti myös odotetulla koron muutoksella oli merkittävä yhteys kurssin kehitykseen. Tutkimuksessa havaittiin epätavallisen korkopolitiikan yllätyksillä olevan erityisen voimakas yhteys osakekurssien kehitykseen. Myös Bohl, Siklos ja Sondermann (2008) löysivät negatiivisen riippuvuuden EKP:n yllätyksellisen korkopolitiikan ja osakemarkkinoiden välillä. Heidän tutkimuksensa osoitti 0,25 prosentin ohjauskoron noston laskevan osakekurssia 1,42 prosentista 2,30 prosenttiin.

Tässä tutkimuksessa tarkastelu kohdistuu EKP:n rahapolitiikkaan, koska EKP:tä voidaan pitää verrattain hyvin nuorena keskuspankkina ja kuten todettua, aiempi akateeminen tutkimus on keskittynyt pääosin Fedin toimiin. Lisäksi aiempi tutkimus EKP:n osalta on pääosin tarkastellut korkopäätösten vaikutusta joko kollektiivisesti koko Euroopan osakemarkkinoihin tai pelkästään euroalueen suurimpien talouksien osakekurssiin. Koska euroalue on hyvin heterogeenisten talouksien muodostama valuutta-alue, on tarpeellista tarkastella EKP:n toimien vaikutusta myös pienempien euromaiden osalta, minkä vuoksi tämän tutkimuksen toteuttamista voidaan pitää perusteltuna

1.2. Tutkimusongelma

Tutkimuksen tavoitteena on selvittää EKP:n rahapolitiikan vaikutusta sekä Suomen että muiden euromaiden pörssikurssiin vuosina 2008–2019. Ensimmäinen tutkimuskysymys käsittelee rahapolitiikan vaikutusta Suomeen, joten tutkimuskysymykseksi muodostui:

Kuinka Euroopan keskuspankin toteuttama ekspansiivinen rahapolitiikka on vaikuttanut Suomen pörssikurssiin?

EKP:n rahapolitiikan laajemman kokonaiskuvan saavuttamiseksi tarkasteluun valikoitui myös euroalue yleisesti. Kun rahapolitiikan ja pörssien arvostuksen mahdollinen korrelaatio on selvitetty

myös muiden euromaiden osalta, aion lopuksi vertailla EKP:n toimien seurausten maakohtaisia eroja. Toiseksi tutkimuskysymykseksi muodostui:

Kuinka EKP:n toteuttaman rahapolitiikan vaikutukset ovat eronneet eri euromaiden välillä?

1.3. Rajaukset

Tutkimuksen tavoitteena on selvittää EKP:n rahapolitiisten toimien vaikutusta Suomessa, jonka jälkeen perspektiivi laajennetaan koko euroalueen tasolle. Lopuksi tarkastellaan rahapoliittisten toimien vaikutusta alueittain, mikäli eroja maiden välillä löytyy. Ajallisten resurssien vuoksi tarkastelua ei suoriteta kaikkiin 19 euromaahan, vaan valitaan muutaman maan otos, joka kattaa mahdollisimman laajasti eri taloustilanteen, kulttuurin ja maantieteellisen sijainnin maita. Tärkeää on myös, että otannassa on sekä EU:n ydin- että reunamaita.

Edellä mainittujen kriteerien perusteella tutkimukseen valikoitui Suomen lisäksi myös Saksa ja Kreikka. Saksa edustaa otoksessa tiukkaa talouskuria ja sitä pidetään Euroopan talouden moottorina, mistä kertoo muun muassa 3,45 biljoonan euron BKT, joka on ylivoimaisesti euroalueen ja koko Unionin suurin (Statista 2019). Kreikka taas edustaa talouden toista ääripäätä sen ollessa finanssi- ja eurokriisin suurimpia kärsijöitä. Kreikan julkisen velan määrä onkin hälyttävän korkea sen ollessa vuoden 2019 ensimmäisen kvartaalin lopussa jopa 181,9 prosenttia BKT:stä (Eurostat 2020a). Taloudellisen tilanteen lisäksi otos kattaa hyvin myös ydin- ja reunamaita. Euroalueen ydin- ja reunamaat määritellään niiden taloudellisen syklin suhteessa muuhun euroalueeseen. Jos maan taloussykli voidaan statistisesti osoittaa seuraavan euroalueen taloudellista sykliä, katsotaan maan kuuluvan ydinmaihin. Voimakkaimmin euron sykliin synkronoituu euromaista sekä Saksa että Ranska, joten Saksa katsotaan kuuluvan selkeästi euron ydinmaihin. Kreikan sykli taas poikkeaa euromaiden syklistä, joten se kuuluu reunamaihin. Myös Suomen katsotaan kuuluvan reunamaihin. (Aguiar-Conraria & Soares 2011)

Euroopan keskuspankin epätavallisten rahapoliittisten toimien tarkoituksena on ollut lieventää sekä finanssikriisin että Euroopan velkakriisiin negatiivisia taloudellisia vaikutuksia (Meegan, Corbet, Larkin 2018). Koska tutkimuksen kohteena on nimenomaan epätavallisten rahapolitiikan ajan vaikutus talouteen ja EKP:n rahapolitiikka on muuttunut kriisioloissa huomattavasti aggressiivisemmaksi, niin myös tutkimuksen ajallinen rajaaminen alkaa vuodesta 2008, jolloin epätavalliset rahapoliittiset toimet otettiin käyttöön. Ajallinen rajaus päättyy 2019 vuoden loppuun, joten koronakriisin myötä toteutetut massiiviset elvyttävät toimet jätetään tarkastelun ulkopuolelle.

Epätavallisen rahapolitiikan aikana on toteutettu poikkeuksellisen korkopolitiikan lisäksi myös muita epätavallisia toimia, kuten aiemmin mainitut määrälliset elvytykset ja täyden allokaation huutokaupat. Lisäksi vuoden 2015 maaliskuussa EKP laajensi voimakkaasti omaisuuserien osto-ohjelmaansa, johon lukeutuu muun muassa sekä julkisen että yksityisen sektorin velkapapereita (Suomen pankki 2021). Tämän tutkimuksen painopiste on kuitenkin epätavallisessa korkopolitiikassa ja muut epätavallisen rahapolitiikan toimet jäävät tarkastelun ulkopuolelle.

2. Euroopan keskuspankki

Euroopan keskuspankki aloitti toimintansa 1.1.1999, jolloin siihen liittyneiden maiden valuuttojen muuntokurssit kiinnitettiin lopullisesti ja euro otettiin euroalueen yhteisvaluutaksi. Samalla euroon liittyneet valtiot luovuttivat rahapoliittisen itsenäisyytensä vastuun siirtyessä kollektiivisesti eurojärjestelmälle. (Suomen Pankki 2020). EKP:n oikeudellinen asema rahapolitiikan toteuttajana perustuu sopimukseen Euroopan unionin toiminnasta sekä Euroopan keskuspankkijärjestelmän (EKPJ) ja Euroopan keskuspankin perussääntöön (European Central Bank 2020a). Sopimuksien keskeisimpiä linjauksia on EKP:n poliittinen itsenäisyys, mikä käytännössä tarkoittaa sitä, ettei EKP saa ottaa tai pyytää ohjeita EU:n toimielimiltä tai kansallisilta hallituksilta. Lisäksi keskuspankilla on oma budjetti, eikä se saa lainoittaa Unionin toimielimiä. (European Central Bank 2020b)

Keskuspankin korkein toimielin on EKP:n neuvosto, joka koostuu kuudesta johtokunnan jäsenestä ja 19 kansallisen keskuspankin pääjohtajasta. Sen tehtävänä on määritellä euroalueen rahapolitiikka ja antaa suuntaviivat tavoitteiden täytäntöönpanoa varten. (European Central Bank, 2020c) EKP:n ensisijainen tavoite on ylläpitää euroalueen hintavakautta pyrkien pitämään inflaation hieman alle 2 prosentissa keskipitkällä aikavälillä (European Central Bank 2020d). Neuvosto vastaa myös tämän työn kannalta oleellisesta tavanomaisesta rahapolitiikasta, jonka puitteissa se säätelee kolmea eri korkotasoa, jotka ovat päärahoitusoperaatiot, talletuskorot ja maksuvalmiusluotot. Kaksi viimeisintä määrittelevät pääosin pankkien yön yli -lainojen ja -talletusten korkokaton ja -lattian (European Central Bank 2020e). Tässä tutkielmassa suurin huomio kohdistuu kuitenkin päärahoitusoperaatioihin.

EKP:n neuvosto kokoontuu Frankfurtissa kahden viikon välein neuvottelemaan sen vastuulle kuuluvista tehtävistä. Joka kolmannessa kokouksessa käsitellään rahatalouden kehitystä ja tehdään rahapoliittisia päätöksiä korkotasojen osalta. (European Central Bank 2020c) Ennen epätavallisen rahapolitiikan aikaa keskuspankin päärahoitusoperaatiot toteutettiin viikoittain huutokuppamenettelyllä, jotka olivat joko kiinteä- tai vaihtuvakorkoisia. Kiinteäkorkoisessa menettelyssä pankit ilmoittavat kuinka paljon likviditeettiä he ovat EKP:n määrittämällä korolla halukkaita lainaamaan ja vaihtuvakorkoisessa menettelyssä pankit ilmoittivat millä korolla he ovat

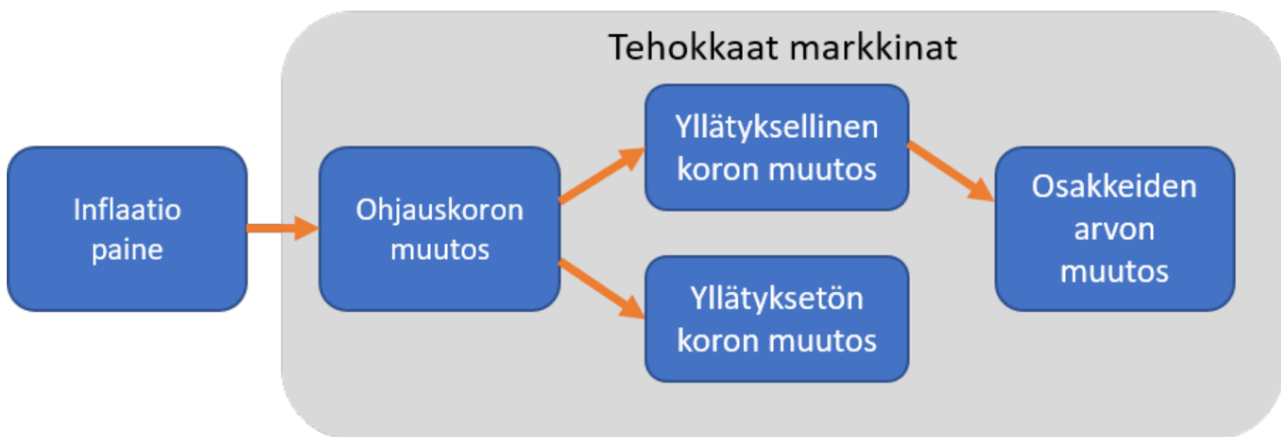
valmiita lainaamaan tietyn summan. Keskeistä menettelyissä on se, että rahan tarjonta on rajattu keskuspankin toimesta joko korkotasoon tai tarjottavaan rahan määrään. (Ayuso & Repullo 2003)

Finanssikriisin puhjettua EKP on joutunut turvautumaan tavanomaisen rahapolitiikan lisäksi myös epätavalliseen rahapolitiikkaan. Pankkien välisen luottamuksen romahdettua niiden keskinäiset lainamarkkinat pysähtyivät, joten keskuspankin oli reagoitava tilanteeseen pankkien likviditeetin turvaamiseksi (European Central Bank 2020e). Lokakuussa 2008 EKP päätti korvata päärahoitusoperaatioiden huutokauppamenettelyn niin sanotulla kiinteäkorkoisella täyden allokaation menettelyllä, jossa se tosiasiallisesti tyydyttää kaikki liikepankkien lainatarjoukset kuukausittain (Beaupain & Durre 2016). Lisäksi päärahoitusoperaatioiden maturiteettia pidennettiin kahdesta viikosta kolmeen kuukauteen ja lainavakuudeksi soveltuvien omaisuuserien joukkoa laajennettiin (Ayuso & Repullo 2003; European Central Bank 2020e). Näiden toimien seurauksena perusrahoitusoperaatioiden korko on 2008 lokakuun ja 2009 toukokuun välillä tippunut jopa 3,25 prosenttiyksikköä (Euroopan keskuspankki 2011, 114).

Yksi tähän tutkimukseen keskeisesti vaikuttava tekijä on EKP:n avoimuus, sillä nopea ja selkeä viestintä pienentää rahapolitiikan yllätyksellisyyttä markkinoiden näkökulmasta. EKP:n näkökulmasta avoimuuden kaksi keskeistä tehtävää on olla yleisölle vastuussa omasta politiikastaan sekä rahapoliittisen tehokkuuden edistäminen (Issing 2014). Toisin sanoen mitä vähemmän rahapoliittisia yllätyksiä markkinat kohtaavat, sitä tehokkaampaa rahapolitiikka on. Tätä vasten ainakin EKP:n tavanomaisen rahapolitiikan ajanjaksolla rahapolitiikka on ollut melko tehokasta, sillä Bohl et al. totesivat vuonna 2008, että EKP:n korkopäätöksistä vain 10 prosenttia on ollut odottamattomia.

3. Teorettinen viitekehys

Tutkimuksen teorettinen viitekehys rakentuu kahdesta osuudesta. Ensimmäinen niistä käsittää korkopolitiikan erottelemisen yllätykselliseen ja yllätyksettömään osaan. Syy korkopolitiikan yllätyksellisyyden erottelemisen keskeisyydelle on oletus tehokkaista markkinoista, joka muodostaa toisen osuuden teorettisesta viitekehystä. Sen perusteella vain yllätyksellisellä koronmuutoksella on vaikutusta arvopapereiden hintaan, sillä yllätyksetön osuus tulisi olla jo hinnoiteltuna. Teorettinen viitekehys on esitelty graafisesti kuvassa 1.



Kuva 1. Teorettinen viitekehys

Kuvan 1 mukaisesti EKP vastaa inflaatiopaineisiin päästäkseen tavoitteeseensa hieman alle 2 prosentin inflaatiovauhdista keskipitkällä aikavälillä. Tämä tapahtuu joko kiristämällä tai löysäämällä rahapolitiikkaa korkopolitiikan muodossa. Korkomuutoksesta osa on odotettua ja osa odottamatonta muutosta. Niiden osuus määräytyy sen perusteella, kuinka paljon EKP:n korkopäätökset poikkeavat markkinoiden odotuksista. Kun yllätyksellinen ja yllätyksetön osuus on saatu eroteltua, päästään tutkimaan yllätyksellisen koron muutoksen korrelaatiota osakekursseihin.

3.1. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin (efficient market hypothesis, EMH) kehitti Nobel-palkittu taloustieteilijä Eugene F. Fama artikkelissaan *Efficient capital markets: a review of theory and empirical work* (1970). Tehokkaiden markkinoiden määritelmän mukaan kaikki arvopapereiden hinnat heijastavat jatkuvasti ja täysin kaikkea saatavilla olevaa tietoa. Tällaisten markkinoiden syntymiselle on kolme oletusta: kaupankäynnissä ei ole transaktiokustannuksia, kaikilla on pääsy saatavilla olevaan tietoon maksutta ja tieto on hinnoiteltu arvopapereiden hintoihin. Käytännössä nämä oletukset eivät markkinoilla kuitenkaan toteudu. Toisaalta oletusten toteutuessa markkinat ovat varmasti tehokkaat, mutta ne voivat olla sitä myös muuten. Tämä edellyttää, että markkinoilla on riittävä määrä sijoittajia, joilla on pääsy saatavilla olevaan tietoon. Myöskään sijoittajien eri päätelmät saatavilla olevasta tiedosta eivät tee markkinoista tehottomia, ellei heidän joukossaan ole henkilöitä, jotka voivat saatavasta informaatiosta johdonmukaisesti päätyä parempiin valuaatioihin, jotka poikkeavat markkinahinnoista. (Fama 1970)

Markkinat voidaan jakaa kolmeen eri kategoriaan niiden tehokkuuden suhteen: heikkoon, puolivahvaan ja vahvaan. Kategoriat eroavat toisistaan informaation hyödyntämisen suhteen. (Fama 1970) Heikon tason markkinoilla markkinahinnat heijastelevat ainoastaan historiallista tietoa, kuten hintoja, tuottoja ja volyyymiä. Heikoilla markkinoilla ei voi saavuttaa ylituottoa menneen tiedon perusteella. Puolivahvoilla markkinoilla hinnat sisältävät myös nykyisen julkisesti saatavilla olevan tiedon, kuten tilinpäätökset, osinkotiedotteet ja uutiset. (Lekovic 2018) Puolivahvat markkinat sisältä myös ensimmäisen kategorian historiallisen tiedon (Jensen 1978). Vahvan tason markkinoilla hinnoissa näkyy kaikki saatavilla oleva tieto mukaan lukien historiallinen, julkinen ja yksityinen tieto sekä sisäpiirintieto. Vahvoilla markkinoilla ylituoton saavuttaminen voi perustua vain sattumaan eikä aktiivisista sijoitusstrategioista ole hyötyä. (Lekovic 2018)

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi on saanut julkistamisensa jälkeen myös paljon kritiikkiä. Jensen (1978) totesi vahvan tason tehokkuuden olevan niin äärimmäinen malli, että harva on edes testannut sen olemassaoloa. Myös Lekovic (2018) kritisoi mallia toteamalla sen olevan teoreettinen paradoksi, sillä mitä enemmän markkinoilla on tehokkuuteen uskovia toimijoita, sen

tehottomammaksi ne muuttuvat informoitujen sijoittajien vetäytyessä markkinoilta kadonneiden ylituottojen vuoksi. Lisäksi jos markkinat olisivat tehokkaat, kannusteet tiedon hankkimiselle katoaisivat (Lekovic 2018). Onkin perusteltua olettaa, että tämän tutkimuksen kohteena oleva markkina-alue, Eurooppa, sijoittuu tehokkuudeltaan karkeasti puolitehokkasiin markkinoihin, sillä uusi julkisesti saatavilla oleva informaatio välittyy arvopapereiden hintoihin hyvin nopeasti lähes poikkeuksetta.

Tässä tutkimuksessa tehokkaiden markkinoiden hypoteesia sovelletaan EKP:n asettaman ohjauskoron ja osakemarkkinoiden välillä. Tehokkailla markkinoilla vain yllätyksellinen rahapolitiikka vaikuttaa osakekursseihin, sillä odotettu koron muutos näkyy hinnoissa jo ennen korkopäätöstä (Haitsma, Unalmis, de Haan 2016).

3.2. Yllätyksellinen korkopolitiikka

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan odotetun korkomuutoksen ei tulisi enää sen julkistamisen jälkeen vaikuttaa arvopapereiden hintaan. Jotta siis korkopolitiikan vaikutusta voitaisiin mallintaa, on koron muutoksesta pystyttävä erottelemaan yllätyksellinen ja yllätyksetön osuus. Krueger ja Kuttner (1995, 1) havaitsivat, että korkofutuurit ovat tehokas tapa mallintaa tätä yllätyksellisyyttä. Korkofutuurien arvo heijastelee markkinoiden odotusta tulevasta koron muutoksista, ja futuurin arvon muutokset implikoivat siten markkinoiden yllätystä (Haitsma, et al. 2016). Lisäksi korkofutuuri on luonnollinen ja markkinaehtoinen muuttaja, mikä helpottaa mallin valintaa (Kuttner 2001).

Koronmuutoksen yllätyksellisyys voidaan mallintaa vähentämällä toisistaan korkofutuurin arvo ennen korkopäätöstä ja sen jälkeen:

$$\Delta r_t^u = f_{s,t} - f_{s,t-1}$$

Jossa Δr_t^u -termi esittää korkopolitiikan yllätystä ajanhetkenä t ja $f_{s,t} - f_{s,t-1}$ yhtälön oikealla puolella kuvaa erotusta, jossa futuurin arvosta ajanhetkellä t vähennetään edeltävän päivän, ajanhetken $t-1$, futuurin arvo. (Haitsma et al. 2016) Tässä tutkimuksessa kaavaa hyödynnetään siten, että ajanhetki t on aina uuden koron ilmoituspäivä ja $t-1$ on tätä edeltävä päivä. Mitä suurempi muutos futuurin arvossa tapahtuu uuden korkopäätöksen seurauksena, sitä suurempi on markkinoiden kohtaama yllätys.

3.3. Kirjallisuuskatsaus

Koska keskuspankkien ohjaukorkojen ja osakekurssien korrelaatiota on tutkittu hyvinkin paljon, voi yhtenäisen kokonaiskuvan hahmottamisen olla haastavaa. Selkeämmän ja laajemman kuvan saamiseksi taulukkoon 1 on kerätty muutamia keskeisimpiä tutkimuksia koron muutoksen ja osakekurssien yhteydestä. Taulukkoon on listattu tutkimuksen kohteena oleva keskuspankki, tarkasteltavan indeksin maantieteellinen sijainti sekä lyhyesti tutkimuksen lopputulos.

Taulukko 1 Keskeisiä tutkimustuloksia aiemmasta tutkimuksesta

Tekijät & vuosi	Tutkittava keskuspankki	Tarkasteltavan indeksin alue	Tutkimustulos
Haitsma, Unalmis & de Haan (2016)	EKP	Koko Eurooppa	Yllätyksellisellä korolla ja osakeindeksillä on ollut negatiivinen riippuvuus. Tavallisen rahapolitiikan aikana myös yllätyksetön koronmuutos on ollut merkitsevä.
Fiordelisi, Galloppo, Ricci (2014)	EKP, FED, SNB, BOE, BOJ,	Eurooppa, USA, Sveitsi, Britannia, Japani	Vain koron nostamisella on ollut tilastollinen negatiivinen yhteys kursseihin. Koron laskulla ei ole ollut tilastollista merkitsevyyttä.
Hussain (2011)	EKP, BOE	Saksa, Ranska, Britannia, Sveitsi	Molempien keskuspankkien yllätyksellisellä koron muutoksella on ollut negatiivinen riippuvuus kaikkiin osakekursseihin.
Bredin, Hyde, Nitzsche, O'Reilly (2009)	EKP, BOE	Saksa, Britannia	BOE:n yllätyksellisellä koron muutoksella on ollut negatiivinen riippuvuus molempien maiden kursseihin. EKP:n koronmuutoksella ei ole tilastollista merkitsevyyttä kursseihin.
Bohl, Siklos & Sondermann (2008)	EKP	Saksa, Ranska, Espanja, Italia	Yllätyksellisellä korolla ja osakeindekseillä on ollut negatiivinen riippuvuus.
Unalmis & Unalmis (2015)	FED	USA	Yllätyksellisellä korolla ja osakeindeksillä negatiivinen riippuvuus. Epätavallisena aikana riippuvuus on heikompi.
Kontonikas, MacDonald & Saggi (2013)	FED	USA	Yllätyksellisellä korolla ja osakeindeksillä on ollut negatiivinen riippuvuus.
Chulia, Martens & Dijk (2009)	FED	USA	Yllätyksellisellä korolla ja osakeindeksillä on ollut negatiivinen riippuvuus.
Bernanke & Kuttner (2005)	FED	USA	Yllätyksellisellä korolla ja osakeindeksillä on ollut negatiivinen riippuvuus.
Rigobon & Sack (2004)	FED	USA	Yllätyksellisellä korolla ja osakeindeksillä on ollut negatiivinen riippuvuus.
Pearce & Roley (1984)	FED	USA	Yllätyksellisellä korolla ja osakeindeksillä on ollut negatiivinen riippuvuus.

Taulukosta 1 voidaan havaita, että suurimmassa osassa tutkimuksista ohjauskoron muutoksen ja osakekurssin kehityksen välille on löydetty tilastollisesti merkitsevä negatiivinen yhteys. Poikkeuksiakin löytyy, sillä esimerkiksi Bredin et al. (2009) ei löytänyt EKP:n ohjauskoron osalta tilastollisesti merkitsevää yhteyttä kursseihin. Fiordelisi et al. (2014) puolestaan havaitsivat tilastollisesti merkitsevän negatiivisen riippuvuuden vain tilanteissa, joissa korkoa nostettiin, mutta koron laskulla ei ollut tilastollisesti merkitsevää yhteyttä osakekursseihin. Mielenkiintoista on myös se, että Haitsma et al. (2016) havaitsivat EKP:tä käsittelevässä tutkimuksessa koron ja osakekurssien tilastollisen yhteyden voimistuneen entisestään, kun siirryttiin tavallisen rahapolitiikan ajasta epätavallisen rahapolitiikan aikaan. Unalmis & Unalmis (2015) nimittäin havaitsivat Fedia käsittelevässä tutkimuksessa koron ja osakekurssien tilastollisen yhteyden heikentyneen siirryttäessä tavallisen rahapolitiikan ajasta epätavalliseen rahapolitiikan aikaan.

Muutamaa poikkeusta lukuun ottamatta akateeminen tutkimus on melko johdonmukaisesti löytänyt negatiivisen riippuvuussuhteen ohjauskoron ja osakekurssien välille. Negatiivinen riippuvuussuhde on löydetty myös Britannian, Sveitsin ja Japanin keskuspankeilla, eikä pelkästään EKP:n ja Fedin osalta, joiden toimia taulukon 1 tutkimukset pääosin käsitelivät. Bredin et al. (2009) havaitsivat jopa, että BOE:n (Bank of England) ohjauskoron muutoksen vaikutus Saksan osakekursseihin on EKP:n koron muutoksesta poiketen tilastollisesti merkitsevä.

4. Tutkimusmenetelmä

Tutkimus toteutetaan kvantitatiivisesti lineaarisena regressioanalyysinä. Regressioanalyysi on yksi yleisimmistä käytetyistä tilastollisista menetelmistä useilla eri tieteenaloilla. Sen tavoitteena on selvittää yhden tai useamman selittävän muuttujan yhteyttä selitettävään muuttujaan. (Xin & Xiao Gang 2009, 2–4) Tavoitteena on luoda malli, jonka avulla voidaan ennustaa selitettävää muuttujaa millä tahansa selitettävien muuttujien arvoilla. Lineaarinen regressioanalyysi olettaa mallin olevan satunnaisvirheitä lukuun ottamatta lineaarinen parametrisensa suhteessa. (Sheldon 2017, 519–520)

Lineaarisella regressioanalyysillä on kaksi eri tyyppiä, jotka ovat yksinkertainen lineaarinen regressio, jossa selittäviä muuttujia on vain yksi ja usean selittäjän lineaarinen regressio, jossa nimensä mukaisesti on useampia selittäviä muuttujia (Xin & Xiao Gang 2009, 2–3). Tässä tutkimuksessa käytämme jälkimmäistä usean muuttujan lineaarista regressiomallia, jossa muuttujina ovat odotetun ja odottamattoman koronmuutoksen lisäksi maailmantalousmuuttuja. Mallin estimoinnissa hyödynnetään pienimmän nelisumman menetelmää (OLS, ordinary least squares).

4.1. Tutkimuksen tilastollinen malli

Tutkiessani EKP:n korkopäätösten vaikutusta Euroopan osakemarkkinoihin käytän hyvin samantyyppistä lähestymistapaa kuin Haitsma et al. (2016), mutta heidän tutkimuksestaan poiketen tässä tutkimuksessa ei tarkastella tavallisen ja epätavallisen rahapolitiikan eroja, sillä tarkasteluperiodi kohdistuu ainoastaan epätavallisen rahapolitiikan aikaan. Tämän vuoksi tutkimuksen tilastollisesta mallista jätetään Haitsman et al. (2016) tutkimuksessa mukana ollut kriisiajan dummy-muuttuja pois. Tässä tutkimuksessa osakekurssien kehitystä estimoidaan seuraavalla mallilla:

$$R_t^i = \alpha + \beta_1 \Delta r_t^u + \beta_2 \Delta r_t^e + \delta X_t + \varepsilon_t$$

Mallissa termi R_t^i kuvaa pörssikurssin i tuottoa EKP:n korkomuutospäivänä t . Pörssin todellinen tuotto saadaan laskettua kaavasta:

$$R_t^i = \ln \frac{P_t^i}{P_{t-1}^i}$$

Näin pörssin yhden päivän prosentuaalinen tuotto saadaan loogisesti jakamalla koron muutospäivän t kurssin arvo sitä edeltävän päivän $t-1$ kurssin arvolla. Tutkimuksessa pörssien tuotoille suoritetaan logaritimuunnos, jotta selitettävä muuttuja olisi lineaarinen parametriensa suhteessa. Logaritimuunnoksen seurauksena selittävien muuttujien estimointikertoimien tulkinta muuttuu, mikä tulee ottaa huomioon tuloksia tarkastellessa.

Mallin vakiotermi on α . Se kuvaa valitun pörssin i keskimääräistä päivittäistä tuottoa. Termit Δr_t^u ja Δr_t^e mallintavat kaavassa yllätyksellistä (u , unexpected) ja yllätyksetöntä (e , expected) koronmuutosta. Niiden kertoimet β_1 ja β_2 puolestaan kuvaavat yllätyksellisen ja yllätyksettömän korkomuutoksen kerroinvaikutusta pörssin tuottoon.

Koska Euroopan talouteen vaikuttaa voimakkaasti myös maailmantalouden kehitys, on se otettava myös tilastollisessa mallissa huomioon. Maailmantalouden muuttujaa kaavassa esittää X_t , joka sisältää MSCI World Index -indeksin, josta on eliminoitu Euroopan osuus vähentämällä siitä MSCI Europe Index. Kerroin δ kuvaa maailmantalouden kehityksen vaikutuksen kerrointa valitun arvopaperin i hintaan. Kaavan viimeinen termi on virhetermi ε_t , jonka suuruutta ei tulisi pystyä ennakoimaan.

Yllätyksellisen koronmuutoksen osuus voidaan laskea seuraavasti:

$$\Delta r_t^u = f_{s,t} - f_{s,t-1}$$

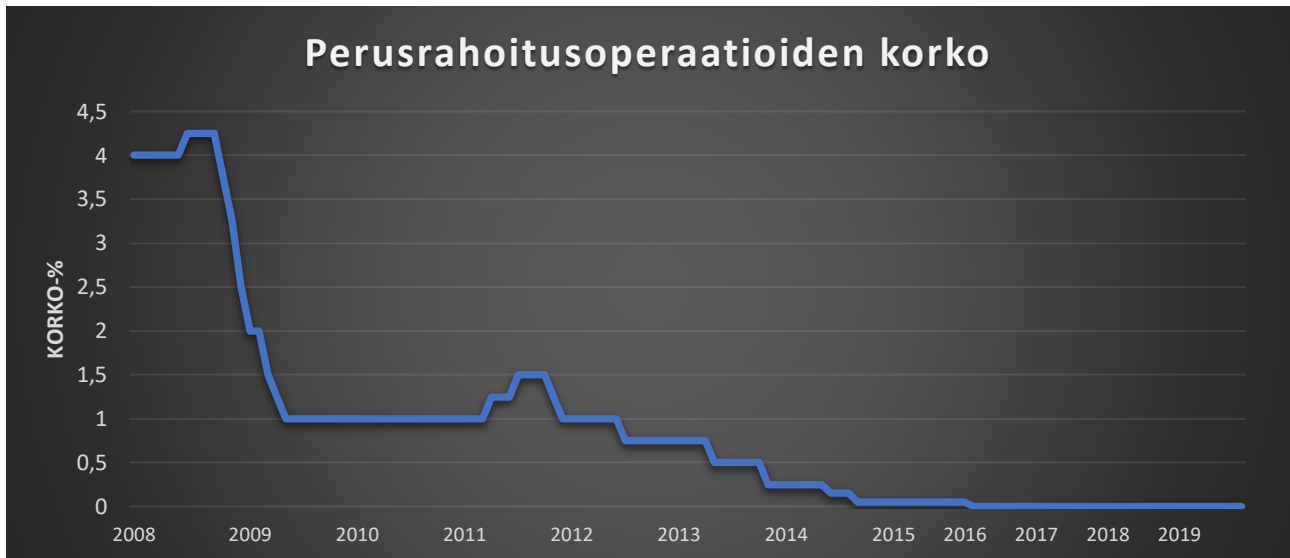
Termit $f_{s,t}$ ja $f_{s,t-1}$ ovat korkofutuurien arvoja koronmuutospäivänä t ja sitä edeltävänä päivänä $t-1$. Tässä tutkimuksessa hyödynnetään 3kk Euribor-futuureja, jotka Bernothin ja Von Hagenin (2004) mukaan seuraavat melko tarkasti EKP:n vallitsevien ohjaukorkojen spot-hintoja lähestyttäessä niiden erääntymispäivää. Heidän mukaansa futuurit, joiden ennustushorisontti on korkeintaan neljä kuukautta ovat informaation suhteen tehokkaat. Lisäksi 3kk Euribor-futuurit ovat aktiivisimmin vaihdettu korkojohdannainen Euroopan rahamarkkinoilla (Bernoth & Von Hagen 2004). Kun koronmuutoksesta on saatu eroteltua yllätyksellinen osuus, voidaan yllätyksetön osuus laskea seuraavasti:

$$\Delta r_t^e = \Delta r_t - \Delta r_t^u$$

Todellista koronmuutosta lausekkeessa kuvaa termi Δr_t , josta vähentämällä yllätyksellinen koronmuutos Δr_t^u saadaan tulokseksi haluttu yllätyksetön koronmuutos Δr_t^e .

4.2. Aineisto

EKP on toteuttanut päärahoitusoperaationsa kiinteäkorkoisella täyden allokaation huutokaupalla 15.10.2008 lähtien aiemmin käytetyn vaihtuvakorkoisen menettelyn sijasta (European Central Bank, 2020f). Koska EKP:n epätavallisten toimien katsotaan alkaneen nimenomaan 2008 vuoden lokakuusta, eikä keskuspankki ole vielä kukaan palannut vaihtuvakorkoiseen menettelyyn, niin myös tässä tutkimuksessa hyödynnettävä päärahoitusoperaatioiden korkojen data on kiinteäkorkoisten huutokauppojen dataa. Tämä rajaa tilastollisen analyysin alkamaan 15.10.2008. Päärahoitusoperaatioiden korkojen data on haettu Refinitivin Eikon Datastreamista koodilla EURO MAIN REFINANCING ECB – MIDDLE RATE. Kuvassa 2 on esitetty graafisesti EKP:n perusrahoitus operaatioiden korko vuosina 2008–2019.



Kuva 2 EKP:n ohjauskoron kehitys vuosina 2008–2019

EKP:n neuvosto on kokoontunut päättämään ohjauskoron muutoksista 114 kertaa aikavälillä 15.10.2008-31.12.2019 (European Central Bank, 2020g). Koronmuutoksia kuvataan korkopisteillä siten, että yhden prosentin muutos ohjauskorossa vastaa 100 korkopistettä. Vuoden 2008 lokakuussa ohjauskorko oli vielä 4,25 prosentissa, mutta aikaikkunan alussa korkoa pudotettiin useasti, parhaillaan jopa 75 korkopistettä kerralla. Koron laskevasta trendistä huolimatta tarkastelujaksolle mahtuu myös kaksi koron nostoa. Yleisin koronmuutos on ollut 25 pistettä (9kpl), vaikkakin suurimmassa osassa kokouksista (98kpl) on päädytty pitämään ohjauskorko ennallaan. Nollakorko saavutettiin 10.3.2016 eikä korkoa ole sen jälkeen muutettu. (European Central Bank, 2020f). Mikään ei tietysti pois sulje sitä, etteikö koron ennallaan pitäminen voisi tulla markkinoille yllätyksenä.

Tutkimuksessa hyödynnettävät 3kk euribor futuurienkin arvot on haettu Refinitiv Eikon Datastreamistä koodilla EUREX-3 MTH EURIBOR TRc12 – SETT.PRICE (~ E). Futuurin hinta lasketaan vähentämällä 100:sta odotettu 3kk euriborin korko. Jos markkinat siis odottavat 3kk euriborin olevan kolmen kuukauden kuluttua esimerkiksi 1,5 %, niin 3kk euribor-futuurin arvoksi määräytyy 98,5 euroa. (Investopedia 2020) Perusrahoitusoperaatioiden korkoa eikä futuurien hintoja käytetä suoraan tilastollisissa analyysissä, mutta niiden pohjalta voidaan laskea sekä yllätyksellisen että yllätyksettömän koron muutokset edellisessä kappaleessa esitetyn kaavan mukaisesti.

Maailmantalousmuuttujana tutkimuksessa käytetään MSCI world ex europe -indeksiä, mikä kuvaa MSCI world indeksiä, josta on eliminoitu Euroopan vaikutus. Myös maailmantalousmuuttuja on haettu Refinitiv Eikon Datastreamista ja sen hakukoodina on käytetty MSCI WORLD EX EUROPE – PRICE INDEX (~E).

Tarkastelun alla olevien maiden pörssikehitykset on haettu Refinitiv Eikon Datastreamista. Saksan kehitystä indikoidaan DAX 30 -price indeksillä, joka koostuu Frankfurtin pörssin 30 suurimmasta yhtiöstä. Indeksiin kuuluvat yhtiöt muodostavat 75 % pörssin kokonaisarvosta. (UFX 2020) Hakukoodina on käytetty DAX 30 PERFORMANCE – PRICE INDEX (~E). Kreikan markkinoita kuvataan ATHEX composite -indeksillä ja se on haettu koodilla ATHEX COMPOSITE – PRICE INDEX (~E). Se koostuu puolestaan Ateenan pörssin suurimmista yhtiöistä (Athexgroup 2020). Sekä Saksan että Kreikan osalta oli haasteellista löytää pörssien yleisindexien osalta päiväkohtaista dataa, jonka vuoksi tutkimuksessa päädyttiin kyseisiin indekseihin, jotka kuvaavat pörssien suurimpia yhtiöitä. Tämän vuoksi myös Suomen kurssikehityksen osalta tutkimuksessa on hyödynnetty OMX Helsingin yleisindexin sijasta OMXH25 indeksiä, joka niin ikään koostuu pörssin suurimmista yrityksistä. Sen hakuun on käytetty koodia OMX HELSINKI 25 (OMXH25) – PRICE INDEX (~E). Tilastollisessa analyysissä kunkin maan indeksille toteutetaan kappaleessa 4.1. kuvattu logaritlimuutos.

Tutkimuksessa hyödynnettävä data on kerätty aikaväliltä 15.10.2008-31.12.2019. Kaikki data on päiväkohtaista dataa, jota on kerätty arkipäivisin eli viitenä päivänä viikossa. Tutkimuksessa otanta on siis melko laaja havaintomäärän ollessa 2925 kappaletta. Taulukoissa 2 ja 3 on esitetty sekä selitettävien että selittävien muuttujien perustunnuslukuja päiväkohtaisina prosenttilukuina.

Taulukko 2 Selitettävien muuttujien perustunnusluvut aikaväliltä 15.10.2008-31.12.2019.

Tunnusluvut ovat ilmaistu päivittäisinä kasvuprosentteina.

OMXH		DAX		ATHEX	
Keskiarvo	0,0383	Keskiarvo	0,0406	Keskiarvo	-0,0142
Keskihajonta	1,3546	Keskihajonta	1,3152	Keskihajonta	2,0415
Maksimi	8,4657	Maksimi	11,2768	Maksimi	14,3748
Minimi	-8,3790	Minimi	-6,8378	Minimi	-16,2328
Havaintoja	2925	Havaintoja	2925	Havaintoja	2925

Taulukosta 2 voidaan havaita, että tarkasteluajanjaksolla Suomen ja Saksan pörssien kehitys on ollut hyvin saman tyyppistä sekä keskiarvon että keskihajonnan perusteella. Molemmissa pörseissä kasvu on ollut vahvaa, sillä OMXH25-indeksin keskimääräinen vuotuinen inflaatiokorjaamaton tuotto on ollut noin 8,1 %, kun DAX30-indeksillä vastaava lukema on ollut lähes 9,4 %. Kreikan pörssikehitys taas on ollut huomattavasti heikompaa. ATHEX composite -indeksin keskihajonta on ollut selkeästi kahta ensin mainittua suurempaa, minkä lisäksi keskimääräinen päiväkohtainen tuotto on ollut jopa negatiivinen. Maksimi- ja minimiarvojen perusteella kaikkiin pörseihin on mahtunut tarkastelujakson aikana melko suuria päiväkohtaisia nousuja ja laskuja. Suurimmat yksittäiset päiväkohtaiset vaihtelut on nähty Kreikan indeksissä, jossa parhaillaan on noustu jopa yli 14 % päivässä, kun synkimpänä päivänä indeksi on tullut alas peräti yli 16 %.

Taulukko 3 Selittäjämuuttujien perustunnusluvut aikaväliltä 15.10.2008-31.12.2019. Tunnusluvut ovat esitetty päivittäisinä kasvuprosentteina.

Yllätyksellinen korko		Yllätyksetön korko		World	
Keskiarvo	-0,00166	Keskiarvo	0,00038	Keskiarvo	0,0460
Keskihajonta	0,04097	Keskihajonta	0,04708	Keskihajonta	0,9900
Maksimi	0,245	Maksimi	0,250	Maksimi	8,5920
Minimi	-0,250	Minimi	-0,645	Minimi	-6,8253
Havaintoja	2925	Havaintoja	2925	Havaintoja	2925

Taulukosta 3 huomataan, että markkinat ovat keskimäärin odottaneet koron nousevan sen hetkiseen korkotasoon nähden, sillä yllätyksettömän koron muutoksen päiväkohtainen keskiarvo on positiivinen. Toisin huomion arvoista on se, että markkinoiden odotukset tulevasta korkotasosta ovat parhaillaan laskeneet jopa 0,645 % päivässä. Yllätyksellinen koron muutos on sen sijaan keskimäärin ollut negatiivinen. Maailmantalouden kontrollimuuttujan osalta voidaan todeta, että keskihajonnan perusteella päiväkohtainen vaihtelu on ollut selvästi matalampaa, kuin yhdelläkään tutkimuksen maakohtaisella indeksillä. Lisäksi päiväkohtaisen muutoksen keskiarvon perusteella maailmantalouden kasvu on ollut vahvempaa kuin tutkimuksen muilla indekseillä.

5. Tulokset

Tässä luvussa käydään läpi tilastollisen analyysin tuloksia ja pyritään vastaamaan tutkimuskysymyksiin. Tämän jälkeen käydään läpi OLS-estimointimenetelmän taustaoletusten toteutuminen. Luvun lopussa suoritetaan pikainen katsaus mallien havaintodiagnostiikkaan mahdollisten outlier-havaintojen karsimiseksi sekä käydään läpi mallien luotettavuuden arviointi.

5.1 Rahapolitiikan vaikutus Suomen, Saksa ja Kreikan pörssiin

Ensimmäisenä tilastollinen analyysi suoritetaan OMX Helsingille, jossa sen kehitystä selitetään yllätyksellisellä ja yllätyksettömällä koron muutoksella sekä maailmantalouden kontrollimuuttujalla. Malli antaa selitysasteeksi kiitettävän 28,81 % ja koko malli on tilastollisesti merkitsevä p-arvon ollessa alle 0,001 (liite 1). Regressiomalli antaa muuttujien merkitsevyyden osalta juuri sellaisia tuloksia kuin teorian pohjalta osattiin odottaa. Taulukosta 4 huomataan, että sekä maailmantalouden kehitys että yllätyksellinen koron muutos ovat tilastollisesti merkitseviä muuttujia 1 % riskitasolla. Yllätyksetön koronmuutos sen ei sijaan ole tilastollisesti merkitsevä muuttuja, niin kuin tehokkailla markkinoilla ei pitä ollakaan. Myös muuttujien kertoimet antavat odotetunlaisia tuloksia. Tutkimuksen perusteella EKP:n yllätyksellinen 0,25 % koron lasku nostaa Suomen OMXH25-indeksiä noin 1,89 % (liite 4).

Taulukko 4 Ohjauskoron muutoksen vaikutus OMXH25-indeksiin

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	P > t
Yllätyksellinen muutos	-0,0747311***	0,0128719	0,000
Yllätyksetön muutos	0,009526	0,0097877	0,331
Kontrollimuuttuja	0,6068588***	0,0362377	0,000
Vakiotermi	-0,6066941***	0,0362425	0,000

***merkitsevä 1 % riskitasolla, **merkitsevä 5 % riskitasolla, *merkitsevä 10 % riskitasolla

Saksan DAX-indeksin regressioanalyysissä saadaan hyvin saman kaltaisia tuloksia kuin Suomenkin osalta. Malli on kokonaisuudessaan tilastollisesti merkitsevä ja sen selitys aste on jopa hieman

Suomen mallia korkeampi, 33,85 % (liite 2). Taulukosta 5 nähdään, että yllätyksellisellä koron muutoksella ja maailmantalouden kehityksellä on tilastollista vaikutusta DAX-indeksiin 1 % riskitasolla. Tässäkin mallissa yllätyksellisellä koron muutoksella on negatiivinen riippuvuussuhde osakeindeksiin. Taulukosta 5 huomataan, ettei Saksankaan osalta yllätyksettömällä koron muutoksella ole tarkastelujaksolla ollut tilastollista vaikutusta pörssin kehitykseen. EKP:n yllätyksellinen 0,25 % koron lasku nostaa Saksan DAX30-indeksiä noin 1,91 % (liite 5).

Taulukko 5 Ohjauskoron muutoksen vaikutus DAX30-indeksiin

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	P > t
Yllätyksellinen muutos	-0,0757099***	0,0110634	0,000
Yllätyksetön muutos	0,007369	0,0072011	0,306
Kontrollimuuttuja	0,6528946***	0,0337743	0,000
Vakiotermi	-0,6527273***	0,0337809	0,000

***merkitsevä 1 % riskitasolla, **merkitsevä 5 % riskitasolla, *merkitsevä 10 % riskitasolla

Kreikan ATHEX-indeksin osalta tuloksissa voidaan havaita jo selkeitä eroavaisuuksia Suomeen ja Saksaan nähden. Yllätyksellinen koronmuutos, kontrollimuuttuja ja malli kokonaisuudessaan ovat Kreikankin osalta tilastollisesti merkitseviä 1 % riskitasolla, mutta mallin selityssaste, 5,4 %, on huomattavasti aiempia malleja matalampi (liite 3). Taulukosta 6 huomataan, että myös yllätyksellisellä korkopolitiikalla näyttää olevan hieman heikompi vaikutus Kreikkaan. Ja vaikka maailmantalousmuuttuja on mallissa vain kontrollimuuttujana, niin on mielenkiintoista huomata, että maailmantalouden kehitys vaikuttaa Kreikan kurssikehitykseen huomattavasti heikommin kuin Suomen ja Saksan kursseihin, mikä huomataan kontrollimuuttujan kertoimesta taulukossa 6. Tutkimuksen perusteella EKP:n yllätyksellinen 0,25 % koron lasku nostaa Kreikan ATHEX composite -indeksiä noin 1,65 % (liite 6).

Taulukko 6 Ohjauskoron muutoksen vaikutus ATHEX composite -indeksiin

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	P > t
Yllätyksellinen muutos	-0,0654819***	0,0175638	0,000
Yllätyksetön muutos	-0,0071516	0,0134491	0,595
Kontrollimuuttuja	0,3904836***	0,047416	0,000
Vakiotermi	-0,3909266***	0,047422	0,000

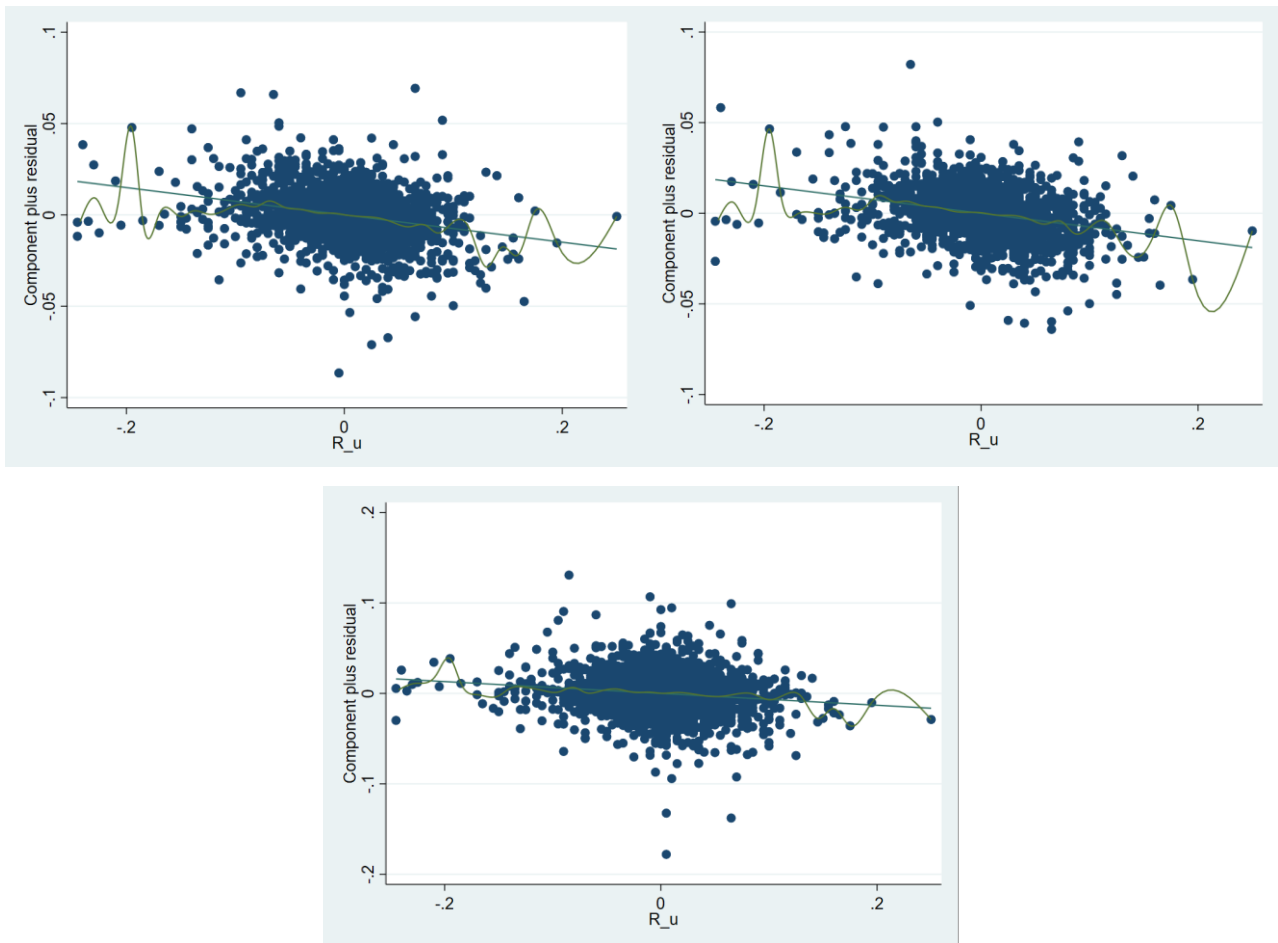
***merkitsevä 1 % riskitasolla, **merkitsevä 5 % riskitasolla, *merkitsevä 10 % riskitasolla

5.2 Taustaoletusten tarkastelu

Tilastollinen tutkimus on suoritettu lineaarisella regressioanalyysillä, jossa malli on estimoitu pienimmän neliösumman menetelmällä (OLS). Ollakseen paras lineaarinen ja harhaton estimointimenetelmä OLS-estimoinnin on täytettävä tietyt taustaoletukset. Näiden oletusten toteutumista ja niiden vaikutusta lopulliseen regressioon tarkastelemme tässä kappaleessa.

5.2.1 Spesifiointi

Ensimmäinen taustaoletus on mallin spesifiointi eli onko selitettävän ja selitettävien muuttujien suhde todella lineaarinen ja onko malliin valittu oikeat muuttujat. Spesifioinnin onnistuneisuutta voidaan tarkastella residuaalien sirontakuviolla ja Ramseyn RESET-testillä (regression specification error test). Alla esitetyistä residuaalien sirontakuviosta voidaan havaita, että yllätyksellisen koron suhde kuhunkin osakeindeksiin on lineaarinen. Kuvaajien reunoilla, jossa yllätyksellinen korko on saanut joko hyvin pieniä tai suuria arvoja kuvaaja näyttää voimakkaan aaltoilevalta, mikä johtuu ääriarvojen vähäisyydestä. Suurimman havaintomassan kohdalla yllätyksellisen koron residuaalit noudattelevat hyvin tarkasti lineaarista suoraa. Samat havainnot voidaan tehdä myös yllätyksettömän koron ja maailmantalousmuuttujan osalta (liite 7, liite 8 ja liite 9).



Kuva 3 Sirontakuvio yllätyksellisen koronmuutoksen residuaaleista kullekin osakeindeksille (ylävas. OMXH, yläoik. DAX, alhaalla ATHEX)

Ramseyn RESET-testillä voidaan tilastollisesti testata, onko mallien spesifiointi suoritettu oikein. Testin nollahypoteesin oletus on mallin onnistunut spesifiointi. Ainoataan Kreikan osalta nollahypoteesi jää voimaan p-arvon ollessa 0,0660 (liite 12). Suomen ja Saksan osalta testien p-arvoiksi saadaan 0,0000, joten nollahypoteesit hylätään ja todetaan mallien spesifiointissa olevan puutteita (liite 10 ja liite 11). Kuten sirontakuvioista huomattiin niin muuttujien lineaarisuudessa ei ole huomautettavaa, joten mallien spesifiointin puutteiden korjaamiseksi malleihin tulisi lisätä uusia muuttujia. Tämä ei kuitenkaan ole tarpeellista, sillä tutkimuksen tavoitteena ei ole saavuttaa parasta mahdollista ennustetta kurssien kehityksestä, vaan testata yllätyksellisen ja yllätyksettömän koron vaikutusta valittuihin osakeindekseihin.

5.2.2 Homoskedastisuus ja autokorrelaatio

Yksi keskeinen taustaoletus on homoskedastisuus, jolloin virhetermin varianssin on oltava vakio riippumatta selitettävän ja selittävien muuttujien suuruudesta. Mikäli homoskedastisuus ei toteudu malli on heteroskedastinen. Taustaoletuksen voimassaolon voi testata sekä Whiten että Breusch-Pagan testillä, joissa molemmissa nollahypoteesi on homoskedastisuus. Suomen ja Saksan osakeindeksien regressiomallit saavat molemmissa testeissä p-arvoksi 0,0000 (liite 16 ja liite 17). Kreikan osalta Whiten testin p-arvo on 0,0104 ja Breusch-Pagan testissä p-arvoksi saadaan 0,0002 (liite 18). Näin ollen molempien testien perusteella kaikkien kolmen tilastollisen mallin nollahypoteesi hylätään, joten mallit ovat heteroskedastisia. Heteroskedastisuudella ei ole vaikutusta muuttujien kertoimiin, mutta sen seurauksena mallit tuottavat todellista tarkempia keskivirheitä, koska OLS-estimointimenetelmä ei havaitse heteroskedastisuuden aiheuttamaa kerroinestimaattien varianssin kasvua. Tämän seurauksena mallien F- ja t-arvot lasketaan aliarvioitujen keskivirheiden pohjalta vaikuttaen mahdollisesti sekä mallien että sen kertoimien tilastolliseen merkitsevyyteen. (Frost 2021)

Autokorrelaatio on aikasarja aineistossa myös hyvin tyypillinen ongelma. Autokorreloituneessa regressiomallissa peräkkäiset havainnot korreloivat keskenään, mikä on OLS-estimoinnissa hyvin epätoivottavaa ja autokorreloimattomuus onkin yksi OLS-estimoinnin taustaoletuksista. Autokorrelaatiota voidaan havainnoida graafisesti korrelogrammeilla tai testata tilastollisesti Breusch-Godfrey-testillä. Tässäkin suhteessa Suomi ja Saksa poikkeavat Kreikasta, sillä OMXH- ja DAX-indeksien osalta testien nollahypoteesit autokorreloimattomuudesta hylätään p-arvojen ollessa 0,0000 (liite 19 ja liite 20). Kreikan ATHEX-indeksissä sen sijaan nollahypoteesi jää pienen marginaalin turvin voimaan p-arvon ollessa 0,0536 (liite 21). Autokorrelaation seuraukset ovat samat kuin heteroskedastisuudenkin.

Heteroskedastisuus- ja autokorrelaatio-ongelmat voidaan korjata samanaikaisesti suorittamalla regressio uudestaan Newey-West-keskivirheillä, jossa selittäväksi tekijäksi lisätään selitettävän muuttujan viivemuuttuja. Estimointimenetelmässä on valittava viivemuuttujien maksimimäärä ja mikäli mallissa on riittävä määrä viivemuuttujia, niin selitettävää muuttujaa ei voida ennustaa sen

aiempien arvojen perusteella. Toisaalta liian suuri viivemuuttujien maksimimäärä paisuttaa kerroinestimaattien keskivirheitä todellista suuremmiksi. (Lag length selection using information criteria 2021) Optimaalisen viivemuuttujamäärän valitsemiseksi on olemassa erilaisia informaatiokertoimia, joista yleisimmin käytettyjä ovat AIC (Akaike's information criterion) ja SBIC (Schwarz's Bayesian information criterion). Ne ovat hyvin samankaltaisia suurimman uskottavuuden periaatteelle pohjautuvia malleja, jotka sisältävät viiveiden määrän perusteella kasvavan rangaistustermin. SBIC-mallissa rangaistustermi on suurempi, joten sen perusteella valittu viivemuuttujien määrä ei kasva liian suureksi. (The methodology center 2021) Tässä tutkimuksessa viivemuuttujien määrä valitaan SBIC-indikaattorin perusteella, joten malliin sisällytetään yksi viive muuttuja (liite 22).

Newey-West estimointimenetelmällä ei ole vaikutusta muuttujien kertoimiin, vaan ainoastaan kertoimien keskivirheisiin ja merkitsevyyteen. Estimointimenetelmä saattaa vaikuttaa myös koko mallin merkitsevyyteen. Minkään kolmen mallin osalta mallien tai muuttujien kertoimien merkitsevyydessä ei kuitenkaan tapahtunut muutoksia (liite 1, liite 2 ja liite 3). Taulukosta 7 voidaan kuitenkin havaita, että kaikkien merkitsevien muuttujien keskivirheet ovat kasvaneet. Keskivirheiden kasvun seurauksena malli vastaa paremmin todellisuutta, koska alkuperäinen malli ei ottanut heteroskedastisuutta tai autokorrelaatiota huomioon.

Taulukko 7 Newey-West estimointimenetelmän muuttujakohtaiset keskivirheet ja p-arvot.

OMXH	Alkuperäinen keskivirhe	Newey-West keskivirhe	Alkuperäinen P > t	Newey-West P > t
Yllätyksellinen korko	0,0100509***	0,0128719***	0,000	0,000
Yllätyksetön korko	0,0083262	0,0097877	0,253	0,331
Kontrollimuuttuja	0,0215056***	0,0362377***	0,000	0,000
DAX				
Yllätyksellinen korko	0,0094006***	0,0110634***	0,000	0,000
Yllätyksetön korko	0,0077875	0,0072011	0,344	0,306
Kontrollimuuttuja	0,0201142***	0,0337743***	0,000	0,000
ATHEX				
Yllätyksellinen korko	0,0175123***	0,0175638***	0,000	0,000
Yllätyksetön korko	0,0145072	0,0133391	0,622	0,595
Kontrollimuuttuja	0,0374706***	0,047416***	0,000	0,000

***merkitsevä 1 % riskitasolla, **merkitsevä 5 % riskitasolla, *merkitsevä 10 % riskitasolla

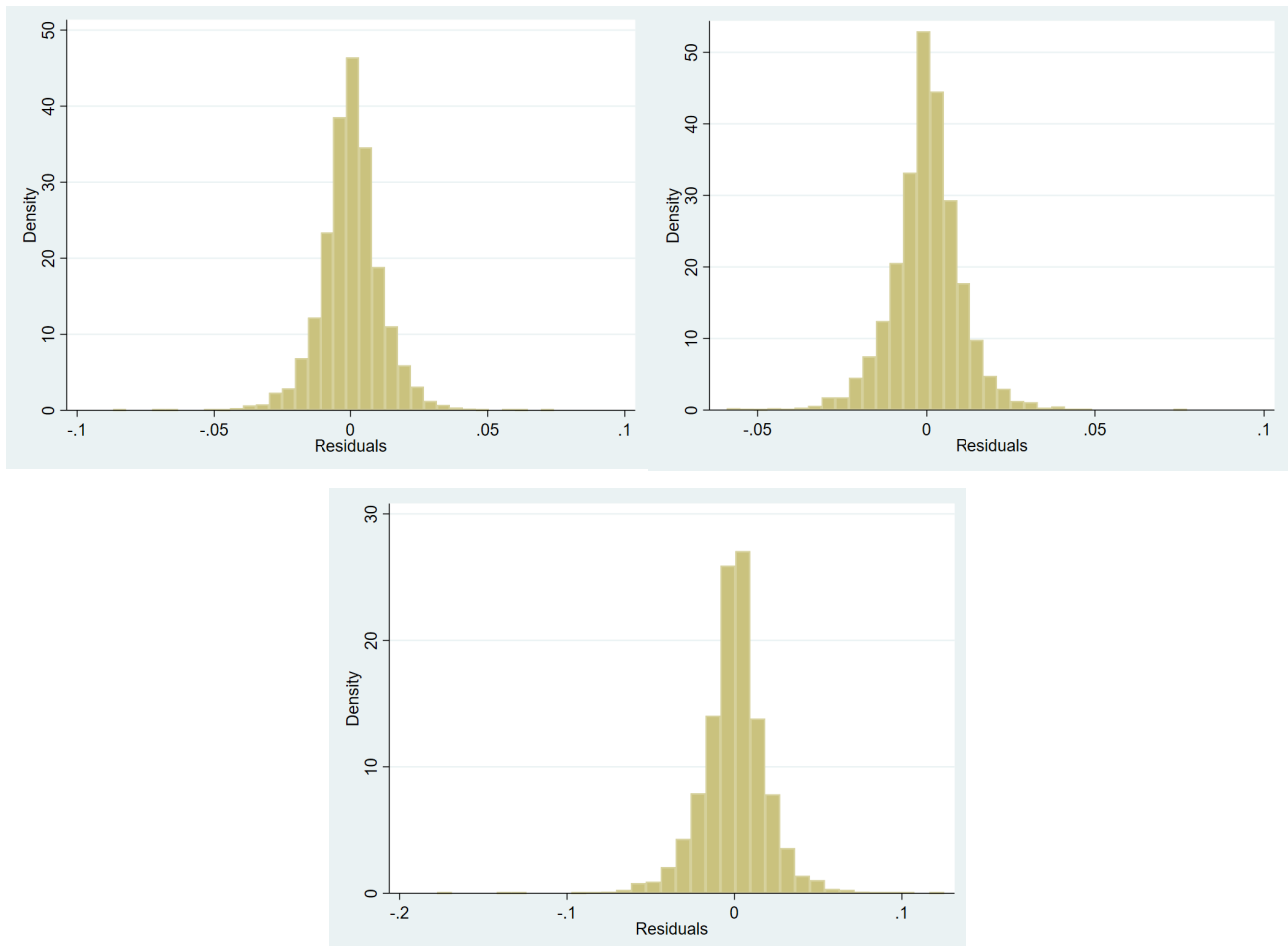
5.2.4 Multikollineaarisuus

OLS-estimoinnissa selittäjämuuttujien korreloidessa liian voimakkaasti keskenään syntyy multikollineaariuusongelma. Mitä voimakkaampaa multikollineaarisuus on, sitä vaikeampaa on havaita yksittäisen selittäjämuuttujan uniikkia vaikutusta selitettävään muuttujaan, mikä vaikeuttaa kertoimien tulkintaa. Multikollineaarisuuden voimakkuutta voidaan testata VIF-tunnusluvulla (variance inflation factor) tai toleranssilla ($1/VIF$), mikä on VIF-tunnusluvun käänteisluku. Mikäli selittäjämuuttujan toleranssi on 1, niin sen vaihtelu on täysin uniikkia, eikä muut selittäjämuuttujat vaikuta sen vaihteluun ollenkaan. Mitä pienempi toleranssi selittäjämuuttujalla on, sitä suurempi osa sen vaihtelusta on selitettävissä muiden mallissa olevien selittäjämuuttujien perusteella.

Maailmantalousmuuttujassa multikollineaarisuutta ei esiinny juuri lainkaan sen toleranssikertoimen ollessa 0,988624. Korkomuuttujien osalta ongelmaa ilmenee jo kohtalaisesti, sillä yllätyksellisen koron toleranssi on 0,263747 ja yllätyksettömän koron toleranssi on 0,264945. (liite 23) Tämä tarkoittaa, että yllätyksellisen koron vaihtelusta vain noin 26,4 % on sen uniikkia vaihtelua ja yllätyksellisessä korossa uniikkia vaihtelua on vain noin 26,5 %.

5.2.5 Normaalijakautuneisuus

Viimeinen OLS-estimoinnin taustaoletus on residuaalien normaalijakautuneisuus. Mikäli mallin residuaalit eivät ole normaalijakautuneita siitä saattaa seurata mallin F-testin tai muuttujien t-testien epäluotettavuutta. Tätä ongelmaa ilmenee herkemmin pienillä otoksilla. Normaalijakautuneisuutta voidaan testata histogrammeilla tai tilastollisesti Shapiro-Wilk-testillä. Kaikkien kolmen mallin osalta Shapiro-Wilk-testi antaa p-arvoksi 0,0000, joten sen perusteella nollahypoteesi normaalijakautuneisuudesta hylätään (liite 24, liite 25 ja liite 26). Toisaalta kuvasta 4 voidaan havaita, että histogrammien perusteella kunkin mallin jakauma näyttää vahvasti normaalijakautuneelta, joten syy nollahypoteesien hylkäämiselle lienee nolaa lähellä olevien havaintojen hyvin suuri määrä. Tutkimuksen havaintomäärä, 2925, on myös hyvin suuri, joten senkään puolesta Shapiro-Wilk-testin nollahypoteesin hylkääminen ei pitäisi merkittävästi vaikuttaa tuloksiin.



Kuva 4 Histogrammit kunkin mallin residuaaleista (ylävas. OMXH, yläoik. DAX, alhaalla ATHEX)

5.3 Havaintodiagnostiikka

Havaintodiagnostiikan tarkastelulla pyritään karsimaan mahdolliset yksittäiset outlier-havainnot, jotka voisivat vääristää tilastollista mallia. Vaikka havainnon outlier-arvo poikkeaisi huomattavasti nollassa se ei välttämättä vääristä mallia, mikäli sen leverage-arvo on pieni. Tällaisessa tilanteessa havainto poikkeaa suuruudeltaan muista arvoista, mutta se sijoittuu silti regressiosuoran tuntumaan. Liitteistä 27, 28 ja 29 voidaan havaita, ettei missään kolmessa mallissa esiinny yhtään havaintoa, jossa sekä outlier- että leverage-arvo poikkeaisivat merkittävästi nollassa. Havaintojen suurin massa painottuu kussakin mallissa kuvion vasempaan alakulmaan, eikä kuvioiden perusteella malleista ole tarvetta poistaa yksittäisiä havaintoja.

5.4 Luotettavuuden arviointi

Maailman osakemarkkinat ovat yhä voimakkaammin kytköksissä toisiinsa, minkä vuoksi malleihin on sisällytetty maailmantalouden kontrollimuuttuja. On siis syytä olettaa, että mallien korkeat selitysasteet voivat johtua kontrollimuuttujan mukana olost. Myös mallien tilastollinen merkitsevyys saattaa olla vain kontrollimuuttujan ansiota. Asian tarkastamiseksi kaikille kolmelle mallille suoritetaan regressiot, joista maailmantalouden kontrollimuuttuja on jätetty pois.

Maailmantalouden kontrollimuuttujan pudottamisesta huolimatta kaikki mallit säilyivät tilastollisesti merkitsevinä yhden prosentin riskitasolla. Yllätyksellinen koron muutos on kaikissa malleissa tilastollisesti merkitsevä myös ilman kontrollimuuttujaa. Tämän perusteella voidaan todeta, että yllätyksellisellä koron muutoksella todella on vaikutusta kaikkien kolmen maan osakekursseihin. Toisaalta selitysaste putosi kunkin mallin kohdalla merkittävästi. Kuten taulukosta 8 voidaan havaita, niin minkään mallin selitysaste ei yllä yli 10 prosenttiin ilman kontrollimuuttujaa ja ATHEX-indeksin selitysaste tippuu peräti alle 2 prosenttiin. On siis otettava huomioon, että vaikka kontrollimuuttujan ansiosta saadaan maailmantalouden kehityksen vaikutus eliminoitua koron muutoksen vaikutuksesta, niin mallien korkea selitysaste on pitkälti kontrollimuuttujan ansiota.

Taulukko 8 Selitysasteiden muutos ilman kontrollimuuttujaa

Osakeindeksi	Selitysaste kontrolli muuttujalla	Selitysaste ilman kontrolli muuttujaa
OMXH25	0,2881	0,0941
DAX30	0,3385	0,0999
ATHEX composite	0,0543	0,0191

6. Johtopäätökset

Tutkimuksessa tarkasteltiin Euroopan keskuspankin toteuttaman rahapolitiikan vaikutuksia euroalueen talouteen epätavallisen rahapolitiikan aikana ja tutkimuksen päämielenkiinto kohdistui epätavallisen ajan korkopolitiikkaan. Suomen osakekursseihin EKP:n ekspansiivisella rahapolitiikalla on ollut tarkastelujakson aikana nostava vaikutus. Tilastollisen analyysin perusteella yllätyksellinen 0,25 % ohjauksoron lasku on nostanut OMXH25-indeksiä jopa 1,89 %, jota voidaan pitää taloudellisesti merkittävänä. Yllätyksettömällä koronmuutoksella sen sijaan ei ollut tilastollista merkitystä indeksin kehitykseen.

Tutkimuksen tavoitteena oli selvittää myös EKP:n rahapolitiikan vaikutusten alueellisia eroja, minkä vuoksi tilastollinen analyysi suoritettiin myös verrokkimaiden, Saksan ja Kreikan, osakemarkkinoille. EKP:n korkopolitiikan vaikutukset eivät ole ainakaan pörssikehityksen osalta juuri eronneet Suomen ja Saksan välillä. Pientä eroa havaittiin tilastollisen mallin selitysasteessa Saksan hyväksi. Analyysin perusteella EKP:n 0,25 %-yksikön ohjauksoron lasku on nostanut Saksan DAX30-indeksiä 1,91 %, joka eroaa vain 0,02 %-yksikön verran Suomeen nähden. Myös mallien keskivirheet olivat hyvin samaa luokkaa. Suomen ja Saksan tulosten identtisyys on jopa hieman yllättävää, sillä Saksan katsotaan kuuluvan euroalueen ydinmaihin, kun taas Suomi luokitellaan euroalueen reunamaihin.

Kreikan osalta korkopolitiikan vaikutukset poikkeavat jo kohtalaisesti Suomeen ja Saksaan verrattuna. Tulosten perusteella EKP:n ohjauksorkojen muutos ja maailmantalouden kehitys selittävät huomattavasti pienemmän osan Kreikan osakekurssien heilahteluista. Tulokset osoittavat 0,25 % ohjauksoron laskun nostavan Kreikan ATHEX composite -indeksiä 1,65 %, joka sekin on taloudellisesti merkittävä, vaikkakaan koron muutoksen vaikutus ei ole niin voimakas kuin Suomen ja Saksan osakemarkkinoilla. Kreikan osalta on huomioitava, että korkopolitiikan ulkopuoliset epätavallisen rahapolitiikan toimet lienevät vaikuttaneen hyvin voimakkaastikin Kreikan talouteen, mikä on voinut vähentää korkopolitiikan selittämää osuutta kurssiheilahtelusta. Erityisesti tarkastelujakson alkupuolella Kreikka oli massiivisten elvyttävien toimien kohteena.

Kootusti voidaan todeta, että EKP:n korkopolitiikan vaikutuksilla on alueellisia eroja, mutta erot eivät ainakaan tällä otoksella jakaudu selkeästi reuna- ja ydinmaiden välillä. Tulosten perusteella voidaan todeta euroalueen osakemarkkinoiden olevan informaation suhteen hyvin tehokkaat, sillä kaikkien kolmen osamarkkinan kohdalla havaittiin tilastollisesti merkityksellinen negatiivinen riippuvuussuhde yllätyksellisen koron muutoksen ja osakeindeksikehityksen välille. Myös yllätyksettömän koron muutoksen tilastollinen merkitsemättömyys puoltaa näkemystä markkinoiden tehokkuudesta.

Kaikkien kolmen analyysin kohteena olleen markkinan kohdalla osakekurssit reagoivat negatiivisesti EKP:n korkomuutoksiin. Negatiivisen riippuvuuden ohjauskoron ja osakekurssien välillä ovat havainneet myös lukuisat tutkijat, kuten Rigobon & Sack (2004), Bernanke & Kuttner (2005), Chulia et al. (2009) sekä Hussain (2011). Näin ollen tutkimuksen tulokset eivät juuri poikkea aiemmasta tutkimuksesta. Tutkimuksessa EKP:n ohjauskoron vaikutuksen voimakkuus osakekursseihin on lisäksi hyvin samaa luokkaa kuin Bohl et al. (2008) tutkimuksessa, joka myös käsitteli EKP:n korkomuutosten vaikutusta yksittäisten euromaiden osakeindekseihin. Keskeisin poikkeus aiempaan tutkimukseen lienee yllätyksettömän koron muutoksen tilastollinen merkitsemättömyys, mikä ei hypoteesin vastaisesti toteutunut Haitsma et al. (2016) tutkimuksessa, jonka tilastollista mallia tässäkin tutkimuksessa myötäiltiin. Haitsma et al. (2016) tutkimuksessa tilastollinen merkitsevyys yllätyksettömän koron muutoksen ja osakekurssien välille havaittiin aineistossa, joka sijoittui tavanomaisen rahapolitiikan aikaan vuosille 1999–2007. On vaikea löytää tarkkaa syytä sille, miksi yllätyksetön koron muutos on muuttunut tilastollisesti merkitsemättömäksi, mutta mahdollisia selityksiä voisi olla EKP:n viestinnän avoimuuden parantuminen entisestään tai futuurimarkkinoiden tehostuminen.

Epätavallisen rahapolitiikan aikana on toteutettu hyvin massiivisiakin toimia perinteisen korkopolitiikan ulkopuolella, mutta niiden vaikutusta ei tässä tutkimuksessa ole otettu huomioon. Epätavallisen rahapolitiikan ajan kokonaiskuvan saamiseksi olisi hyvä tutkia myös näiden poikkeuksellisten toimien vaikutusta euroalueen talouteen. Tämä olisi tarpeellista etenkin Kreikan osalta, johon näitä toimia on erityisesti kohdistettu. Toinen mielenkiintoinen jatkotutkimuskohde olisi selvittää kuinka epätavallisen rahapolitiikan aika on vaikuttanut euron uskottavuuteen, sillä

poikkeuksellisia toimia on jatkunut jo yli 12 vuoden ajan eivätkä massiiviset elvytystoimet, omaisuuserien osto-ohjelmat tai vuosia kestäneet nollakorot ole nostaneet euroa ahdingosta.

Lähdeluettelo

Aguiar-Conraria, L. & Soares, M J. (2011). Business cycle synchronization and the Euro: a wavelet analysis. *Journal of macroeconomics* 33, 3, 477-489.

Athexgroup (2020). Indices – Composite index. [verkkodokumentti]. [Viitattu 26.11.2020].
Saataavilla: <https://www.athexgroup.gr/indices>

Ayuso, J. & Repullo, R. (2003). A model of the open market operations of the European Central Bank. *The Economic journal* 113, 490, 883-902.

Beaupain, R & Durre, A. (2016). Excess liquidity and the money market in the euro area. *Journal of macroeconomics* 47, 33-44.

Bernanke, B. & Kuttner, K. (2005). What explains the stock market's reaction to federal reserve policy? *The Journal of finance* 60, 3, 1221-1257.

Bernoth, K. & Von Hagen, J. (2004) The euribor futures markets: efficiency and the impact of ECB Policy Announcements. *International finance* 7, 1, 1-24.

Bohl, M., Siklos, P., Sondermann, D. (2008) European stock markets and the ECB's monetary policy surprises. *International finance* 11, 2, 117-130.

Bredin, D., Hyde, S., Nitzsche, D. & O'Reilly, G. (2009). European monetary policy surprises: the aggregate and sectoral stock market response. *International journal of finance and economics*. 14, 2, 156-171.

Chuliá H., M. Martens, D. van Dijk (2009) Asymmetric effects of federal funds target rate changes on S&P100 stock returns, volatilities and correlations. *Journal of banking & finance*. 34, 4, 756-769.

Corsetti, G., Eichengreen, B., Hale, G. & Tallman, E. (2020). The euro crisis in the mirror of the EMS: how tying odysseus to the mast avoided the sirens but led him to charybdis. *Open economics review* 31, 2, 219-236.

Eser, F. & Schwaab, B. (2016). Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures: empirical evidence from the ECB's securities markets programme. *Journal of financial economics* 119, 1, 147-167.

Euroopan keskuspankki (2011). EKP:n rahapolitiikka, painos 3.

European Central Bank, 2020a. ECB, ESCB and the Eurosystem. [verkkodokumentti]. [Viitattu 5.11.2020]. Saataavilla: <https://www.ecb.europa.eu/ecb/orga/escb/html/index.en.html>

- European Central Bank, 2020b. Independence. [verkkodokumentti]. [Viitattu 5.11.2020]. Saatavilla: <https://www.ecb.europa.eu/ecb/orga/independence/html/index.en.html>
- European Central Bank, 2020c. Governing council. [verkkodokumentti]. [Viitattu 5.11.2020]. Saatavilla: <https://www.ecb.europa.eu/ecb/orga/decisions/govc/html/index.en.html>
- European Central Bank, 2020d. Monetary policy. [verkkodokumentti]. [Viitattu 5.11.2020]. Saatavilla: <https://www.ecb.europa.eu/ecb/tasks/monpol/html/index.en.html>
- European Central Bank, 2020e. Governing council decisions. [verkkodokumentti]. [Viitattu 5.11.2020]. Saatavilla: <https://www.ecb.europa.eu/mopo/decisions/html/index.en.html>
- European Central Bank, 2020f. Official Interest Rates. [verkkodokumentti]. [Viitattu 25.11.2020]. Saatavilla: <https://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691107>
- European Central Bank, 2020g. Monetary policy decisions. [verkkodokumentti]. [Viitattu 25.11.2020]. Saatavilla: <https://www.ecb.europa.eu/press/govcdec/mopo/html/index.en.html>
- Eurostat 2020a. [Verkkodokumentti]. [Viitattu 13.11.2020]. Saatavilla: <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/9984123/2-19072019-AP-EN.pdf/437bbb45-7db5-4841-b104-296a0dfc2f1c>
- Eurostat 2020b. [Verkkodokumentti]. [Viitattu 8.10.2020]. Saatavilla: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tps00203/default/table?lang=en>
- Fama, E. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The journal of finance* 25, 2, 383.
- Fiordelisi, F., Galloppo, G. & Ricci, O. (2014). The effect of monetary policy interventions on interbank markets, equity indices and G-SIFIs during financial crisis. *Journal of Financial Stability*. 11 (2014), 49-61.
- Frost, J. (2021). Heteroscedasticity in regression analysis. [Verkkodokumentti]. [Viitattu 17.2.2021]. Saatavilla: <https://statisticsbyjim.com/regression/heteroscedasticity-regression/>
- Haitsma, R., Unalmis, D. & de Haan, J. (2016). The impact of the ECB's conventional and unconventional monetary policies on stock markets. *Journal of macroeconomics* 48, 101-116
- Hussain, S. (2011). Simultaneous monetary policy announcements and international stock markets response: an intraday analysis. *Journal of banking and finance*. 35, 3, 752-764.
- Investopedia (2020). Trading eurodollar futures. [Verkkodokumentti]. [Viitattu 26.11.2020]. Saatavilla: <https://www.investopedia.com/articles/active-trading/012214/introduction-trading-eurodollar-futures.asp>

Issing, O. (2014). Communication and transparency – The example of the ECB. *Journal of economic dynamics & control* 49, 70-73.

Jensen (1978). Some anomalous evidence regarding market efficiency. *The Journal of financial economics* 6, 95-101.

Kontonikas, A., MacDonald, R. & Saggiu, A. (2013) Stock market reaction to fed funds rate surprises: state dependence and the financial crisis. *Journal of banking & finance*. 33, 11, 4025-4037.

Krueger & Kuttner (1995). The Fed funds futures rate as predictor of Federal reserve policy. Federal reserve bank of Chicago, Working paper series 4.

Kuttner, K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the Fed funds futures market. *Journal of monetary economics* 47, 3, 523-544.

Lekovic, M. (2018). Evidence for and against the validity of efficient market hypothesis. *Economic themes* 56, 3, 369-387.

MacKinley, C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of economic literature* 35, 1, 13-39.

Marketwatch 2020. [Verkkodokumentti]. [Viitattu 8.10.2020]. Saatavilla: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tps00203/default/table?lang=en>

Meegan, A., Corbet, S. & Larkin, C. (2018). Financial market spillovers during the quantitative easing programmes of the global financial crisis (2007–2009) and the European debt crisis. *The Journal of international financial markets, institutions and money* 56, 128-148.

Pearce, D. & Roley, V. (1984) Stock prices and economic news. *National bureau of economic research*. Working paper series 1296.

Pikkarainen, P. (2010). Keskuspankkien likviditeettioperaatiot rahoitusmarkkina- ja talouskriisin aikana: havaintoja, pohdintoja ja kysymyksiä. *Kansantalouden aikakauskirja* 106, 385-402.

Rigobon, R. & Sack, B. (2004) The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of monetary economics*. 51, 8, 1553-1575.

Sheldon, R. (2017). Introductory statistics. Academic press.

Statista (2020). [Verkkolähde]. [Viitattu 13.11.2020]. Saatavilla: <https://www.statista.com/statistics/685925/gdp-of-european-countries/>

Suomen pankki (2020). Talous- ja rahaliitto EMU. [verkkodokumentti]. [Viitattu 5.11.2020] Saatavilla: <https://www.suomenpankki.fi/fi/suomen-pankki/eurojarjestelma-ja-ekpj/talous--ja-rahaliitto-emu/>

Suomen pankki (2021) Rahapoliittiset osto-ohjelmat. [verkkodokumentti]. [Viitattu 19.2.2021] Saatavilla: <https://www.suomenpankki.fi/fi/rahopoliitikka/rahopoliitikan-toimeenpano/rahopoliittiset-osto-ohjelmat/>

The methodology center (2021). AIC vs. BIC. [Verkkodokumentti]. [Viitattu 18.2.2021]. Saatavilla: <https://www.methodology.psu.edu/resources/AIC-vs-BIC/>

Thiele, A. (2018). Independence of EBC: justification, limitations and possible threats. *Journal of self-governance and management economics* 6, 1, 98-121.

UFC (2020). Treidaus DAX-indexillä. [verkkodokumentti]. [Viitattu 26.11.2020] Saatavilla: <https://www.ufx.com/fi-fi/omaisuuseraet/indeksit/dax/>

Unalmis, D. & Unalmis, I. (2015) The effects of conventional and unconventional monetary policy surprises on asset markets in the United States. MPRA Paper 62585.

Valiante, D. (2016). The 'Visible Hand' of the ECB's first quantitative easing. *International economic and economic policy* 14, 4, 601-624.

Xin, Y & Xiao Gang, S. (2009). Linear regression analysis: theory and computing. Singapore. World Scientific Publishing.

Liitteet

Liite 1 OMXH regressiomallit

Alkuperäinen

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	2,925
Model	.154696547	3	.051565516	F(3, 2921)	=	394.13
Residual	.382170295	2,921	.000130835	Prob > F	=	0.0000
Total	.536866843	2,924	.000183607	R-squared	=	0.2881
				Adj R-squared	=	0.2874
				Root MSE	=	.01144

OMXH_ln_gr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
R_u	-.0747311	.0100509	-7.44	0.000	-.0944387	-.0550236
R_e	.009526	.0083262	1.14	0.253	-.0067997	.0258518
World_gr	.6068588	.0215056	28.22	0.000	.5646912	.6490265
_cons	-.6066941	.0215174	-28.20	0.000	-.6488849	-.5645032

Regressiomalli Newey-West keksivirheillä

Regression with Newey-West standard errors
 maximum lag: 1

Number of obs = 2,925
 F(3, 2921) = 135.71
 Prob > F = 0.0000

OMXH_ln_gr	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
R_u	-.0747311	.0128719	-5.81	0.000	-.0999701	-.0494922
R_e	.009526	.0097877	0.97	0.331	-.0096655	.0287175
World_gr	.6068588	.0362377	16.75	0.000	.5358049	.6779128
_cons	-.6066941	.0362425	-16.74	0.000	-.6777575	-.5356306

Liite 2 DAX regressiomallit

Alkuperäinen

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	2,925
Model	.171073269	3	.057024423	F(3, 2921)	=	498.23
Residual	.334319008	2,921	.000114454	Prob > F	=	0.0000
Total	.505392277	2,924	.000172843	R-squared	=	0.3385
				Adj R-squared	=	0.3378
				Root MSE	=	.0107

DAX_ln_gr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
R_u	-.0757099	.0094006	-8.05	0.000	-.0941424	-.0572773
R_e	.007369	.0077875	0.95	0.344	-.0079005	.0226386
World_gr	.6528946	.0201142	32.46	0.000	.6134551	.6923341
_cons	-.6527273	.0201253	-32.43	0.000	-.6921884	-.6132661

Regressiomalli Newey-West keskivirheillä

Regression with Newey-West standard errors
 maximum lag: 1

Number of obs = 2,925
 F(3, 2921) = 174.53
 Prob > F = 0.0000

DAX_ln_gr	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
R_u	-.0757099	.0110634	-6.84	0.000	-.0974028	-.0540169
R_e	.007369	.0072011	1.02	0.306	-.0067507	.0214887
World_gr	.6528946	.0337743	19.33	0.000	.5866707	.7191184
_cons	-.6527273	.0337809	-19.32	0.000	-.7189641	-.5864905

Liite 3 ATHEX regressiomallit

Alkuperäinen

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	2,925
Model	.066578295	3	.022192765	F(3, 2921)	=	55.87
Residual	1.16020648	2,921	.000397195	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0543
				Adj R-squared	=	0.0533
Total	1.22678478	2,924	.000419557	Root MSE	=	.01993

ATHEX_ln_gr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
R_u	-.0654819	.0175123	-3.74	0.000	-.0998197	-.0311441
R_e	-.0071516	.0145072	-0.49	0.622	-.0355971	.0212939
World_gr	.3904836	.0374706	10.42	0.000	.3170122	.4639551
_cons	-.3909266	.0374912	-10.43	0.000	-.4644384	-.3174148

Regressiomalli Newey-West keskivirheillä

Regression with Newey-West standard errors
 maximum lag: 1

Number of obs = 2,925
 F(3, 2921) = 32.54
 Prob > F = 0.0000

ATHEX_ln_gr	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
R_u	-.0654819	.0175638	-3.73	0.000	-.0999207	-.0310431
R_e	-.0071516	.0134491	-0.53	0.595	-.0335222	.019219
World_gr	.3904836	.047416	8.24	0.000	.2975114	.4834559
_cons	-.3909266	.0474722	-8.23	0.000	-.484009	-.2978443

Liite 4 Yllätyksellisen koron muutoksen vaikutus OMXH-indeksiin

$$\ln(R) = -0.0747311 r_u \quad \Leftrightarrow \quad R = (e^{-0.0747311 r_u}) - 1$$

Jos korko laskee yllätyksellisesti 0,25 % niin

$$r_u = -0,25 \text{ niin } R = 0,018858389994494518 \approx 1,89 \%$$

Liite 5 Yllätyksellisen koron muutoksen vaikutus DAX-indeksiin

$$\ln(R) = -0,0757099 r_u \quad \Leftrightarrow \quad R = (e^{-0,0757099 r_u}) - 1$$

Jos korko laskee yllätyksellisesti 0,25 % niin

$$r_u = -0,25 \text{ niin } R = 0,019107735148661487 \approx 1,91 \%$$

Liite 6 Yllätyksellisen koron muutoksen vaikutus ATHEX-indeksiin

$$\ln(R) = -0,0654819 r_u \quad \Leftrightarrow \quad R = (e^{-0,0654819 r_u}) - 1$$

Jos korko laskee yllätyksellisesti 0,25 % niin

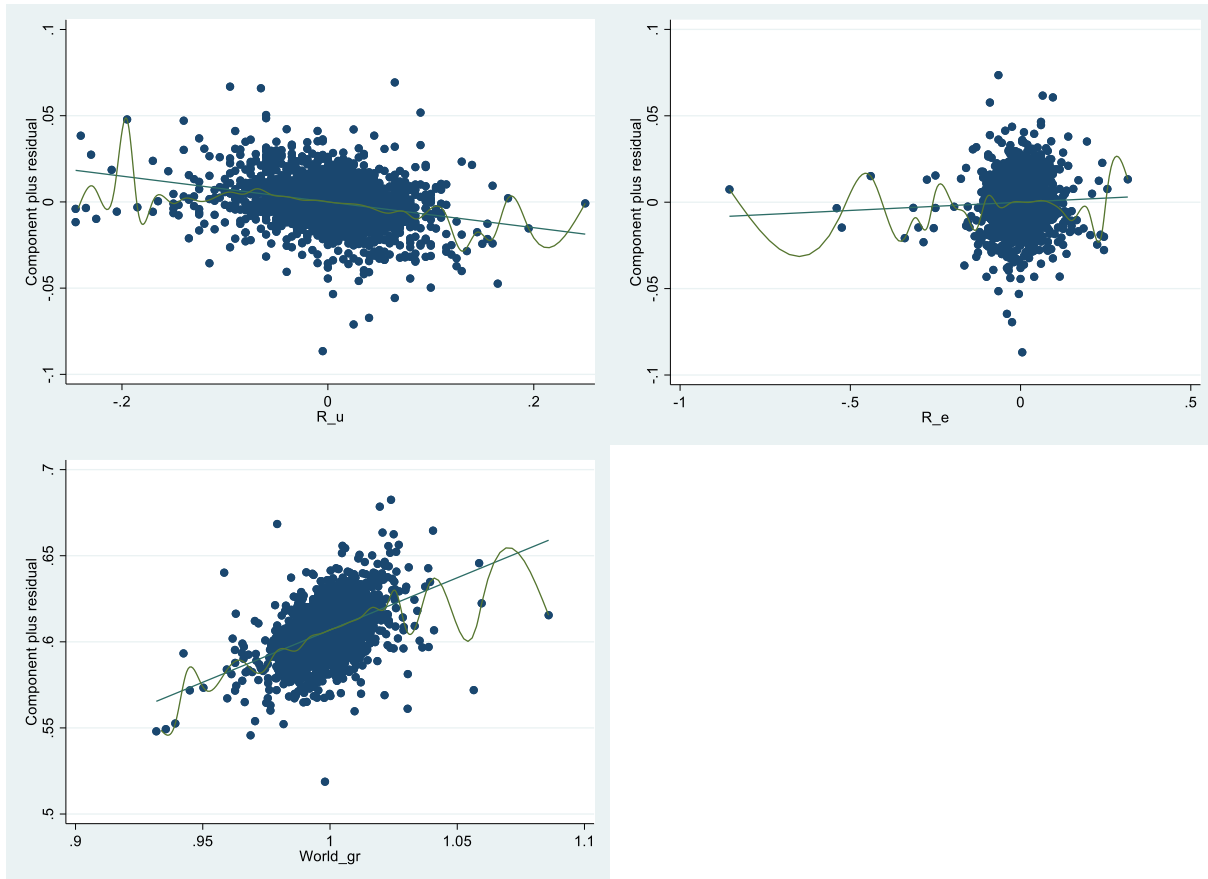
$$r_u = -0,25 \text{ niin } R = 0,016505205422140623 \approx 1,65 \%$$

Liite 7 OMXH: selittäjämuuttujien residuaalien sirontakuviot

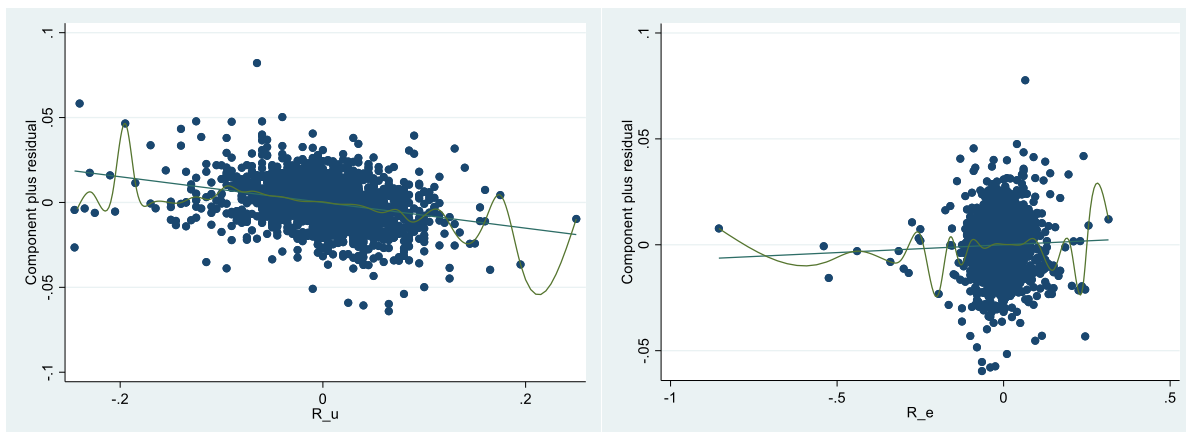
R_u = yllätyksellinen korko (unexpected)

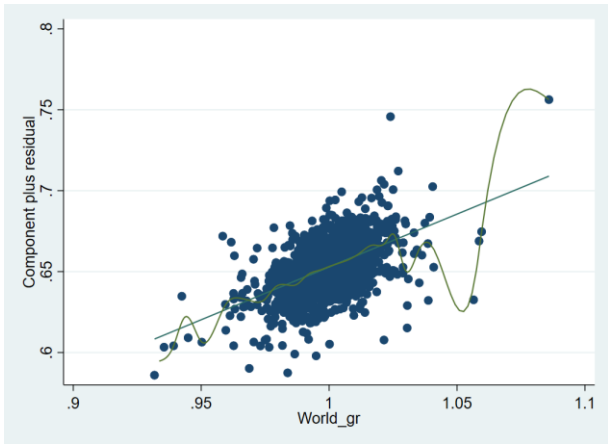
R_e = yllätyksetön korko (Expected)

World_gr = maailmantalouden kasvu (growth)

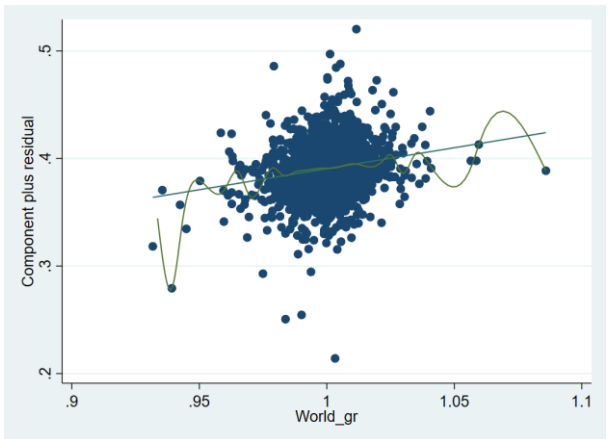
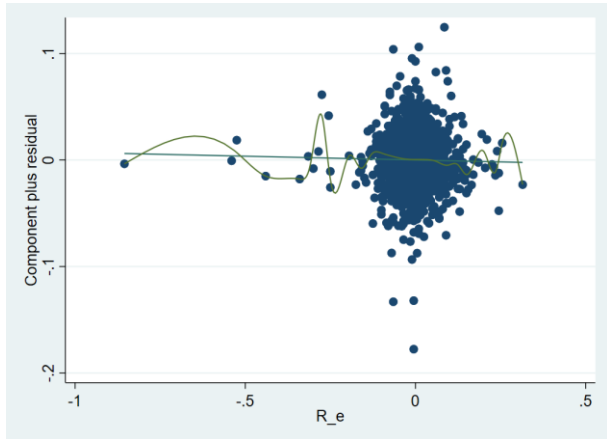
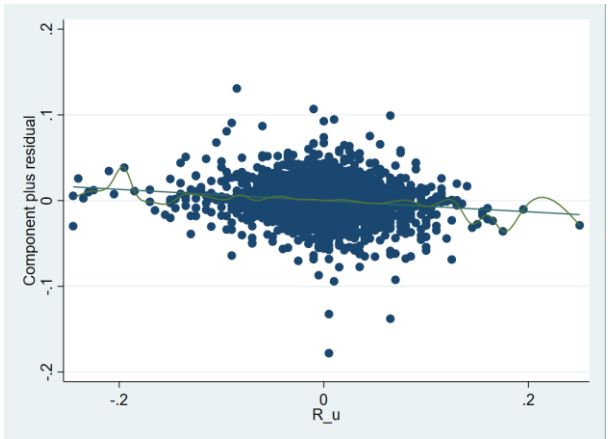


Liite 8 DAX: selittäjämuuttujien residuaalien sirontakuviot





Liite 9 ATHEX: selittäjämuuttujien residuaalien sirontakuviot



Liite 10 OMXH: Ramseyn RESET-testi

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of OMXH_ln_gr
Ho: model has no omitted variables
F(3, 2918) = 8.95
Prob > F = 0.0000

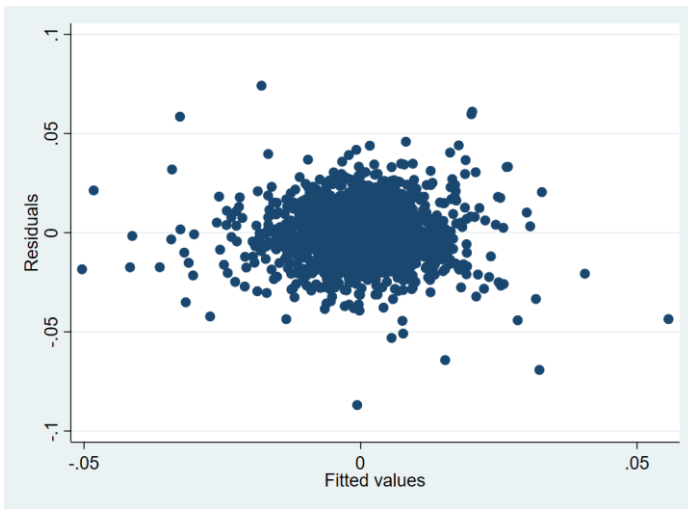
Liite 11 DAX: Ramseyn RESET-testi

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of DAX_ln_gr
Ho: model has no omitted variables
F(3, 2918) = 10.68
Prob > F = 0.0000

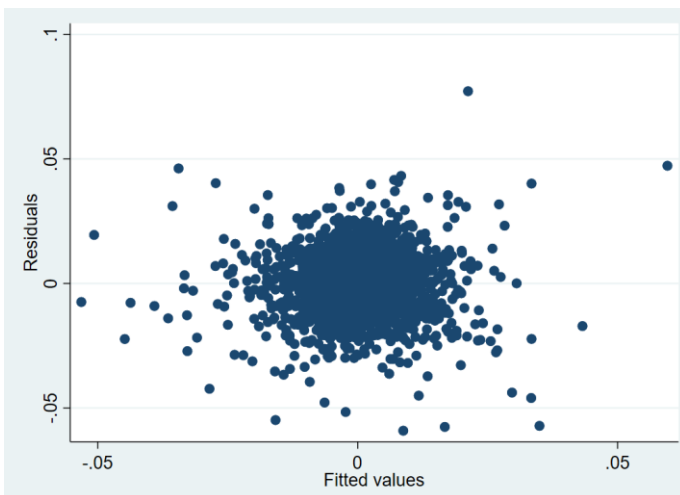
Liite 12 ATHEX: Ramseyn RESET-testi

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ATHEX_ln_gr
Ho: model has no omitted variables
F(3, 2918) = 2.40
Prob > F = 0.0660

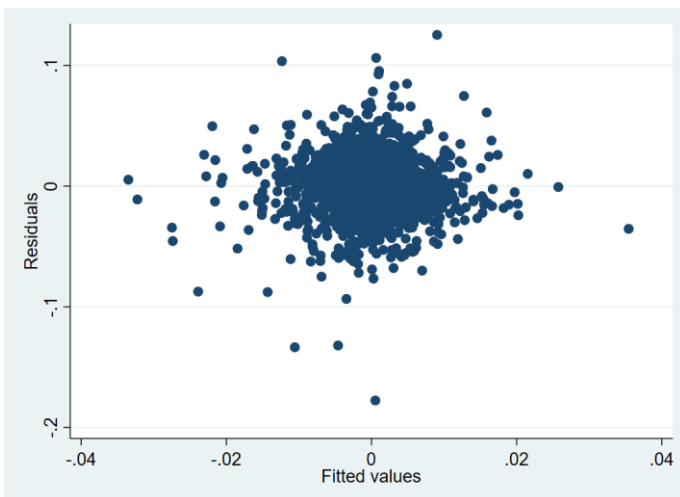
Liite 13 OMXH: residuaalien sirontakuvio



Liite 14 DAX: residuaalien sirontakuvio



Liite 15 ATHEX: residuaalien sirontakuvio



Liite 16 OMXH: Whiten ja Breusch-Pagan homoskedastisuustestit

White's test for H_0 : homoskedasticity
against H_a : unrestricted heteroskedasticity

chi2(9) = 240.98
Prob > chi2 = 0.0000

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	240.98	9	0.0000
Skewness	15.14	3	0.0017
Kurtosis	10.70	1	0.0011
Total	266.82	13	0.0000

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H_0 : Constant variance

Variables: fitted values of OMXH_ln_gr

chi2(1) = 31.65
Prob > chi2 = 0.0000

Liite 17 DAX: Whiten ja Breusch-Pagan homoskedastisuustestit

White's test for H_0 : homoskedasticity
against H_a : unrestricted heteroskedasticity

chi2(9) = 365.85
Prob > chi2 = 0.0000

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	365.85	9	0.0000
Skewness	9.41	3	0.0243
Kurtosis	13.81	1	0.0002
Total	389.07	13	0.0000

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H_0 : Constant variance
Variables: fitted values of DAX_ln_gr

chi2(1) = 43.89
Prob > chi2 = 0.0000

Liite 18 ATHEX: Whiten ja Breusch-Pagan homoskedastisuustestit

White's test for H_0 : homoskedasticity
against H_a : unrestricted heteroskedasticity

chi2(9) = 21.56
Prob > chi2 = 0.0104

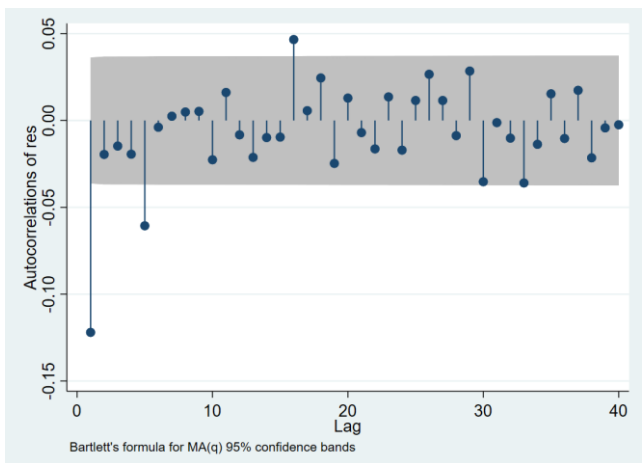
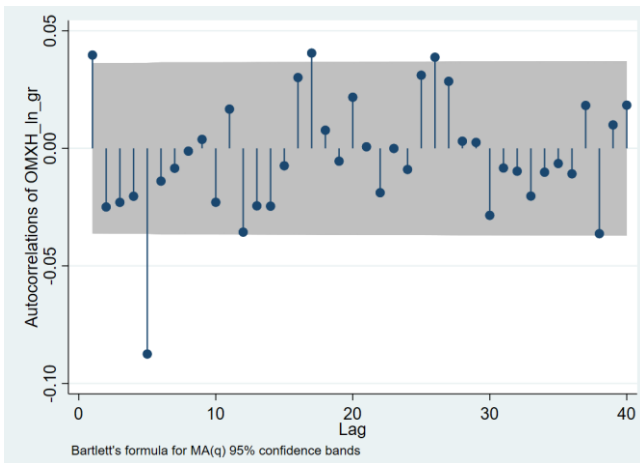
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	21.56	9	0.0104
Skewness	7.61	3	0.0547
Kurtosis	7.13	1	0.0076
Total	36.30	13	0.0005

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 H_0 : Constant variance
Variables: fitted values of ATHEX_ln_gr

chi2(1) = 14.28
Prob > chi2 = 0.0002

Liite 19 OMXH: Korrelogrammit ja Breusch-Godfrey autokorrelaatiotesti

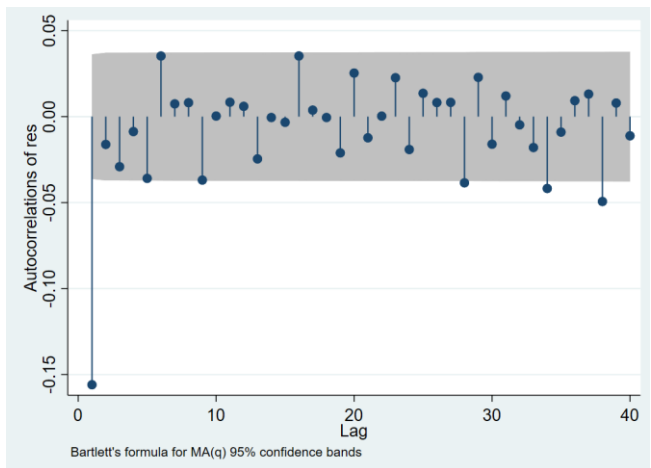
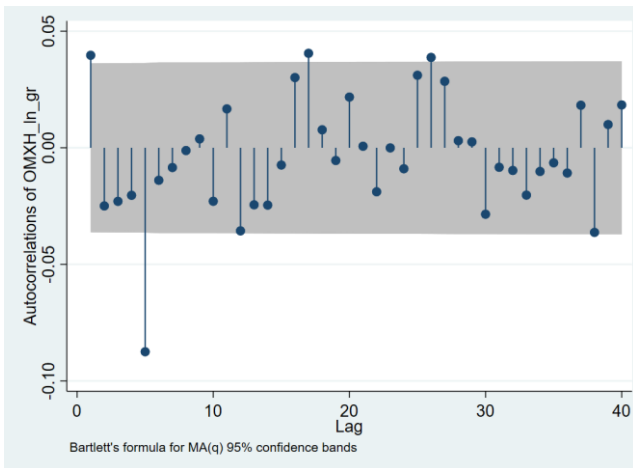


Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	45.848	1	0.0000

H0: no serial correlation

Liite 20 DAX: Korrelogrammit ja Breusch-Godfrey autokorrelaatiotesti

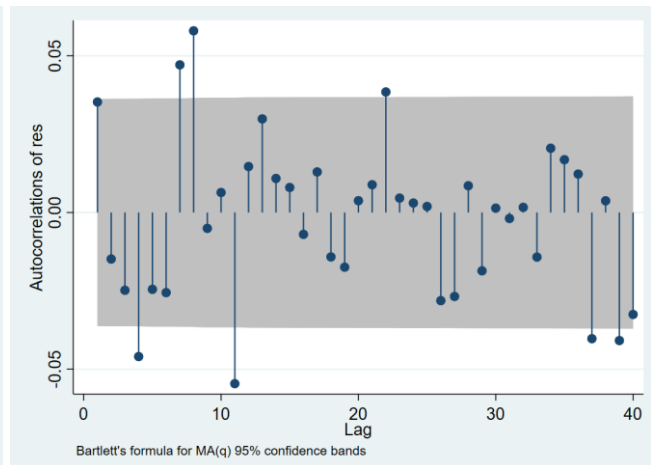
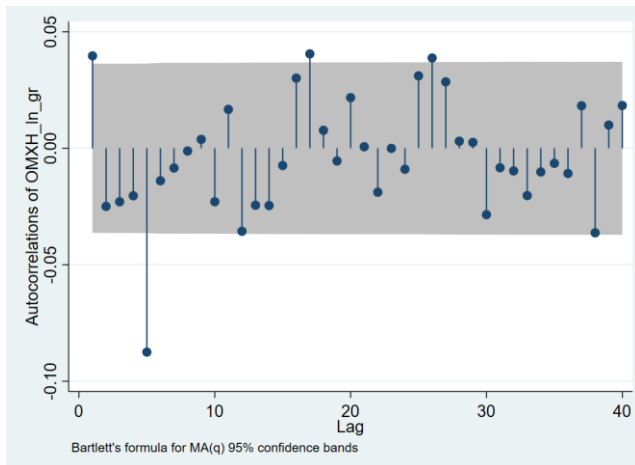


Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	73.733	1	0.0000

H_0 : no serial correlation

Liite 21 ATHEX: Korrelogrammi ja Breusch-Godfrey autokorrelaatiotesti



Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	3.724	1	0.0536

H_0 : no serial correlation

Liite 22 Newey-West-testin viivemuuttujan valinta

Selection-order criteria

Sample: 11 - 2925

Number of obs = 2915

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	26057.9				3.5e-12	-17.8764	-17.8742	-17.8703
1	26113.6	111.52	9	0.000	3.3e-12	-17.9085	-17.8996*	-17.8839*
2	26122	16.743	9	0.053	3.4e-12	-17.9081	-17.8925	-17.865
3	26131.5	18.942	9	0.026	3.4e-12	-17.9084	-17.8862	-17.8469
4	26141.3	19.605	9	0.021	3.3e-12	-17.9089	-17.8801	-17.829
5	26154.6	26.656	9	0.002	3.3e-12	-17.9119	-17.8764	-17.8135
6	26164.2	19.21	9	0.023	3.3e-12	-17.9123	-17.8702	-17.7954
7	26173.6	18.824*	9	0.027	3.3e-12*	-17.9126*	-17.8638	-17.7773
8	26177.4	7.5725	9	0.578	3.3e-12	-17.909	-17.8536	-17.7552
9	26184.2	13.637	9	0.136	3.4e-12	-17.9075	-17.8455	-17.7353
10	26189.5	10.613	9	0.303	3.4e-12	-17.905	-17.8363	-17.7143

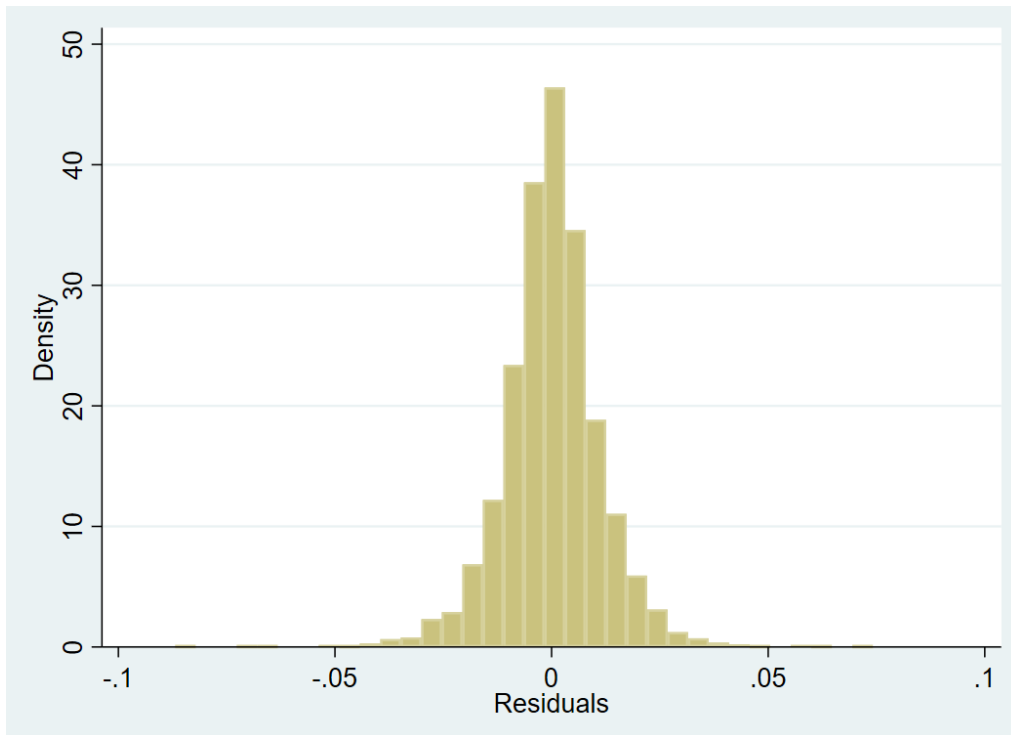
Endogenous: OMXH_ln_gr DAX_ln_gr ATHEX_ln_gr

Exogenous: _cons

Liite 23 VIF-testi

Variable	VIF	1/VIF
R_u	3.79	0.263747
R_e	3.77	0.264945
World_gr	1.01	0.986824
Mean VIF	2.86	

Liite 24 OMXH: residuaalihistogrammi ja Shapiro-Wilk-testi

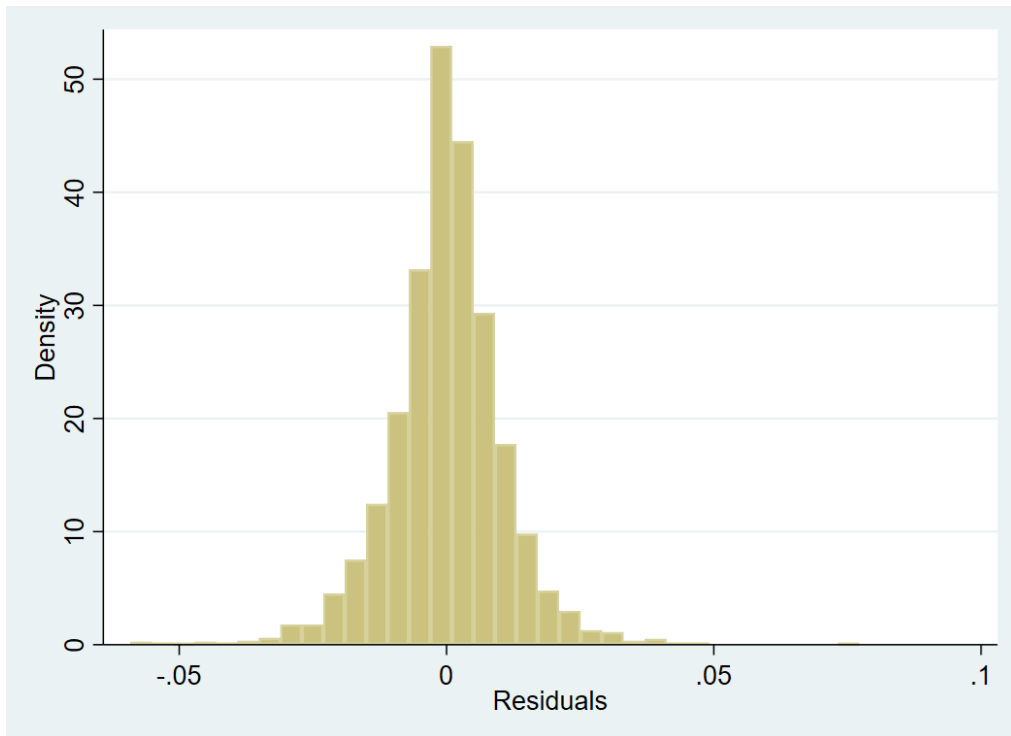


Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res	2,925	0.95989	67.154	10.847	0.00000

Note: The normal approximation to the sampling distribution of W' is valid for $4 \leq n \leq 2000$.

Liite 25 DAX: residuaalihistogrammi ja Shapiro-Wilk-testi

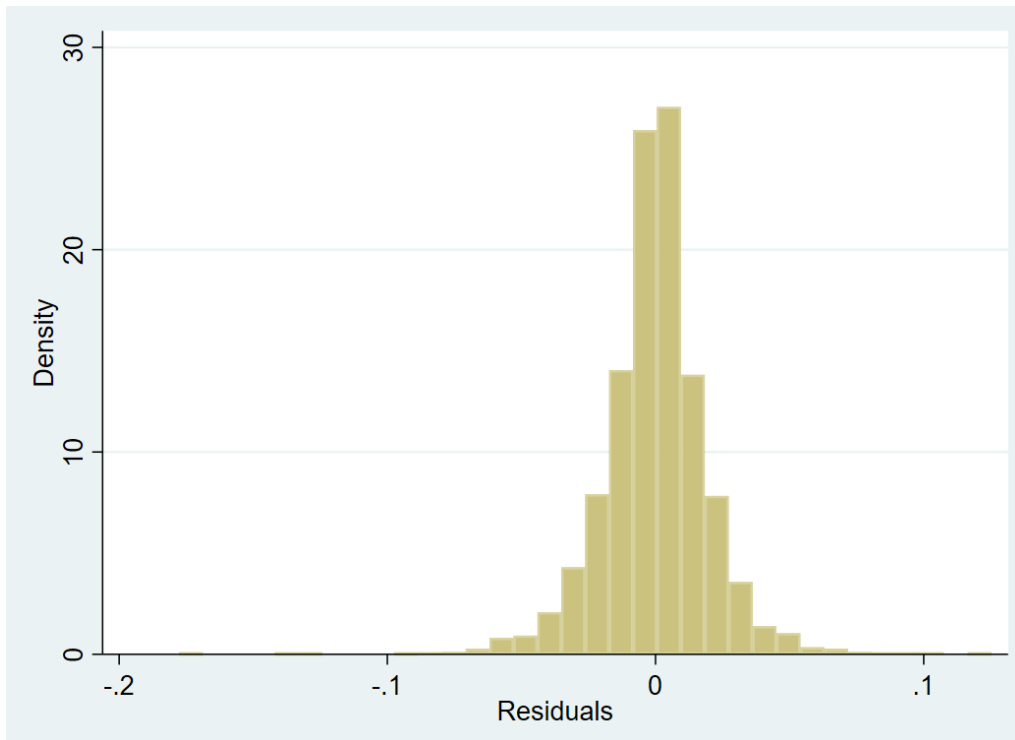


Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res	2,925	0.96057	66.025	10.803	0.00000

Note: The normal approximation to the sampling distribution of W' is valid for $4 \leq n \leq 2000$.

Liite 26 ATHEX: residuaalihistogrammi ja Shapiro-Wilk-testi

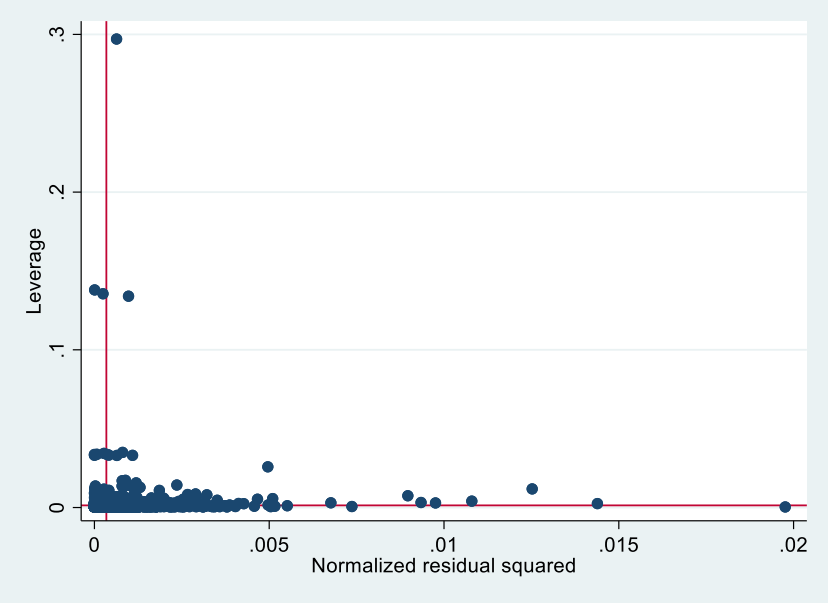


Shapiro-Wilk W test for normal data

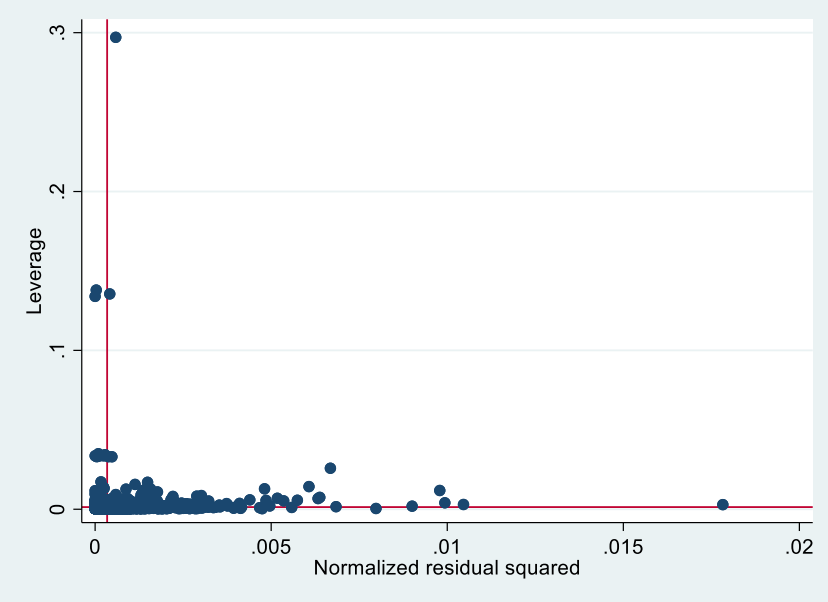
Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res	2,925	0.94391	93.910	11.711	0.00000

Note: The normal approximation to the sampling distribution of W' is valid for $4 \leq n \leq 2000$.

Liite 27 OMXH: Havaintodiagnostiikka



Liite 28 DAX: Havaintodiagnostiikka



Liite 29 ATHEX: Havaintodiagnostiikka

