

**UKRAINAN KRIISI JA OSAKEMARKKINAT IVY-MAIDEN
VENÄJÄ-RIIPPUVUUDEN KUVAAJANA**

**Jyväskylän yliopisto
Kauppakorkeakoulu**

Pro gradu -tutkielma

2016



**Tekijä: Lauri Mattelmäki
Oppiaine: Taloustiede
Ohjaaja: Kari Heimonen**

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

Tekijä Lauri Mattelmäki	
Työn nimi Ukrainan kriisi ja osakemarkkinat IVY-maiden Venäjä-riippuvuuden kuvaajana	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu
Aika Lokakuu 2016	Sivumäärä
<p>Tiivistelmä – Abstract</p> <p>Tämän Pro Gradu –tutkielman tarkoituksena on selvittää vuonna 2014 alkaneen Ukrainan kriisin vaikutusta Kazakstanin, Ukrainan, Kirgisian ja Georgian osakemarkkinaindeksien korrelaatioihin sekä arvioida kyseisten maiden osakemarkkinoiden integroituneisuutta Venäjän osakemarkkinoihin vuodesta 2007 vuoteen 2015 asti. Tutkin myös Venäjälle asetettujen pakotteiden vaikutusta maaparittaisiin ehdollisiin korrelaatioihin. Vastaavanlainen vertailu tehdään myös suhteessa kolmeen globaaliin osakemarkkinaindeksiin tulosten vertaamisen mahdollistamiseksi. Saatujen tulosten perusteella on tarkoitus myös arvioida maiden jäsenyyttä Venäjä-vetoisessa Euraasian unionissa. Tutkimus myös päivittää aikaisempia Venäjän ja muiden IVY-maiden rahoitusmarkkinoita ja niiden kesinäisiä riippuvuuksia käsitteleviä tutkimuksia. Tutkimuksen analyysimenetelminä on käytetty kolmea erillistä ehdollisen korrelaation mallia, joiden mukaan vielä meneillään oleva konflikti ei ole aiheuttanut aikaisempiin talouskriiseihin verrattavia voimakkaita korrelaatioiden regiimimuutoksia. Tulosten mukaan Ukraina ja Kazakstan ovat tarkastelumaista ainoita Venäjän osakemarkkinoille integroituneita maita, joskin korrelaation tila ei ole kovinkaan voimakas. Tästä syystä kyseisten maiden osalta löydettiin osittaisia viitteitä Euraasian talousunionin jäsenyyden puolesta.</p>	
<p>Asiasanat</p> <p>Dynaaminen ehdollinen korrelaatio, GARCH-malli, Ukrainan kriisi, Venäjä, yhteisliike, Eurasian talousunioni</p>	
<p>Säilytyspaikka</p> <p>Jyväskylän yliopiston kauppakorkeakoulu</p>	

SISÄLTÖ

1	JOHDANTO.....	3
2	RAHOITUSMARKKINOIDEN RIIPPUVUUSSUHTEITA JA MARKKINÄEPÄVARMUUKSIA KÄSITTELEVÄ EMPIIRINEN KIRJALLISUUS.....	9
2.1	Osakemarkkinoiden integraatio	9
2.2	Poliittinen epävarmuus.....	17
3	EURAASIAN UNIONI.....	20
3.1	IVY-maiden ensimmäiset askeleet kohti integraatiota	20
3.2	Integraation syveneminen: tulliliitosta Euraasian unioniin.....	21
3.3	Analyysi tulliliitosta.....	23
4	VENÄJÄN JA KOHDEMAIDEN RAHOITUSMARKKINAT SEKÄ MAKROTALOUS.....	26
4.1	Venäjä	27
4.2	Kazakstan.....	31
4.3	Ukraina.....	34
4.4	Kirgisia.....	38
4.5	Georgia.....	42
5	TUTKIMUSMENETELMÄT	46
5.1	Yhden muuttujan GARCH-mallit.....	47
5.2	Monimuuttuja GARCH-mallit.....	50
5.3	Lineaarinen regressio	57
6	AINEISTON KUVAUS	61
7	UKRAINAN KRIISIN VAIKUTUS OSAKEMARKKINAINDEKSIEN RIIPPUVUUTEEN	66
7.1	Regressiokertoimet	66
7.2	Varianssin kehittyminen	83
7.3	Dynaaminen ehdollinen korrelaatio maiden tuottosarjojen välillä	87

7.4	Talouspakotteiden vaikutus	94
8	JOHTOPÄÄTÖKSET	102
	LÄHTEET	107
	LIITTEET	116
	Liite 1	116

1 JOHDANTO

Neuvostoliiton romahtaminen ja sosialistisen järjestelmän kaatuminen olivat Rautavan ja Sutelan (2000, 9) mukaan ”1900-luvun lopun merkittävin tapaus Euroopassa”, mihin johdaneessa tapahtumien ketjussa ei ollut kyse enää sosialismin uudistamisesta, vaan siirtymisestä kohti demokratiaa ja markkinataloutta. Ennen tätä romahdusta kansainvälisen poliittisen järjestyksen katsottiin yleisesti olleen muodostuneen kahden suurvallan, Amerikan Yhdysvaltojen ja Neuvostoliiton muodostamien liittokuntien ympärille. Neuvostoliitolla oli kansainvälisessä järjestelmässä merkittävä rooli, ja sen kontrolli lähimpien liittolaistensa ylitse oli erittäin merkityksellinen. Tämän lisäksi monet nyt itsenäiset valtiot olivat osana Neuvostoliittoa itseään. Neuvostoliitto oli myös valmis käyttämään sotilaallista mahtiaan dominanssinsa varmistamiseksi, erityisesti lähialueillaan.

Entisen Neuvostoliiton alue käsittää nykyisin monia valtioita, jotka eroavat toisistaan niin poliittisten järjestelmien, talouden rakenteiden, kulttuurin, etnisyyden kuin ilmastokin suhteen. Oikeastaan on nykyään hyvin vaikea löytää kovinkaan montaa yhdistävää tekijää maiden välillä. Yksi selvä ominaispiirre maiden välillä on kuitenkin havaittavissa, kun tarkastellaan alueen tapahtumia sitten 1990-luvun alun jälkeen näihin päiviin asti; maat lukeutuvat Venäjän etupiiriin ja ovat vieläkin osittain riipuvaisia vanhasta emämaastaan. Tästä syystä ne ovat myös alttiita Venäjällä tapahtuville muutoksille. Venäjän vaikutus kyseisiin maihin tuntuu myös taloudellisesti, sillä se on merkittävä kauppakumppani ja investoija, johtuen maantieteellisestä läheisyydestä ja historiallisista tekijöistä. Venäjä on säilyttänyt taloudellisen ja poliittisen johtoaseman Itä-Euroopassa ja Keski-Aasiassa, ja maan pörssi on alueen suurin. (Lucey & Voronkova 2008, 1304.)

Vladimir Putinin presidenttikaudesta lähtien Venäjän kansainvälinen rooli on 1990-luvun alemmuuden kauden jälkeen alkanut kasvaa jälleen merkittävämmäksi. Osana tätä kehitystä voidaan pitää sitä, että 2000-luvun alkupuolelta lähtien Venäjä on ollut perustamassa useita alueellisia integraatiohankkeita, joihin ei ole kuulunut länsimaita. Ehkä merkittävämpänä hankkeena voi pitää vuonna 2000 perustettua Euraasian talousyhteisöä, joka muotoutui vuoden 2015 alusta lähtien Euraasian talousunioniksi (EAEU). Venäjän integraatiohankkeista ei ole oltu kovinkaan kiinnostuneita taloustieteilijöiden parissa, sillä niistä useimmat eivät sisältäneet todellisia taloudellisia integraatiopyrkimyksiä. Euraasian talousunionin luomisessa lähtökohta on ollut kuitenkin toinen, ainakin paperilla, sillä talou-

dellinen yhdentymisen on unionin keskiössä. Euraasian talousunioni voi täten muodostua yhdeksi alueen menestyneimmäksi integraatiohankkeeksi sitten Neuvostoliiton hajoamisen tai jäädä keinotekoiseksi hankkeeksi, joka vähitellen kuihtuu kokoon aikaisempien hankkeiden tavoin.

Rahoitusmarkkinoiden yhteisliikkeitä kehittyneiden ja kehittyvien maiden välillä on laajasti tutkittu viimeisten kahdenkymmenen vuoden aikana, sillä uudet avautuneet maat ovat tarjonneet sijoittajille mahdollisuuden hyötyä kehittyvien maiden talouskasvusta sekä tarjota suojaa sijoitusportfolion laajemman hajauttamisen kautta. Rahoitusmarkkinoiden integraatiota käsittelevissä tutkimuksissa on täten hyvin usein lähestytty aihetta käytännön sovellusten, kuten hajautusstrategioiden, varojen allokaation, riskien hallinnan ja suojauksen kautta (Markowitz 1952; Longin & Solnik 1995; Grubel & Fadner 1971). Tässä tutkimuksessa otan kuitenkin toisen, hieman spekulatiivisemmän lähestymiskulman, sillä yhtenä pyrkimyksenäni on tarkastella Euraasian talousunionin miellekkyyttä rahoitusmarkkinoiden yhteisliikkeiden kautta. Tietääkseni vastaavaa tarkastelua ei ole koskaan aikaisemmin tehty.

Tutkimuksen keskiössä on alueen merkittävin taloudellinen ja poliittinen mahtimaa, Venäjä, joka käy tällä hetkellä omaa kamppailuaan. Hiljattain Yhdysvaltojen ja Euroopan Unionin asettamat pakotteet Venäjälle sen osallisuudesta Ukrainan kriisiin osuivat taloudellisessa mielessä Venäjän kannalta huonoon ajankohtaan. Pakotteet ovat vahingoittaneet ja vähentäneet länsimaiden ja Venäjän välistä kauppaa ja investointeja, mutta suurempi vaikutus on ollut globaalilla öljyn markkinahinnan romahduksella. Esimerkiksi tammikuusta 2014 vuoden 2015 tammikuuhun, rupla menetti arvostaan yli 50 prosenttia suhteessa dollariin samalla, kun dollari-noteeratun Moskovan pörssin RTS-indeksi romahti yli 40 prosenttia. (Szczepanski 2015.) Venäjä on maailman suurin öljyn ja toiseksi suurin kaasun viejä (Dülger ym. 2013, 605). Benedictowin ym. (2013) sekä Sutelan (2012) tutkimustulosten mukaan Venäjä on tullut yhä riippuvammaksi öljytuloistaan kuluvalle vuosikymmenellä, ja on löydetty viitteitä mahdollisesta Hollannin taudin olemassaolosta, missä öljyn vienti on syrjäyttänyt muuta tuontatua ja vientiä.

Ukrainan kriisi, joka eskaloitui keväällä 2014 lähes täysimittaiseksi sodaksi Itä-Ukrainassa sekä öljyn maailmanmarkkinahinnan romahdus syksyllä 2014 ovat osoittaneet, että riippuvuus Venäjästä kauppakumppanina tuo mukanaan merkittäviä riskejä. Tällöin maat, jotka

ovat Venäjän välittömässä läheisyydessä, omaavat yhteistä historiaa sekä käyvät kauppaa sen kanssa, ovat niitä maita, jotka ovat eniten alttiita Venäjän kansantalouden häiriöille.

Johnsonin ja Soenen (2003) sekä Gelosin ja Sahayn (2001) mukaan rahoitusmarkkinoiden integraatiolla ja kaupan intensiteetillä on tapana korreloidan keskenään. He tutkivat maaparien välisiä kauppavirtoja ja huomasivat niillä olevan positiivisen vaikutuksen maiden osakemarkkinoiden yhteisliikkeisiin. Täten kauppa ja rahoitusmarkkinat ovat sidoksissa, ja merkittävä lasku kansainvälisessä kaupassa tulisi tällöin näkyä myös osakemarkkinoilla. Mikäli Euraasian unioniin liitetyt geopoliittiset tavoitteet jätetään huomioimatta, integraatiohankkeen keskiössä on tällä hetkellä maiden välisten kaupan esteiden purkaminen ja täten kaupan lisääminen. Vaikka yhdentymishankkeen tulevaisuus on vielä hyvin epävarmaa, niin asetetut tavoitteet voisivat syventää maiden välistä kaupan intensiteettiä tehden maista keskenään toisistaan riippuvaisempia. Kasvaneen keskinäisen riippuvuuden luonteesta johtuen maat voivat reagoida eri tavalla sisäisiin ja ulkoisiin häiriöihin. Tällöin on merkityksellistä havainnoida myös maiden osakemarkkinoiden keskinäistä riippuvuutta, sillä täten on mahdollista saada tietoa maiden osakemarkkinoiden herkkyydestä sisäisille ja ulkoisille shokeille. Mitä voimakkaammin maat reagoivat ulkoisiin shokkeihin, sitä todennäköisempää on, että ne pyrkivät tekemään talouspoliittisia päätöksiä muiden jäsenmaiden kustannuksella, millä on vaikutusta nuoren unionin tulevalle kehitykselle.

On mahdollista, että viimeaikaisten tapahtumien vaikutukset Venäjän taloudelle ja maan osakemarkkinoille synnyttävät tartuntavaikutuksen, joka leviää flunssan tavoin toisiin maihin ja ilmenee muilla tekijöillä selittämättömän voimakkaana korrelaationa maiden osakehintaindeksien välillä. Vaikutus voi olla sitä merkittävämpi, mitä lähempänä maa sijaitsee Venäjää ja mitä voimakkaammat maan kauppasuhteet ovat Venäjän kanssa. Tästä syystä on kiinnostava nähdä, onko entisten Neuvostoliiton maiden osakemarkkinoiden integraatio kokenut volatilitietin regiimimuutoksia, ja kuinka paljon mahdollista muutoksita selittyy luonnollisella kehityksellä.

Tutkimukseni aineisto alkaa vuodesta 2007 ja päättyy vuoteen 2015, joten se sisältää havainnot Ukrainan kriisiin sekä öljyn maailmanmarkkinahinnan romahtamisen ajalta, jolloin on mahdollista tarkastella minkälaisia vaikutuksia Venäjän taloudellisen tilanteen heikentyminen vuosina 2014-2015 on aiheuttanut muille entisen Neuvostoliiton maille. Tämän lisäksi siitä on havaittavissa, onko mahdollisesti maiden volatilitietiregiimeissä tapahtunut

muutoksia näiden tapahtumien seurauksena sekä nykyisen kriisin vertaamisen esimerkiksi vuoden 2008 finanssikriisiin. Tutkimukseeni muista entisistä Neuvostoliiton maista olen valinnut Ukrainan, Kazakstanin, Georgian ja Kirgisian. Valituista maista ainoastaan Venäjä ja Kazakstan kuuluvat tällä hetkellä Euraasian unioniin. Olisi ollut erittäin mielenkiintoista ottaa tarkasteluun myös kolmas unionimaa Valko-Venäjä, mutta päädyin jättämään maan pois, sillä maan osakehintaindeksejä ei ollut saatavilla. Georgian osalta suunnitelmat Euraasian unioniin liittymisestä jäädettiin vuoden 2008 Georgian sodan jälkeen, ja Ukrainan osalta uuden hallituksen myötä keväällä 2014. Georgia ja Ukraina on mielestäni hyvä pitää tarkastelussa mukana, sillä molemmat maat ovat olleet Neuvostoliiton hajoamisen jälkeen useissa Venäjävetoisissa integraatiohankkeissa mukana. Tämän lisäksi maiden suhtautuminen Venäjään on ollut viimeisten 20 vuoden aikana ailahtelevaa, mistä syystä en pitäisi epätodennäköisenä maiden arvioivan uudelleen suhtautumistaan Euraasian unioniin tulevaisuudessa. Kirgisia liittyi vuoden 2015 alussa Euraasian unioniin. Edellä mainittujen maiden lisäksi, olen valinnut maiden joukkoon myös Suomen, jota tarkastelen lyhyesti kuriositeettina. Muita Venäjän etupiiriin kuuluvia entisen Neuvostoliiton maita ei tarkasteluun otettu, sillä joko maiden rahoitusmarkkinat ovat olemattomat tai niiden aineistoa ei ole julkisesti saatavilla.

Tarkastellakseni edellämainittujen maiden osakehintaindeksien mahdollisia yhteisliikkeitä, tullen tarkastelemaan jokaista maata parittain Venäjän kanssa. Tavoitteenani on havainnoida, ovatko Ukrainan kriisin sekä öljyn hinnan alenemisen aiheuttamat shokit Venäjän osakemarkkinoille vaikuttaneet maiden osakemarkkinoiden yhteisliikkeisiin ja reagoivatko kohdemat identtisesti Venäjältä välittyviin häiriöihin. Tämän lisäksi tarkastelen vertailun vuoksi kohdemaiden ehdollista korrelaatiota suhteessa Yhdysvaltojen, euroalueen sekä Aasian indekseihin. Tarkoituksena on tutkia, onko kohdemaiden osakemarkkinoiden korrelaatiot kasvaneet suuriin globaaleihin indekseihin sekä Venäjän indeksiin finanssikriisin jälkeisenä aikana, ja etenkin, ovatko indeksien korrelaatiot kasvaneet Ukrainan kriisin seurauksena. Tämän lisäksi saamme uutta tietoa kohdemaiden integroituneisuuden tasosta suhteessa suuriin globaaleihin markkinoihin sekä Venäjään; ovatko maiden rahoitusmarkkinat integroituneemmat ”itään” vai ”länteen”? Tätä on tärkeä havainnoida siitakin syystä, että monet entisen Neuvostoliiton maat ovat pyrkineet yhdentymään Euroopan unionin ja Yhdysvaltojen kanssa, mistä viimeisimpänä osoituksena ovat Ukrainan, Georgian sekä Moldovan allekirjoittamat assosiaatiosopimukset EU:n kanssa. Tässä tutkimuksessa saamme tietoa viimeisten 9 vuoden ajalta kuinka korrelaatiot ovat maiden välillä kehitty-

neet ja mukailevatko ne myös maiden poliittisia intressejä.

Markkinoiden väliset korrelaatiot eivät ole staattisia, vaan niillä on taipumusta vaihdella ajan kuluessa. Esimerkiksi kehittyneillä markkinoilla, kuten Euroopassa, markkinoiden yhteisliikkeet ovat kasvaneet merkittävästi 2000-luvulla ja etenkin finanssikriisin yhteydessä vuonna 2008 oli havaittavissa selvä piikki osakemarkkinoiden korrelaatioissa globaalisti. Tästä syystä pyrin tutkimuksessani huomiomaan erilaisia korrelaatioon vaikuttavia tekijöitä. Ensiksi tarkastelen markkinoiden välisiä ehdollisia korrelaatioita, jotka heilahtelevat yksittäisten markkinoiden välittämistä varianssishokeista, korrelaatiokertoimen ollessa ajassa muuttumaton vakio. Tämän jälkeen otan huomioon ehdollisen korrelaation, joka vaihtelee muista tekijöistä kuin varianssi-impulsseista. On yleisesti todettu, että spillover-vaikutukset ja yleinen epävarmuus taloutta kohtaan kasvavat kriisiaikoina. Tästä syystä käytän myös epäsymmetristä mallia huomatakseni, aiheuttavatko negatiiviset shokit positiivisia shokkeja voimakkaampia vaikutuksia korrelaatioon.

Ukrainan kriisin ollessa yhä vielä käynnissä on vaikeaa sanoa, onko mahdollinen korrelaation kasvu maiden väliaikainen piikki ennen paluuta aikaisemmalle tasolle, vai onko siirtymä pysyvä kohti integroituneempia osakemarkkinoita, josta olisi todiste ehdollisen korrelaation kasvu. Täten Ukrainan kriisin lopulliset seuraukset on hahmotettavissa vasta myöhemmin; onko se aiheuttanut äkillistä volatiilitin tartuntaefektiä, tai onko maiden rahoitusmarkkinoiden keskinäinen riippuvuus kasvanut kriisin seurauksena. Tällä hetkellä kaupan ja ulkomaisten investointien lasku Venäjällä johtuu suurissa määrin länsimaiden asettamista pakotteista sekä öljyn hinnan laskusta, kahdesta asiasta, joita on hyvin vaikea enustaa.

Tämän tutkimuksen tulisi antaa kattava käsitys maiden välisestä rahoitusmarkkinoiden yhteisliikkeen tilasta vuodesta 2007 alkaen näihin päiviin saakka. On syytä kuitenkin huomata, että maakorrelaatioiden määrittämisessä on usein mukana epäselviä taustatekijöitä, jotka voivat luoda illusion maiden välisestä integraatiosta. Integraation tutkiminen ei ole täsmällistä tiedettä, mutta antaa kuvan siitä, millä mailla on taipumus vaikuttaa toisiinsa ja ovatko keskinäiset vaikutussuhteet kasvamassa tai pienenevässä.

Tämä tutkimus etenee siten, että toisessa luvussa käsitellään Venäjään ja itäiseen Eurooppaan liittyviä keskeisiä aikaisempia integraatiotutkimuksia sekä poliittisen epävarmuuden vaikutuksesta integraatioon. Kolmannessa luvussa taustoitetaan Euraasian unionin muodos-

tumista, Venäjän aikaisempia integraatiohankkeita sekä integraation syvenemistä. Neljännessä luvussa on lyhyesti esitelty kohdemaiden rahoitusmarkkinoiden sekä makrotalouden tila. Viidennessä luvussa on esitetty tutkimuksessa käytettyjen mallien teoreettista taustaa sekä perusteltu mallien käyttöä. Kuudennessa luvussa käsitellään tutkimuksessa käytettyjä aineistoja. Seitsemännessä luvussa esitetään tutkimuksen tulokset, tarkastellaan niiden luotettavuutta ja viimeisessä, kahdeksannessa luvussa tehdään johtopäätökset sekä tiivistelmä tutkimuksesta.

2 RAHOITUSMARKKINOIDEN RIIPPUVUUSSUHTEITA JA MARKKINÄEPÄVARMUUKSIA KÄSITTELEVÄ EMPIIRINEN KIRJALLISUUS

Osakemarkkinaindeksien riippuvuussuhteita on tutkittu useiden vuosikymmenien saatossa. Globalisaation kasvun sekä 1980- ja 1990-lukujen taitteessa tapahtuneen pääoman liikkuvuuden vapautumisen ja kaupan esteiden purun myötä kiinnostus kehittyviä talouksia kohtaan lisääntyi. Samoihin aikoihin muodostui myös isoja taloudellisia ja poliittisia liittoja kuten Maailman kauppajärjestö (WTO), Aasian ja Tyynenmeren maiden talousjärjestö (APEC) ja Euroopan unioni (EU). Lähes ennestään koskemattomat markkinat avautuivat ulkomaisille sijoittajille tarjoten mahdollisuuden korkeampiin tuottoihin ja riskin kansainväliseen hajauttamiseen. Samalla kotimaisille sijoittajille avautui pääsy kansainvälisille markkinoille. Näiden seurauksena kiinnostus osakemarkkinoiden integraatiota kohtaan kasvoi. Vaikkakin kehittyneiden ja tiettyjen kehittyvien talouksien osakemarkkinoiden integraatiota on laajalti tutkittu 1990-luvulta alkaen, on Venäjän ja useiden entisten Neuvostoliiton maiden osakemarkkinatutkimus jäänyt pienemmälle huomiolle. Venäjän vuoden 1998 talouskriisin vaikutuksia on käsitelty kirjallisuudessa jossain määrin, mutta uudempiä tutkimuksia Venäjältä globaaleille rahoitusmarkkinoille välittyvistä shokeista on jo huomattavasti vaikeampaa löytää.

Tässä luvussa luon katsauksen osakemarkkinoiden integraatiota sekä poliittista epävarmuuden vaikutuksia yleisellä tasolla käsittelevään aikaisempaan tutkimukseen.

2.1 Osakemarkkinoiden integraatio

Esimerkiksi yhteisliikkeitä kehittyneiden Euroopan maiden sekä Yhdysvaltojen markkinoiden välillä tutkineet Kasa (1992) ja Blackman ym. (1994) löysivät todisteita korrelaatiosta. Kuitenkin Byers ja Peel (1993) tulivat vastakkaisiin tuloksiin tutkiessaan kymmenen vuoden aineistolla Yhdysvaltojen, Saksan, Britannian ja Hollannin osakemarkkinaindeksijä. DeFusco ym. (1996), Arbelaez ym. (2001), Chan ym. (2002) ja Choudhry (1997) ovat tutkineet Etelä-Amerikan osakemarkkinoiden yhteisliikkeitä. DeFusco ym. käyttivät Johansenin yhteisintegraatioproseduuria Yhdysvaltojen ja 13 kehittyvän markkinan välillä. Kehittyvät markkinat jaettiin kolmeen geograafiseen pääryhmään (latinalainen Amerikka,

Kaakkois-Aasia ja Välimeri), joihin jokaiseen oli sijoitettu myös Yhdysvallat. Tulokset eivät osoittaneet yhteisintegroituvuuden merkkejä minkään ryhmän kesken. Maiden välinen korrelaatio oli alhainen ja tutkijat päättelivät alhaisen integraation takia kyseisten kehittyvien maa-alueiden tarjoavan hajauttamishyötyjä.

Osakemarkkinoiden integraatiota tarkastelevissa tutkimuksissa on pääosin aikaisemmin keskitytty kehittyneiden länsimaiden osakemarkkinoiden sekä Aasian ja latinalaisen Amerikan kehittyvien markkinoiden tutkimukseen, Keski- ja Itä-Euroopan sekä varsinkin Keski-Aasian jäädessä huomattavasti vähemmälle huomiolle. Vasta useiden Keski- ja Itä-Euroopan maiden liittyttyä Euroopan unioniin ja myöhemmin euroalueeseen, kiinnostus on herännyt myös näiden maiden markkinoita kohtaan.

Monien Itä-Eurooppaa koskevien tutkimusten polttopisteenä ovat olleet markkinaromahdukset (lokakuun 1987 osakemarkkinakriisi, Aasian ja Venäjän vuoden 1997-1998 talouskriisit sekä vuoden 2008-2009 finanssikriisi) ja näistä aiheutuneet kansainvälisiin osakemarkkinoihin vaikuttaneet shokit. Esimerkiksi Voronkova (2004) tutki vuoden 1998 talouskriisin vaikutusta pitkän aikavälin yhteisliikkeeseen kolmen kehittyvän Keski-Euroopan maan ja kehittyneiden maiden osakemarkkinoiden välillä. Hän käytti hintaindeksiperusteista viikkoaineistoa vuosilta 1993-2002 ja menetelmänä residuaaliperusteista Gregory-Hansen (GH) –testiä. Voronkova havaitsi Itä-Euroopan markkinoiden keskinäisen integraation lisäksi olevan sidoksissa myös kehittyneiden maiden osakemarkkinoihin. Tulokset poikkesi huomattavasti vastaavia maita koskevista aikaisemmista tutkimuksista¹, joissa Johansenin integraatioproseduuria käyttämällä ei löydetty merkitseviä pitkän aikavälin yhteisliikkeitä vaan ainoastaan lyhyen aikavälin integraatiota. Voronkovan mukaan myöskään vuonna 1998 tapahtuneella rakenteellisella muutoksella ei ollut integraatiota heikentävää vaikutusta, toisin kuin edellä mainituissa aikaisemmissä tutkimuksissa. (Voronkova, 2003).

Vuoden 1998 talouskriisin vaikutukset olivat myös Voronkovan ja Luceyn (2008) tutkimuksen keskiössä. He käyttivät useita korrelaatiomenelmiä tutkiakseen Venäjän ja muutamien Itä- ja Keski-Euroopan maiden osakemarkkinoiden välistä integraatiota. Yhtenä menetelmistä he käyttivät dynaamisen ehdollisen korrelaation (DCC-GARCH) mallia, jolla

¹ Gilmore ja McManus (2002) sekä Jochum ym. (1999)

he tutkivat kriisin aiheuttamia mahdollisia vaikutuksia maiden välisiin ehdollisiin korrelaatiotermeihin. Tutkimustulosten mukaan Venäjä on yhä suhteellisen eristäytynyt länsimaiden osakemarkkinoista, eikä pitkän aikavälin yhteisliikettä havaittu talouskriisiä seuraavalla ajanjaksolla. DCC-GARCH-mallilla Voronkova ja Lucey löysivät lyhyen aikavälin kasvua ehdollisissa korrelaatioissa kriisin aikana, mutta niin kriisiä edeltävällä kuin sitä seuraavallakin ajanjaksolla merkittävää kasvua ehdollisissa korrelaatioissa ei havaittu. (Lucey ja Voronkova 2008, 1317-1320.)

Vastaavasti Venäjän ja Itä-Euroopan osakemarkkinoiden integraatiota ennen ja jälkeen vuoden 1998 talouskriisin on tutkinut myös Saleem (2009). Hän käytti tutkimuksessaan viikohavaintoja vuosilta 1995-2007 ja käytti usean muuttujan GARCH-BEKK-mallia. Etenkin kriisin jälkeisellä periodilla markkinashokit välittyivät maiden välillä, mutta edeltävän periodin shokkien volatiliteettiestimaatit välittyivät ainoastaan Venäjältä Itä-Eurooppaan. Saleem myös havaitsi, että shokkien spillover-vaikutukset kasvoivat kriisin aikana verrattuna sitä edeltävään ajan jaksoon, mutta yhteisliike tämän jälkeen laski 1990-luvun puolivälin tasolle. Spillover-vaikutuksista tuli myös kriisin jälkeen yksisuuntaisia, sillä Venäjän markkinoilta välittyvät shokit vaikuttivat Itä-Eurooppaan, mutta ei päinvastaisesti. Saleem tutki myös spillover-vaikutuksia Venäjän, Euroopan kehittyneiden maiden, Yhdysvaltojen sekä Aasian välillä. Myös Venäjän ja globaaleiden markkinoiden välillä on havaittavissa vastaavanlainen trendi kuin Venäjän ja Itä-Euroopan markkinoiden välillä, sillä kriisiä edeltävänä ajankohtana spillovervaikutukset eivät olleet merkitseviä, ja voimakkaimmat shokit ja volatiliteetin spillover-vaikutukset ajoittuivat vuoden 1998 kriisiajankohtaan alueiden välillä. Ainoastaan Venäjän ja Aasian välillä spillover-vaikutukset olivat merkitseviä myös kriisin jälkeisellä periodilla. Muiden maa-alueiden osalta shokki- ja volatiliteettivaikutukset palautuvat kriisiä edeltäneille tasoille. (Saleem 2009)

Saleemin havaintoja tukevat myös Dungeyn ym. (2007) tutkimustulokset. He löysivät merkittäviä Venäjältä leviäviä spillover-vaikutuksia vuoden 1998 talouskriisin aikoihin. Nämä shokit olivat heidän mielestään peräisin Venäjän joukkolainamarkkinoilta, joista se välittyi maan osakemarkkinoihin. Aikaisemmassa tutkimuksessa Dungey ym. (2006) löysi myös yhteyden Venäjän ja globaaleiden markkinoiden välillä, sillä tutkimuksen mukaan suurin osa talouskriisin vaikutuksista osakemarkkinoilla kanavoitui Yhdysvaltojen osakemarkkinoista. Tämä havainto tukee Kaminskyn ja Reinhartin (2003) väitettä, että rahoitusmarkkinoilla syntyvät shokit leviävät yli alueellisten rajojen kohti periferiaa (, jollaisina

myös Venäjän markkinat tässä tilanteessa näyttäytyvät) globaaleiden markkinoiden kautta, kuten juuri esimerkiksi Yhdysvaltojen osakemarkkinoiden (Kaminsky & Reinhart 2003, 20-21). Luultavasti tämän havainnon takia Dungeyn ym. (2007) käyttäessä monimuuttujafaktorimallia päivittäisille tuottohavainnoilla vuonna 1998 he havaitsivat ns. tartuntailmiön leviävän voimakkaammin Venäjältä kehittyneisiin maihin kuin esimerkiksi Itä-Euroopan kehittyneisiin talouksiin. Kirjoittajat toteavat, että vaikka Saksassa ja Yhdistyneessä kuningaskunnassa markkinareaktiot olivat voimakkaita vuoden 1998 talouskriisin seurauksena, niin esimerkiksi Puolassa vaikutukset olivat lieviä. (Dungey ym. 2007, 156-172.)

Caporale ja Spagnolo (2011) käyttävät tutkimuksessaan keskiarvoistettua VAR-GARCH-mallia analysoidakseen yhteisriippuvuuksia pienten Keski- ja Itä-Euroopan maiden (Tsekki, Unkari, Puola) ja suurempien talouksien (Iso-Britannia, Venäjä) välillä. Heidän tutkimuksessaan käytettävä tarkasteluajanjakso oli 1996-2008, joten se sisälsi myös ajankohdat, jolloin kaikki kolme tutkimuksessa tarkasteltavaa kehittyvää taloutta liittyi Euroopan unioniin. Tutkijat huomasivat kohdemaiden ja Venäjän välisen ehdollisen korrelaation kasvavan huomattavasti maiden EU-jäsenyyden myötä. Vastaavanlainen seuraus oli havaittavissa myös Iso-Britannian ja kohdemaiden välillä. (Caporale ja Spagnolo 2011, 162-167.)

Vastaavanlaisiin tuloksiin päätyivät myös Syllignakis ja Kouretas (2011), jotka käyttivät tutkimuksessaan viikottaista aineistoa vuosilta 1997-2009 analysoidakseen korrelaatioita DCC-GARCH-mallilla Venäjän, Saksan ja Yhdysvaltojen sekä Itä-Euroopan maiden välillä. Heidän mukaansa maantieteellisellä etäisyydellä ei ole vaikutusta keskinäiselle riippuvuudelle, sillä kaikki tarkastelussa olleet Itä-Euroopan maat olivat vahvasti integroituneet Saksan ja Yhdysvaltojen markkinoiden kanssa, vaikkakin dynaamiset korrelaatiot olivat nousseet aikavälillä myös kohdemaiden ja Venäjän välillä, lukuun ottamatta Tsekiä. Kirjoittajien mukaan suurin vaikutus kasvaneisiin korrelaatioihin kohdemaiden ja Saksan sekä Yhdysvaltojen välillä oli juuri Itä-Euroopan maiden liittymisellä Euroopan unioniin. (Syllignakis ja Kouretas 2011, 723-731.)

Samaisessa tutkimuksessa Syllignakis ja Kouretas (2011) tarkastelivat myös kyseisellä aikavälillä olleiden kolmen talouskriisin vaikutusta korrelaatioihin. Ensimmäisenä havaintona he esittivät, että Aasian ja Venäjän talouskriisit vuosina 1997 ja 1998 kasvattivat merkittävästi korrelaatioita Venäjän sekä Tsekin että Viron välillä, mutta samanaikaisesti lasivat niitä suhteessa Puolaan ja Unkariin. Myös korrelaatiot Yhdysvaltojen ja Puolan, Vi-

ron sekä Unkarin markkinoiden välillä laskivat merkittävästi vuosien 1997-1998 kriisien aikana, mutta vastaavaa vaikutusta ei ollut havaittavissa Yhdysvaltojen ja Tsekin väliseen korrelaatioon. Lähes päinvastainen vaikutus oli Saksan ja kohtemaiden välillä, sillä korrelaatio kasvoi Saksan ja Puolan välillä, mutta laski Viron Unkarin ja Tsekin välillä. Myös 2000-luvun alussa puhjennella IT-kuplalla oli vaihtelevia seurauksia maiden välisiin korrelaatioihin. Kyseisenä ajankohtana Yhdysvaltojen ja Viron välinen korrelaatio kasvoi merkittävästi samalla kun se laski suhteessa muihin kohtemaihin. Vastaava vaikutus oli myös Saksan ja kohtemaiden välillä; Saksan ja Viron välinen korrelaatio kasvoi, mutta muihin maihin nähden laski. Ainoastaan Saksan ja Unkarin välinen korrelaatio pysyi muuttumattomana. Korrelaatiot laskivat Venäjän ja kohtemaiden välillä lukuun ottamatta Viroa, jonka korrelaatio pysyi muuttumattomana. Lopuksi, viimeisimmällä vuoden 2008 rahotuskriisillä oli yksiselitteinen vaikutus maiden välisiin korrelaatioihin, sillä ne nousivat kaikkien Itä-Euroopan kehittyvien talouksien välillä niiden suhteessa Saksaan, Venäjään ja Yhdysvaltoihin välillä. (Syllignakis ja Koreutas 2011, 727.)

Gelos ja Sahay (2001) tutkivat osake- ja valuuttamarkkinoilla vaikuttavia spillover-vaikutuksia Venäjän, Tshekin, Unkarin, Puolan, Liettuan ja Viron osakemarkkinoiden välillä. He lähestyvät aihetta valuuttamarkkinoiden kautta etsimällä ajankohtia, jolloin valtioilla on ollut painetta uudelleenarvioida valuuttansa arvoa, ja tämän jälkeen analysoivat ajankohdan osake- ja valuuttamarkkina-aineiston nähdäkseen löytyykö aineistosta alueellisia yhteisliikkeitä. Tämän jälkeen he tutkivat vaihtelevatko saadut tulokset kriisin- ja vastaavasti rauhallisempien periodien aikana. He tutkivat myös, siirtyykö markkinoilla vallitseva volatiilisempi ajanjakso systemaattisesti toiseen tarkastelun kohteena olevaan maahan. Gelosin ja Sahayn tulokset tukevat myös edellä esitettyjä havaintoja. Heidän mukaansa Tshekin, Unkarin ja Puolan markkinat seuraavat vahvasti Venäjän markkinoita kriisin aikana, mutta ei rauhallisina aikoina. Yhtenä tuloksena he havaitsivat myös, että markkinat reagoivat epäsymmetrisesti shokkeihin, eli negatiivisilla shokeilla on positiivisia suurempi vaikutus. (Gelos & Sahay 2001, 72-73.)

Itä-Euroopan osakemarkkinoita ovat tutkineet myös Schotman ja Zalewska (2006). He tarkastelivat, voiko osakemarkkinoiden korrelaatioestimaatteja parantaa ottamalla huomioon epäsynkronoidun kaupankäynnin. He tutkivat spillover-vaikutuksia Puolan, Unkarin, Tsekin ja Saksan, Iso-Britannian sekä Yhdysvaltojen välillä vuosina 1994-2004. Tutkijat toteavat, että kontrolloimalla maantieteellisiä ja aikaeroista johtuvia tekijöitä, voidaan pois-

taa näiden epäsynkronoivien tekijöiden vähentävä vaikutus korrelaatioon. Kirjoittajat käyttävät tutkimuksessaan ajallisesti vaihtelevan parametrin regressiomallia. Kaiken kaikkiaan yhteisliike kasvoi tarkasteluperiodilla, ja etenkin vuosien 1997-1998 välisenä aikana. Tutkimuksessa Unkari osoittautui kaikkein alttiimmaksi globaaleille shokeille, ja Tsekiin niillä oli vähiten vaikutusta. Schotman ja Zalewska huomauttavat, että shokkien vaikutus on suorassa suhteessa ulkomaalaisten sijoitusten määrään kullakin markkinoilla, joista Unkarin markkinat sisälsivät niitä eniten ja vastaavasti Tsekin vähiten. Venäjän kriisin aikoihin vuonna 1998 maiden välisissä korrelaatioissa on huomattavissa selkeä hetkellinen piikki, jonka jälkeen ne palautuvat, joskin aikaisempaa korkeammalle tasolle. Tämä tulos osoittaa, että Venäjän kriisi olisi osittain kasvattanut korrelaatiota Keski- ja Itä-Euroopan sekä kehittyneiden talouksien välillä. (Schotman ja Zalewska 2006, 463-364, 491-492, 770.)

Li ja Majerowska (2008) tarkastelivat shokki- ja volatiliteetti-spillover vaikutuksia Puolan, Unkarin, Saksan ja Yhdysvaltojen välillä. Tutkimuksessa Saksasta leviäviä shokkeja pidettiin alueellisesti paikallisina ja Yhdysvalloista leviävät olisivat approksimaatio globaaleista shokeista. GARCH-BEKK –mallia käyttäen he huomasivat globaaleiden volatiliteetti- ja shokki-spillover vaikutusten olevan merkittäviä niin Yhdysvalloista kohdemiin, kuin paikalliset Saksasta kyseisiin maihin. Päinvastaisia vaikutuksia kohdemaista leviäviä spillover-vaikutuksia kohtaan ei tutkimuksessa havaittu olevan. (Li ja Majerowska 2008, 255-256.)

Myös Savva ja Aslanidis (2010) tarkastelivat Tsekin, Unkarin ja Puolan yhteisintegroituvuutta euroalueen kesken ennen ja jälkeen maiden liittymisen Euroopan unioniin. He käyttivät tutkimuksessan Smooth Transition Conditional Correlation GARCH-mallia (STCC-GARCH), joka on laajennus CCC-GARCH –mallista, jota käsitellään myöhemmin tämän tutkimuksen luvussa 5. Yhdessä STCC-GARCH-mallin kanssa he käyttävät keskiarvoistettua VAR-prosessia markkinatuottojen tutkimiseen vuosien 1997-2008 välisenä aikana. Heidän saamansa tulokset ovat vaihtelevia, sillä Tsekin ja Puolan integroituneisuus euroalueeseen olisi kasvanut, mutta Unkarin pysynyt samalla tasolla. Tutkijat päättelivät syyksi Unkarin poikkevaan havaintoon maan aikasemmin tapahtuneen integraation euroalueen maihin, mikä olisi mahdollisesti tapahtunut jo ennen vuotta 1997. (Savva ja Aslanidis 2010, 350.)

Cappiello ym. (2006) ovat tutkineet vuonna 2004 Euroopan unioniin liittyneiden Viron, Puolan, Unkarin ja Tsekin osakemarkkinoiden yhteisliikkeitä. Tutkimuksessaan he käyttävät Cappiellon ym. (2005) kehittämää niin sanottua ”comovement box” –mallia, jossa estimoidaan satunnaismuuttujien mahdollista yhteisliikkeiden ehdollista todennäköisyyttä. He havaitsivat kaikkien kolmen maan markkinoiden yhteisliikkeen kasvaneen euroalueeseen liittymisen myötä. Unkarin osalta yhteisliike ei ollut tilastollisesti merkitsevää, mutta kuten myös Savva ja Aslanidis (2010), niin myös Cappiello ym. (2006) päättelivät sen johtuneen Unkarin jo valmiiksi korkeasta integraation lähtötasosta euroalueen kanssa. (Cappiello ym. 2006, 12-13, 38-39.)

Wang ja Moore (2008) tutkivat myös Unkarin, Puolan ja Tsekin korrelaatiota suhteessa euroalueen 12 suurimpaan osakemarkkinaindeksiin. DCC-GARCH-mallin avulla he löysivät, että vuosien 1994-2006 välisenä aikana kaikkien kolmen maan korrelaatiot euroalueen indekseihin kasvoivat. Tämän lisäksi korrelaatiot kasvoivat hetkellisesti huomattavasti kriisien aikana. Wang ja Moore toteavat, että kasvaneet korrelaatiotasot johtuvat maiden liittymisestä EU:hun sekä maiden rahoitussektorin kehittymisestä. (Wang ja Moore 2008, 124-131.)

Harkmann (2014) tutki parittaisia korrelaatioita Viron, Latvian, Liettuan, Tsekin, Puolan, Unkarin, Romanian ja Bulgarian sekä Euro Stoxx 50 indeksin välillä vuodesta 2002 vuoteen 2012. Käyttämällä myös DCC-GARCH-mallia, hän havaitsi, että Itä-Euroopan maiden ja Euro Stoxx indeksin korrelaatio kasvoi tilastollisesti merkitsevästi vuoden 2008 finanssikriisin sekä tätä seuranneiden Kreikan pelastamiseksi asetettujen talouspoliittisten toimien seurauksena. Harkmann ei havainnut muuta merkittävää korrelaation kasvua aikaperiodilla, mistä syystä hän päätteli hetkellisten korrelaatiopiikkien johtuvan tartunta-efektistä (contagion). Yleisesti ottaen Keski-Euroopan maat korreloivat voimakkaammin indeksin kanssa kuin balttian maat ja Romania sekä Bulgaria, joiden korrelaatio oli huomattavasti heikompaa. Tästä huolimatta juuri Romanian ja Bulgarian korrelaatioissa oli havaittavissa korkeimpia korrelaatiopiikkejä kriisien aikoihin. (Harkmann 2014, 63-64.)

Lisäämällä epäsymmetrisen termin DCC-GARCH-malliin Gjika ja Horvath (2013) tutkivat Puolan, Unkarin ja Tsekin välistä yhteisriippuvuutta sekä maiden integraatiota Euro Stoxx 50 –indeksiin, jonka voi katsoa edustavan koko euroaluetta. Myös heidän mukaansa vuosien 2001-2011 välillä maiden korrelaatiot kasvoivat merkittävästi indeksiin nähden juuri

vuoden 2008 finanssikriisin puhkeamisen aikoihin, mutta toisin kuin Harkmannin (2014) tutkimuksessa, he huomasivat myös kolmen maan keskinäisen integraation kasvaneen. Merkitsevää epäsymmetriaa Gjika ja Horvath havaitsivat ainoastaan Unkarin ja Puolan välisissä ehdollisissa korrelaatioissa. (Gjika ja Horvath 2013, 59-62.)

Tartuntavaikutukselle itsessään ei ole kovinkaan tarkkaa määritelmää. Osalle tutkijoista tartuntaa ovat kaikki spillover-vaikutukset koosta riippumatta, kun taas osalle sitä ovat ainoastaan voimakkuudeltaan ja välitysmekanismeiltaan tietynlaiset (Forbes ja Rigobon 2002, 2223). Esimerkiksi Forbes ja Rigobon (2002) määrittelevät tartunnan merkittäväksi kasvuksi korrelaatiotasossa sekä korrelaation yhteisliikkeeksi maiden välillä kriisin aikana verrattuna kriisiä edeltävään aikaan. Heidän mukaansa suuret korrelaation yhteisliikkeet maiden välillä kriisiaikana ovat vain merkki maiden välisestä keskinäisestä riippuvuudesta, mikäli korrelaatio ei nouse samalla merkitsevästi. Tätä määritelmää käyttäen Forbes ja Rigobon tutkivat kolmea kriisiä: vuoden 1987 Yhdysvaltojen osakemarkkinoiden romahdusta, Meksikon vuoden 1994 valuuttakriisiä sekä Aasian vuoden 1997 talouskriisiä. Heidän mukaansa mikään edellisistä kriiseistä ei aiheuttanut tartunta-efektiä, vaan ainoastaan keskinäistä riippuvuutta. (Forbes ja Rigobon 2002, 2250.)

Tartunnalle on myös toisenlaisia määritelmiä. Esimerkiksi Masson (1998) määrittelee tartunnan maasta toiseen leviäväksi spillover-vaikutukseksi, jota ei voi selittää kohdemaan makrotaloudellisilla ominaispiirteillä. Ehkä selvin esimerkki tästä on sijoittajien niin sanottu laumakäyttäytyminen, jolloin sijoittajat hylkäävät oman markkinainformaation ja matkivat markkinoiden konsensusta. Pelkistetysti, esimerkiksi kriisin puhjetessa maassa, sijoittajat siirtävät sijoituksensa 'turvaan' toiseen maahan, jolla katsotaan olevan matalampi riski, vaikka talouden makrotekijät pysyvät muuttumattomina. Tällöin sijoittajat ikään kuin siirtävät markkinashokin maasta toiseen. (Masson 1998, 4-5.) Myös Bekaert ym. (2005) käyttää tartunnasta vastaavanlaista määritelmää; tartunta on korrelaatiotason merkittävä nousu, jota ei voi selittää maan makrotaloudellisilla tekijöillä kriisiaikoina. Tutkimuksessa he tulivat siihen tulokseen, että tartunta-efekti oli havaittavissa Aasian kriisin aikana, mutta toisin kuin Forbesin ja Rigobonin (2002) tuloksissa, he eivät löytäneet vastaavaa vaikutusta Meksikon valuuttakriisin yhteydessä. (Bekaert ym. 2011, 5-6.)

Eri määritelmien lisäksi, tartunta-efektiä on myös pyritty luokittelemaan. Esimerkiksi Bekaert ym. (2011) jaottelevat rahoitusmarkkinoilla tapahtuvan tartunnan välityskanavan

mukaan. Heidän mukaansa tartunnat leviävät Yhdysvaltojen, globalisaation tai kotimaisten markkinoiden kautta. Globalisaation kautta leviävä tartunta vaikuttaa erityisesti maihin, jotka ovat integroituneet kansainväliseen talouteen. Kotimaisten markkinoiden tai tietyn markkinasegmentin kautta leviävä tartunta, johon myös Masson (1998) viittaa, syntyy kriisin seurauksena kyseisessä maassa ja johtaa täten sijoitusten siirtymiseen toisiin maihin. Tähän liittyy läheisesti myös Yhdysvaltojen kautta leviävät tartunnat, jotka Bekaert ym. (2011) ovat luokitelleet omaksi välityskanavakseen. Hyvin integroituneena ja merkittävänä taloutena, Yhdysvalloissa puhjenneet shokit leviävät helposti myös muihin globaaliin talouteen integroituneisiin maihin. Tuorein esimerkki tästä on vuonna 2007 alkanut subprime-kriisi, joka levisi nopeasti koko pankkisektorille ja synnytti maailmanlaajuisen pankki- ja rahoituskriisin. (Bekaert ym. 2011, 8-9, 24-25.)

Myös monia muita tartunnan määritelmiä ja tutkimuksia niiden leviämismekaneista on tehty, mutta ne eivät ole tämän tutkimuksen keskiössä. Esimeriksi Dungeyn ym. (2005) tutkimus tarjoaa hyvin laajan kuvan rahoitusmarkkinoiden tartunnan syistä ja välityskanavista. Tässä tutkimuksessa käytän kuitenkin tartunnalle Forbesin ja Rigobonin (2002) tekemää määritelmää, joka on sekä yksinkertainen että myös helppo havainnollistaa. Tämä mahdollistaa kaikkien spillover-tekijöiden sekä mahdollisten markkotaloudellisten muutosten (esimerkiksi maan viennin laskun) vaikutusten tarkastelun, vaikkapa Venäjän ja kohdemaiden väliseen korrelaatioon. Kuten Gelos ja Sahay (2001) osoittivat, kriisin aiheuttama korrelaation kasvu Venäjän ja tarkastelumaiden markkinoiden välillä aiheuttaa korrelatioregiimeissä rakenteellisia muutoksia, joita ei voi selittää muuksi kuin tartunnaksi (Gelos ja Sahay 2001, 57).

2.2 Poliittinen epävarmuus

Maailemanpoliittisten tapahtumien vaikutus osakemarkkinoihin on kiinnostanut tutkijoita vuosikymmeniä, mutta varsinkin osakemarkkinoiden dramaattiset hintavaihtelut lähivuosi-na ovat saaneet osakseen erityistä huomiota. Poliittiselle riskille ei ole mitään yksiselitteistä määritelmää, mutta on yleisesti ymmärrettävissä odottamattomana poliittisena muutoksena, joka vaikuttaa oleellisesti yritysten kansalliseen tai kansainväliseen toimintaympäristöön. Kyseisiä riskejä voivat olla esimerkiksi äkilliset muutokset maan verolaeissa tai politiikassa, ulko- tai kotimaiset konfliktit sekä instituutioiden vahvuus. On intuitiivisesti pääteltävissä, että vakaa poliittinen ilmapiiri turvaa korkeammat pääomavirratt verrattuna

epästabiiliseen poliittiseen instituutioon. Useat tutkimukset ovat todistaneet poliittisen epävarmuuden liittyvän läheisesti markkinoiden volatiliteettiin.

Chen ja Siems (2004) tutkivat terrorismin vaikutuksia kansainvälisiin osakemarkkinoihin. Heidän mukaansa terrorismilla on huomattava vaikutus poikkeuksellisen negatiivisiin markkinatuottoihin, joskin kehittyneet markkinat ovat joustavampia ja toipuvat nopeammin verrattuna kehittyviin markkinoihin. Vastaavasti Rigobon ja Sack (2004) tutkivat Irakin sodan vaikutuksia Yhdysvaltojen osakemarkkinoihin. He estimoivat "sotauutisten" vaikutusta OLS-regressiolla kymmenen viikon aineistolla ja huomasivat kausaliitteitä uutisten ja alentuneiden osakehintojen välillä.

Chau ym. (2014) käyttivät tutkimuksessaan GARCH-mallia analysoitaessa "arabikevään" vaikutusta Lähi-Idän ja Pohjois-Afrikan traditionaalisten ja islamilaisten osakemarkkinoiden volatiliteettiin. Suurella maiden rajat ylittäneellä kansannousulla oli huomattavia sosiaalisia ja taloudellisia seurauksia. Poliittisella turbulenssilla oli huomattava vaikutus etenkin islamilaisiin osakemarkkinoihin. Heidän löydöksensä tukivat aikaisempia tutkimustuloksia poliittisen riskin ja osakkeiden hintojen välisestä yhteydestä.

Sillä välin, kun poliittisten kriisien vaikutusta osakkeiden hintoihin ja volatiliteettiin on tutkittu ja siitä kirjoitettu laajasti, on poliittisten kriisien ja osakemarkkinoiden integraatiota tarkasteltu huomattavasti vähemmän. Useat todisteet kuitenkin puhuvat yhteyden puolesta. Poliittisten kriisien on todistettu vaikuttavan maiden välisiin taloudellisiin sidoksiin, esimerkiksi suorien ulkomaisten investointien (FDI) muodossa. Enders ja Sandler (1996) sekä Enders ym. (2006) ovat osoittaneet valtioon kohdistuvalla terrori-iskulla olevan huomattava negatiivinen vaikutus maan FDI-virtoihin. Mikäli poliittiset kriisit vaikuttavat vahingollisesti maiden välisiin taloudellisiin kytköksiin, voi sillä olla vaikutus myös rahoituskellisiin suhteisiin. Poliittiset kriisit voivat myös nostaa sijoittajan riskinkarttamisastetta, minkä seurauksena sijoittaja saattaa pidättäytyä sijoittamasta kansainvälisesti (etenkin kehittyvien talouksien suhteen, jossa mahdollinen poliittinen riski voi olla suurempi). Edellä mainitut syyt voivat vaikuttaa maan divergoitumiseen kansainvälisistä osakemarkkinoista.

Frijns ym. (2011) tutkivat poliittisten kriisien vaikutusta kehittyvien maiden osakemarkkinoiden integroitumisen asteen selittäjänä. Tarkastelukohteena oli yhteensä 19 maan (Latiinalaisesta-Amerikasta, Aasiasta, Keski- ja Itä-Euroopasta) osakemarkkinoiden integraatio

vuosina 1991-2006 perustuen International Crisis Behavioral –tietokantaan. CAP-mallia käyttäen he havaitsivat tiettyjen kriisin piirteiden vähentävän integraatiota kyseisillä maanosilla, etenkin kriisin syttyessä, sen vakavuudessa ja mikäli kriisissä oli osallisena kehittyneitä valtioita, kuten Yhdysvallat.

3 EURAASIAN UNIONI

3.1 IVY-maiden ensimmäiset askeleet kohti integraatiota

Neuvostoliitto ei ollut vielä virallisesti hajonnut, kun ensimmäinen askel kohti entisten neuvostotasavaltojen uutta integroitumista otettiin 21. päivä joulukuuta 1991. Tämän seurauksena muodostui Itsenäisten valtioiden yhteisö (IVY). Ukrainan ensimmäinen presidentti, Leonid Kravchuk kutsui prosessia ”sivistyneeksi eroksi”, jossa yritettiin ratkaista useita yhteisiä ongelmia Neuvostoliiton hajoamisen seurauksena. Integroitumisen alkuvaiheessa oli taloudellisesti ajatellen tärkeää säilyttää olemassa olevat siteet Venäjään, joista uudet itsenäiset valtiot olivat vielä 1990-luvun alussa hyvin riippuvaisia. Tämän lisäksi vuosina 1991-1993 mailla oli vielä käytössä yhteinen valuutta, rupla. (Wirringhaus (2012, 27.) Wirringhaus (2012, 28) on kutsunut alkuvuosien integraatiopyrkimyksiä Venäjä-keskeisiksi ja ongelmalähtöisiksi. Neuvostoliiton jälkeisessä lähentymisprosessissa oli kaksi perustavanlaatuaista ongelmaa: 1. Mailla oli käytännössä yhteiset markkinat, ne olivat keskenään erittäin riippuvaisia toisistaan, ja jokainen maa oli erikoistunut tuottamaan tiettyjä tuotteita; 2. Entisessä Neuvostoliitossa tuotetut tuotteet eivät olleet kilpailukykyisiä alueen ulkopuolisilla, globaaleilla markkinoilla. (Guriev ja Ickes, 2000). Täten rupla-alue ja Venäjä oli luonnollisesti integraatioprosessin keskiössä 1990-luvun alun transitiivaiheessa. Venäjä-keskeisyys painottui myös entisten Neuvostoliiton maiden hakiessa turvallisuuspoliittista selkärankaa. (Wirringhaus 2012, 30; Collins 2009, 30). Transitiioajalle oli myös hyvin ominaista suurten taloudellisten häiriöiden syntyminen, mikä ajoi maat ajamaan omia kansallisia etujaan yhteisen hyvän sijasta. Tämä oli omiaan vahvistamaan uusrealistista voimapolitiikan vahvistumista (Wirringhaus 2012, 39).

Transitioajan jälkeisinä vuosina (1993-2003) perustettiin myös useita alueellisia integraatioyhteisöjä, jotka eivät sisältäneet Venäjää. Alkuvuosina taloudellinen aspekti oli integraatioprosessin keskiössä. Vuonna 1993 perustettiin IVY-maiden talousunioni, jonka tarkoituksena oli ratkaista joukko taloudellisia ongelmia, jotka syntyivät, kun useat maat luopuivat yhteisrahana käytetystä ruplasta. Talousunioni kuitenkin kaatui nopeasti sisäisiin kriiseihin, joihin myötävaikutti Venäjän kiristyneet ehdot energiansaannille. Integraatioprosessia kuitenkin yritettiin jatkaa vuonna 1994 perustetulla vapaakauppasopimuksella, jota ei kuitenkaan missään vaiheessa ratifioitu. Tätä seurasi vuonna 1996 perustettu Euraasian talousyhteisö (eng. EurAsEc tai EAEC), joka ratifioitiin vasta vuonna 2001. Muita yhteisöjä oli Keski-Aasian yhteisö, josta muotoutui vuonna 1994 Keski-Aasian talousunioni, ja

joka kävi läpi useita nimenmuutoksia vuoteen 2002 mennessä, jolloin viimeiseksi nimeksi muodostui Keski-Aasian yhteistyöorganisaatio (CACO). (Wirminghaus 2012, 30-41.) Kirjallisuudessa on mainittu useita syitä, jotka vaikuttivat Keski-Aasian maiden integroitumisyrittysten taustalla. Näitä olivat mm. työvoiman maastamuutto (Zhukov ja Reznikova 2006), infrastruktuurin kehittäminen (Czako 2005), valtioiden välillä olevat kiistat vedenkäytöstä (Wirminghaus 2012) ja valtioiden rajojen määrittely sekä kontrollointi (Zhalimbetova ja Gleason 2001). Vuonna 1997 perustettiin demokratian ja taloudellisen kehityksen organisaatio (GUAM), joka oli venäjävastainen, ja jolla oli tämän lisäksi vain vähän taloudellista pohjaa tai poliittista agenda (venäjävaistaisen retoriikan lisäksi). (Wirminghaus 2012, 41-44.)

Maiden kansallisidentiteetin noususta ja mahdollisesta Venäjä-kriittisyydestä huolimatta, Venäjä oli kuitenkin aktiivisin yhteistyösopimusten alullepanija. Vuosina 1992-2004 Venäjä allekirjoitti eri IVY-maiden kesken yhteensä 77 kahdenvälistä sopimusta eri asioista, joissa pääpaino oli kuitenkin talouteen ja kauppaan liittyvissä sopimuksissa. (Wirminghaus 2012, 32). Taloudellisten asioiden lisäksi toinen tärkeä Venäjän integraatiopyrkimysten syy liittyy voimapolitiikkaan. Vinokurovin (2007, 32) mukaan Venäjän tavoitteena oli säilyttää alueellinen vaikutusvalta entisten Neuvostoliiton maiden keskellä, mitä edesauttoi, kun Kazakstan, Kirgisia ja Tadzikistan etsivät turvaa Venäjästä Uzbekistanin alueellista hegemoniaa vastaan. Keski-Aasian maat näkivät myös Venäjän tasapainottavana voimana toista alueellista suurvaltaa, Kiinaa vastaan (Wirminghaus 2012, 35). Kiinan lisäksi, myös Yhdysvallat toimi aktiivisesti Keski-Aasiassa, mikä myös osittain selittää Venäjän aktiivista alueellista osallistumista (Promfret 2009, 54).

3.2 Integraation syveneminen: tulliliitosta Euraasian unioniin

Entisen Neuvostoliiton maiden yhdentymistä on laajasti tutkittu valtiotieteiden ja aluetutkimuksen parissa. Vastaavasti taloustieteilijät eivät ole olleet niin kiinnostuneita integraatiohankkeiden toteutumisesta, koska useimmat niistä eivät olleet lainkaan tekemisissä vakavasti otettavan taloudellisen yhdentymisen kanssa; ainoat poikkeukset olivat tutkimukset, joissa käsiteltiin yhteisvaluutan toimivuutta entisen Neuvostoliiton alueella².

² ks. esim. Sushko 2010 ja Archick 2011

Venäjän, Valko-Venäjän ja Kazakstanin välistä tulliliittoa voidaan pitää merkittävimpana integraatiohankkeena Neuvostoliiton hajoamisen jälkeisenä aikana. Tulliliiton historia juontaa juurensa 1990-luvun puoleen väliin, jolloin 29. maaliskuuta 1996 Valko-Venäjä, Kazakstan, Kirgisia ja Venäjä allekirjoittivat sopimuksen syventääkseen taloudellista ja humanitaarista integraatiota maiden välillä. Tämän sopimuksen pitkän aikavälin päämääränä voidaan katsoa olleen Itsenäisten valtioiden yhteisön (IVY) maiden välisen integraation kehittyminen. Vuonna 1999 kyseiset maat allekirjoittivat sopimuksen, jossa sovittiin tulliliiton ja yhteisen talousalueen luomisesta. Tätä seurasi lokakuun 10. vuonna 2000 allekirjoitettu sopimus Euraasian talousyhteisön luomiseksi, missä mukana olivat alkuperäisten maiden lisäksi myös Tadzikistan. Seuraava askel integraatioprosessissa otettiin syyskuussa 2003, jolloin myös Ukrainan kanssa allekirjoitettiin sopimus yhteiseen talousalueeseen liittymisestä. Täten voi huomata, että edellisten ydinmaiden (Venäjä, Valko-Venäjä, Kazakstan ja Kirgisia) rinnalle otettiin uusia osallistujia, jättäen integraatioprosessin keskelle kolme maata, jotka myöhemmin muodostivat tulliliiton. (Wirminghaus 2012, 41-48.)

Uusi askel kohti taloudellista integraatiota otettiin taas lokakuussa vuonna 2007, jolloin Venäjä, Valko-Venäjä ja Kazakstan allekirjoittivat sopimuksen yhteisen tullialueen ja tulliliiton muodostamisesta. Tämä oli ensimmäinen varsinainen askel, jolla pyrittiin luomaan maiden välistä tulliliittoa. Ukraina oli jäänyt (tai jätetty) pois maiden välisestä integraatiohankkeesta, mihin olivat syynä Ukrainan vuoden 2004 ”oranssi vallankumous” ja siitä seuranneet poliittiset erimielisyydet Venäjän kanssa. Vuonna 2010 nämä kolme maata ottivat käyttöön yhteiset tullitariffit ja 2011 poistivat maiden väliset sisäraajatarkastukset. Integraatiopyrkimykset eivät kuitenkaan jääneet tähän, vaan tarkoituksena oli luoda jo aiemmin sopimuksissa mainittu yhtenäinen talousalue. Jo vuonna 2012 tulliliittoa hallinnoinut komissio korvattiin Euraasian talouskomissiolla, jolloin yhtenäinen talousalue saatiin käyntiin. Euraasian talousalueen luomisen tavoitteena oli perustaa myöhemmin Euraasian talousunioni, mikä mainittiin vuonna 2011 kirjoitetuissa sopimuksissa. Talousunioni perusteettiin vuoden 2015 alussa, jolloin uuden unionin päätavoitteeksi asetettiin maiden elinolojen ja taloudellisen tehokkuuden parantaminen yhtenäisen talouspolitiikan avulla. Käytännössä sopimukseen sisällytettiin viisi tavoitetta; 1. Tuotteiden, pääoman, palveluiden ja työvoiman vapaa liikkuvuus unionin sisällä, 2. Luodaan edellytykset kestäväälle kehitykselle ja talouksien rakennemuutoksille sekä elinolojen paranemiselle, 3. Yhtenäinen vero-, raha-, talous-, kauppa-, ja tullipolitiikka, 4. Yhtenäisten liikenne-, energia- ja tieto-

järjestelmien kehittäminen 5. Yhteisen järjestelmän kehittäminen, jolla voidaan tukea ensisijaisia teollisuushankkeita ja lisätä tieteellistä yhteistyötä. Yhtenäinen talouspolitiikka sekä yhteisten pelisääntöjen noudattaminen ovat keskeisessä asemassa koko projektin onnistumisen kannalta. (Treaty on The Eurasian Union, 18.11.2011; Isakova ja Plekhanov, 2012.) Euraasian talousunioniin liittymisessä ei ole asetettu maiden suhteen mitään ehtoja, vaan se on avoin uusille jäsenmaille, myös IVY-maiden ulkopuolelta. Tähän mennessä Kirgisia on sopinut (2013) liittymisestään vuoden 2015 alusta alkaen ja Tadžikistan sekä Armenia, joskin viimeksi mainittujen maiden osalta virallisia sopimuksia ei ole vielä tehty. Myös kolme osittain tunnustettua ”valtiota” Ossetia, Abhasia ja Transnistria ovat ilmoittaneet halunsa liittyä Euraasian liittoon. (Eurasian Development Bank 2013.)

On helposti huomattavissa, että suunniteltu yhtenäinen talousalue muistuttaa hyvin paljon EU:ta, missä tavarat, ihmiset ja pääoma liikkuvat vapaasti ja finanssipolitiikka hoidetaan keskitetysti (vaikka tästä ei ole vielä Euraasian liitossa kysymys). Euraasian unioni eroaa kuitenkin EU:sta siinä, että jälkimmäisessä, ennen taloudellista yhdentymistä, maan on täytettävä tietyt taloudelliset kriteerit ja kynnsarvot, mikä menee poliittisen retoriikan ja arvioiden kanssa käsi kädessä. Euraasian unioni on luotu tulliliiton pohjalta, ilman minkäänlaisia taloudellisten tunnuslukujen kynnsarvoja, jotka osallistuvan maan tulisi täyttää, minkä lisäksi, ilman mitään taloudellisia analyyseja unioniin osallistuvien maiden keskinäisistä riippuvuussuhteista, eroista ja yhtäläisyyksistä, mikä saattaa johtaa vakaviin ongelmiin tulevaisuudessa. Tällä hetkellä integraation pääpaino on maiden ulkomaankaupassa, ja ottaen huomioon koko yhdentymishankkeen tulevaisuuden olevan vielä jokseenkin epävarmaa, niin muutokset kansainvälisen kaupan säännöissä maiden välillä voivat johtaa maiden välisten keskinäisten riippuvuussuhteiden kasvamiseen. Riippuen maiden keskinäisten riippuvuussuhteiden luonteesta ja kasvusta maiden taloudet voivat reagoida sisäisiin ja ulkoisiin shokkeihin joko pahentamalla tai lieventämällä niiden seurauksia.

3.3 Analyysi tulliliitosta

Koska Euraasian unionin toimivuudesta käytännössä ei ole saatavilla vielä luotettavia tutkimustuloksia, sen järkevyyttä on mahdollista analysoida edellisen integraatiohankkeen, tulliliiton pohjalta. György (2010) analysoi tulliliittoa Venäjän, Kazakstanin ja Valko-Venäjän välillä, ja korosti, että kaikki makrotaloudelliset indikaattorit todistivat tulliliiton

olleen epätäydellinen hanke. Hänen mukaansa tulliliitossa olleet maat eivät olleet taloudellisesti riittävän monipuolisia, eikä tuontiriippuvuudessa liiton ulkopuolelle ollut havaittavissa minkäänasteista laskua jäsenvaltioilla. Tämän lisäksi tulliliitto ei lisännyt kauppaa jäsenvaltioiden kesken, eikä uusia kauppavirtoja ollut havaittavissa. Györgyn tutkimustulosten perusteella maiden välinen kauppa itseasiassa laski tulliliiton seurauksena, mistä syystä hän ennusti synkkää tulevaisuutta tulliliiton jatkolle. Myös Amirov (2010) päätyi vastaavanlaisiin tuloksiin ja piti luotua tulliliittoa keinotekoisena luomuksena. Libman ja Ushkalova (2013) analysoivat tutkimuksessa tulliliiton hyötyjä ja haittoja jäsenvaltioille. Heidän mukaansa Valko-Venäjä oli ainoa, joka hyötyi tulliliitosta poistuneiden öljyntuontitullien myötä, ja täten hyvä esimerkki menestyneestä integraatiosta. Kazakstanin asema puolestaan heikkeni, sillä hyödykkeiden kauttakulku Venäjän kautta Kazakstaniin nosti inflaatioastetta Kazakstanissa arvolisäveron välityksellä. Venäjälle ei ollut taloudellisia hyötyjä eikä haittoja.

Venäjällä on ollut lähes kaikissa integraatioratkaisuissa 20-vuoden aikana dominoiva rooli ja se on myös makrotaloudellisin- ja maantieteellisin tunnusluvuin alueen suurin valtio. Venäjän asemaa kuvastaa hyvin tulliliiton tuontitullien hyötysuhteet (Venäjä 87.97%, Kazakstan 7.33% ja Valko-Venäjä 4.7%) (Dreyer ja Popescu, 2014). Kuin tuurin kaupalla, luvut vastaavat pitkälti myös maiden väestöllistä suhdetta sekä bruttokansantuotetta koko unionista. Tämän perusteella voisi päätellä, että vaikka taloudelliset aspektit ovat olleet paperilla kaikkien integraatioratkaisujen keskiössä, niin niiden todellinen merkitys on kyseenalaistettavissa. On selvää, että integroitumishankkeiden taustalla on Venäjän pyrkimys pitää vaikutusvaltaansa yllä maissa, jotka Neuvostoliiton romahtamisen jälkeen alkoivat luoda suhteita länteen päin. Niin aikaisemmin tulliliiton, kuin nyt Euraasian unioninkin tavoitteena on saada ne näyttämään yhtä merkittäviltä, kuin länsimaiset esikuvansa Nato tai EU. Vahvalla järjestöllä Venäjä voisi turvata geopoliittiset intressinsä ja täten estää vihamielisiksi pitämiänsä järjestöjen leviämishankkeet omalle etupiirilleen. Viimeisimmän integraatioratkaisun toteutuksen kannalta olisi tärkeää, että tavoiteltu hyödyke- ja työvoimamarkkinoiden vapauttaminen edistyy suunnitellusti, sillä se jatkaisi ja vakiinnuttaisi integraatiopyrkimyksiä. Tämän seurauksena integraatioratkaisun stabiiliutta ei voisi helpoin perustein kyseenalaistaa.

Euraasian unioni on kuitenkin saanut jo ensimmäisen haasteensa; öljyn maailmanmarkkinahinnan lasku. Venäjän talous nojaa lähes pelkästään raakaöljyn varaan, ja jos unioni kes-

tää raakaöljyn 20-30 dollarin barrelihinnan ja siitä johtuvan Venäjän ruplan arvon heikentymisen ilman vakavia häiriöitä jäsenmaiden keskinäisissä suhteissa, on Euraasian unionille luvassa armonaikaa.

4 VENÄJÄN JA KOHDEMAIDEN RAHOITUSMARKKINAT SEKÄ MAKROTALOUS

Tässä kappaleessa käsittelen Venäjän ja kohdemaiden talouksien ja rahoitusmarkkinoiden kehitystä sekä nykytilaa viimeisten 10 vuoden ajalta. Eri maiden taloudellisia ja poliittisia suuntauksia ja kehitystä voidaan arvioida käyttämällä lukuisia riskianalyysitarjoajien sekä luottoluokittajien tekemiä raportteja. Tällaisia ovat esimerkiksi Moody's, Standard & Poor's, Emerging Europe Monitor ja Business Monitor International.

Tietyn maan maakohtaiseen riskiin on aggregoidusti kerätty kaikki sijoittamiseen ja liiketoimintaympäristöön liittyvät riskit kyseisessä maassa. Esimerkiksi taloudelliset ja poliittiset riskit kuten valuuttakurssien muutokset, rahapolitiikka, ulkomainen velka ja BKT:n kasvuvauhti, sisällissodat ja muut vastaavat tapahtumat, jotka voisivat potentiaalisesti vaikuttaa liikevoittoihin sekä varojen arvon kehittymiseen markkinoilla. Tästä syystä rahoitusmarkkinoihin vaikuttavat riskit tulee arvioida poliittiselta-, taloudelliselta-, ja liiketoimintaympäristön näkökulmalta. (Emerging Europe Monitor, 2015)

Poliittinen luokitus on mittari maan poliittiselle vakaudelle, joka on edellytyksenä vakaalle taloudelle ja liiketoimintaympäristölle. Poliittista luokitusta määriteltäessä, otetaan huomioon muun muassa sellaisia tekijöitä kuten demokratia, korruptio, juridinen rakenne, yhteiskunnan tulonjako, maan suhteet ulkomaihin, työttömyys, inflaatio ja mahdolliset kotimaiset konfliktit ja maan osallisuus kansainvälisiin konflikteihin. (Emerging Europe Monitor, 2015)

Taloluokitus mittaa, kuinka lähellä (tai kaukana) maan talous on ”täydellisiä” markkinoita. Luokituksessa otetaan huomioon maan BKT:n kasvuvauhti, työttömyysaste, inflaatio, reaalikorot, valuuttakurssi, talouden tasapaino, vaihtotase ja ulkomaanvelka, riippuvuus alkutuotantosektoreista ja raaka-aineiden tuonnista, keskuspankin riippumattomuus sekä maan riippuvuus yhdestä vientisektorista. (Emerging Europe Monitor, 2015)

Olen käyttänyt riskianalyysitarjoaja Emerging Europe Monitorin luokituksia, jotka on pisteytetty 0-100, missä 100 pistettä kuvastaa korkeinta mahdollista riskiä. Alla olevaan taulukkoon 1 olen kerännyt Venäjää sekä kohdemaita koskevat luokitukset:

Taulukko 1. Kohdemaiden taloudellinen ja poliittinen riski vuonna 2015

Riskityyppi	Venäjä	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Gloaalikeskiarvo
Poliittinen	63.8	69.0	43.1	55.6	58.3	55.6
Taloudellinen	58.3	55.0	43.8	41.7	32.3	41.7

(Emerging Europe Monitor, 2015)

Venäjällä sekä Kazakstanissa on huomattavasti riskisemmät luokitukset verrattuna muihin maihin ja esimerkiksi kansainväliseen riskien keskiarvoon. Ukrainalla, Georgialla ja Kirgisialla riskitasot ovat lähellä kansainvälistä keskiarvoa. Huomionarvoista on se, että Ukrainan riskiluokitus on huomattavan matala, ottaen huomioon maan viimeaikaiset poliittiset tapahtumat.

4.1 Venäjä

Venäjä on muuttunut merkittävästi Neuvostoliiton romahduksen jälkeen, jolloin maa siirtyi sosiaalisesta keskusjohtoisuudesta kohti markkinataloutta. Mittavat taloudelliset uudistukset käynnistettiin 1990-luvulla, jolloin huomattava osa valtion omistamia teollisuusyrityksiä siirrettiin yksityiseen omistukseen, lukuun ottamatta kuitenkin energiaan ja puolustus-teollisuuteen liittyviä yrityksiä. Venäjällä tekijänoikeuksien suojeleminen on vieläkin heikkoa ja valtion puuttuminen yksityiselle sektorille on yleistä. (CIA 2015.)

Venäjä on yksi maailman johtavia raaka-aineiden viejiä, mutta maan tuotantosektori ei pysty kilpailemaan tuotteiden laadussa kansainvälisillä markkinoilla, mistä syystä tarjonta on suunnattu kotimaiseen kulutukseen. Venäjän riippuvuus raaka-aineiden viennistä tekee maan taloudesta erittäin herkän niiden hintojen muutoksille. Tästä syystä Venäjän talouskasvu- ja hintaennusteet vaihtelevat sen mukaan, mitä maailmanmarkkinahinnoista oletetaan. Suurin osa Venäjän 2000-luvun, jopa 7% vuosittaisesta talouskasvusta selittyikin juuri raaka-aineiden maailmanmarkkinahintojen huimalla nousulla sekä vuoden 1998 finanssikriisin aiheuttamasta ruplan kurssin romahduksesta; eli ohimenevistä ja ainutkertaisista tekijöistä eikä niinkään tietoisesta kasvupolitiikan seurauksista. (Komulainen ym. 2004, 10–15.)

Vuonna 2008 kansainvälisen finanssikriisin yhteydessä Dimitri Medvedev astui presidentiksi. Ratkaisuksi Venäjän ongelmiin valittiin talouden modernisointi, joka oli tarkoitus toteuttaa innovaatioihin ja investointiin kannustamisella ja infrastruktuuria parantamalla. (Korhonen ym. 2011.) Kriisi ei kuitenkaan jäänyt Venäjällä pitkäaikaiseksi, vaikka talous ei palautunutkaan sitä edeltävälle tasolle. Vuonna 2009 BKT laski 7,9 prosenttia lähinnä investointien ja varastosopeutusten takia, mutta devalvoituneen ruplan ansiosta tuonnin kanssa kilpaileva tuotanto nosti kilpailukykyään. Kohonneen öljyn hinnan ansiosta kokonaistuotanto, joka oli pudonnut 10 %, kasvoi vuosina 2010–2012 yli 4% vuodessa, minkä seurauksena kovin konkreettisia uudistuksia Medvedevin suunnitelma ei saanut aikaan. Kuitenkin jo vuonna 2012 alkoi uudelleen ilmetä talouskasvun hidastumista niin Venäjällä kuin muuallakin maailmassa. Maailmantalouden heikentyneet näkymät ja edessä mahdollisesti oleva pitkän hitaan talouskasvun vaihe on saanut Venäjän keskuspankin alentamaan kasvuennusteitaan toistuvasti. Talouskasvun tukemiseksi on investointiastetta eli kiinteiden investointien osuutta bruttokansantuotteesta pyritty nostamaan sekä julkisen- että yksityisen sektorin investointeja kasvattamalla. Investointiasteen nopea nostaminen on kuitenkin hankalaa, ja nykyinen 22 % investointiaste on nopeaan talouskasvuun pyrkivälle maalle liian alhainen. (Korhonen ym. 2013, 8.)

Venäjällä jo ennestään vallinneiden tulevaisuuden epävarmuustekijöiden joukkoon tuli keväällä 2014 vielä yksi uusi tekijä – Ukrainan kriisi. Venäjän puuttuminen Ukrainan tapahtumiin aiheutti vakavan häiriön Venäjän rahoitusmarkkinoilla, kun 3. maaliskuuta venäläisyriyten pörssi-arvosta katosi 60 miljardia dollaria. Tämän lisäksi ruplan arvo heikkeni huomattavasti, vaikka Venäjän keskuspankki nosti korkoa sekä tuki ruplaa valuuttamarkkinoilla. (Rautava 2014, 5.) Venäjän taloudellisen kehityksen ministeriö arvioi vuonna 2015 maan BKT:n kasvun rajoittuvan noin 1,5-2% vuodessa seuraavan viiden vuoden ajan, mikäli merkittäviä rakenteellisia ja institutionaalisia uudistuksia ei tehdä. Yhdistelmä, jossa öljyn hinta on laskenyt edelleen, kansainvälisten pakotteiden asettaminen ja rakenteellisten uudistusten jäädyttäminen laski Venäjän BKT:ta lähes 4% vuonna 2015 (taulukko 2).

Ulkomaiset investoinnit

Tuoreimpien tilastojen mukaan Venäjä sai vuonna 2013 suorita ulkomaisia investointeja 94 miljardin dollarin edestä, mikä kyseisenä vuonna teki Venäjästä kolmanneksi kiinnosta-

vimman sijoituskohteen maailmassa Yhdysvaltojen ja Kiinan jälkeen. On kuitenkin syytä huomata, että tästä öljyyhtiö BP:n osuus oli 57 miljardia dollaria, sen ostaessa osuuden Rosneftistä. Investointien kuitenkin odotetaan laskevan vuodelle 2014 noin 60%, mikä johtuu Ukrainan kriisiin liittyvästä poliittisen ilmapiirin kiristymisestä, joka vähentää ulkomaisia investointihankkeita merkittävästi Venäjälle tulevina vuosina. (CIA 2015.)

Osakemarkkinat

Venäjän pörssiä on perinteisesti edustanut kaksi arvopaperien välittäjää Moscow Interbank (MICEX) ja Russian Trading System (RTS). Venäjän johtavat pankit yhdessä keskuspankin kanssa perustivat vuonna 1992 MICEX:n, jossa alkuvuosina käytiin kauppaa ainoastaan Yhdysvaltain dollareissa. Kaupankäynnin kohteina olivat valuutat, valtion ja yritysten lainat, osakkeet sekä johdannaiset. Vuonna 1995 perustettiin Venäjän ensimmäinen säännelty pörssi RTS, johon yhdistettiin lukuisia alueellisia pörssejä. Kaupankäynnin kohteena oli täysi valikoima eri rahoitusinstrumentteja valuutoista hyödykefutuureihin. Aluksi RTS perustettiin voittoa tavoittelemattomaksi yritykseksi, joka myöhemmin muutettiin osakeyhtiöksi. Suurimmat osakkeenomistajat olivat suuret globaalit investointipankit kuten UBS, Credit Suisse ja Deutsche Bank. (Annual report of Moscow Exchange 2014.)

Venäjän rahoitusmarkkinat kokivat radikaaleja uudistuksia vuonna 2011, jolloin Moskovan pörssi (MOEX) perustettiin yhdistämällä kaksi edellä mainittua arvopaperipörssiä (MICEX JA RTS) yhdeksi arvopaperipörssiksi. Tämän jälkeen kahden aiemman moskovalaispörssin toimintoja yhtenäistettiin ja aikaisempien yleisindeksien, ruplina määritellyt MICEX-indeksin ja dollareina määritellyt RTS-indeksin pohjalle rakennettiin yhdistetty 50 keskeisimmän osakkeen yleisindeksi (MICEX-RTS –indeksi). Keväällä 2013 Moskovan pörssi listautui itse pörssiyhtiöksi ja keräsi 500 miljoonan dollarin rahoituksen toimintansa kehittämiseen. Moskovan pörssin tavoitteena on nousta Venäjän ja IVY-maiden johtavaksi finanssikaupan keskuksiseksi, sillä vuosina 2010-2012 vain 20% venäläisyriyten listautumisista tapahtui Venäjällä. Alkuvuonna 2014 Moskovan pörssi oli sinne listattujen yritysten osakkeiden markki-arvoltaan noin mailman 20. suurin arvopaperipörssi. (Annual report of Moscow Exchange 2014.)

Taulukko 2. Venäjän talouden tunnusluvut

Kokonaistalouden kuvaaja	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015e	2016e	2017e
Asukasluku, milj.	142,8	142,7	142,7	142,8	142,9	142,8	143,2	143,4	143,5	143,4	143,4
Nimellinen BKT, mrd. USD	1299,7	1660,8	1222,6	1524,9	1904,7	2016,1	2979,0	1860,6	1369,7	1399,2	1455,1
BKT per asukas, USD	9101	11635	8562	10674	13323	14078	14487	13735	9544	9757	10147
BKT, %-muutos	8,5	5,2	-7,8	4,5	4,2	3,4	1,3	0,6	-4,0	0,2	2,3
Teollisuustuotanto, vuosimuut., %	6,8	0,6	-10,7	7,3	5,0	3,4	0,4	1,7	-3,4	-1,5	1,0
Kokonaisinvestoinnit, % BKT:sta	25,36	24,08	17,14	21,71	24,41	23,67	21,62	19,94	18,74	18,08	18,08
Tavaravienti, mrd. USD	346,5	466,3	297,2	392,7	515,4	527,4	523,3	497,8	311,9	475,3	494,2
Tavaratuonti, mrd. USD	223,1	288,7	183,9	245,7	318,6	335,8	341,3	308,0	319,7	340,7	364,4
Vaihtotase, mrd. USD	72,2	103,9	50,4	67,5	97,3	71,3	34,8	58,4	65,8	53,1	43,6
Vaihtotase, % BKT:sta	5,5	6,2	4,1	4,4	5,1	3,0	0,9	3,2	4,5	3,8	3,0
Suorat ulkomaiset investoinnit, % BKT:sta	4,3	4,5	3,0	2,8	2,9	2,5	3,3	1,2	--	--	--
Tuontireservi, kk	16,8	11,4	16,1	14,0	13,3	13,1	12,0	9,5	11,5	10,4	10,5
Julkis- ja rahatalouden kuvaaja											
Inflaatio, vuosimuutos, %	9,0	14,1	11,6	6,8	8,4	5,1	6,8	7,8	14,5	8,0	6,0
Reaalikorko, %	-3,3	-4,8	13,0	-2,9	-6,4	1,5	4,2	3,6	--	--	--
Valtion velka, % BKT:sta	7,2	6,5	8,3	9,0	9,5	10,5	11,3	14,4	14,1	--	--
Ulkomainen velka, % BKT:sta	2,7	1,9	2,2	2,1	1,9	2,8	3,0	2,8	2,3	2,1	1,9
RUB/USD vaihtokurssi	24,55	29,38	30,19	30,48	32,20	30,50	32,89	58,93	73,99	75,95	78,00

(World Bank Development Indicators 2015; Emerging Europe Monitor, 2015)

4.2 Kazakstan

Neuvostoliiton aikana Kazakstan oli pääosin agraariyhteiskunta, joka tuotti raaka-aineita lähinnä Neuvostoliiton sotilasteollisuuden käyttöön. Maa itsenäistyi Neuvostoliiton romahdettua vuonna 1991. Uuden valtion suurin taloudellinen haaste tuleville vuosille oli talouden rakenteellinen muutos sekä siirtyminen keskusjohtoisesta suunnitelmataloudesta kohti markkinataloutta. Näinä vuosina Kazakstan käynnisti useita poliittisia, taloudellisia ja sosiaalisia uudistuksia saavuttaakseen demokraattisen tasavallan ja markkinatalousjärjestelmän. Vuonna 2001 Euroopan Unioni ja Yhdysvallat tunnustivat Kazakstanin omaavan toimivan markkinatalousjärjestelmän (ensimmäisenä maana IVY-maista). (World Bank Development Indicators.)

Itsenäistymisen jälkeen maan poliittinen kehitys on ollut huomattavasti vakaampaa kuin monessa muussa entisen Neuvostoliiton maassa. Valta maassa on keskittynyt voimakkaasti koko itsenäisyyden ajan autoritäärisin ottein hallitsevalle presidentille ja hänen lähipiirilleen, mistä syystä poliittista kehitystä on leimannut demokratian ja ihmisoikeuksien heikko tila. (Eklund ym. 2009,1; CIA 2015.)

Kazakstanin talous kasvoi 2000-luvulla voimakkaasti lähes 10% vuosivauhdilla aina globaaliin talouskriisiin asti. Kasvu muodostui lähes yksinomaan maan tärkeimpien luonnonvarojen (öljyn, kaasun ja metallien) viennistä, jota vauhdittivat 2000-luvun korkeat maailmanmarkkinahinnat. Tästä syystä kansainvälinen talouskriisi iski erittäin voimakkaasti maan talouteen tärkeimpien vientituotteiden hinnanlaskun kautta. Kazakstanin BKT:n voimakkaan kasvun lisäksi, myös maan asukaskohtainen BKT kasvoi nopeasti 2000-luvulla. Kazakstan on selkeästi kehittyneempi maa kuin suurin osa naapureistaan. Elintaso voidaan verrata esimerkiksi Venäjään, Ukrainaan tai Valko-Venäjään, sillä maan asukaskohtainen ostovoimakorjattu BKT vuonna 2014 oli 12 350 dollaria, joka on hieman Venäjää alhaisempi, mutta Ukrainaa korkeampi (taulukko 3). Kasvanut varallisuus on lähtöisin etenkin energiasektorin rajusta kasvusta, mutta myös esimerkiksi Kazakstanin maatalouden tehostumisesta ja ulkomaisten investointien kasvusta. Näiden lisäksi taloudelliset uudistukset ovat edistäneet maan kehitystä. (Eklund ym. 2009,1; CIA 2015.)

Kazakstanin riippuvuus luonnonvarojen viennistä on tehnyt maasta hyvin herkän niiden hintojen muutoksille. Tästä syystä erityisesti öljyn, mutta myös muiden luonnonvarojen

markkinahinnat tulevatkin pitkälti määrittämään maan talouden tulevien vuosien kasvuvauhdin. Pitkän aikavälin tähtäimellä Kazakstanin haasteena on maan talouden monipuolistaminen öljysektorin ulkopuolelle, minkä maan hallitus on ottanut yhdeksi pitkän tähtäimen päätavoitteekseen. (Eklund ym. 2009,1; CIA 2015.)

Ulkomaiset investoinnit

Ulkomaisten investointien katsotaan olevan yksi tärkeimmistä tekijöistä, mikä siivittää maan talouskasvua. Suorat ulkomaiset investoinnit ovat kasvaneet merkittävästi maan itsenäistymisen jälkeen. Maailmanpankin mukaan, Kazakstan lukeutuu maailman 20 kiinnostavimpien maiden joukkoon ulkomaisten sijoitusten kannalta. Kazakstan on saanut toiseksi eniten ulkomaisia investointeja IVY-maista, mikä oli suurimmaksi osaksi seurausta kansallisten öljy- ja kaasuyritysten sekä erilaisten teollisuusalojen yritysten yksityistämisestä. Vuosittainen FDI kasvoi 60% vuodesta 2006 vuoden 2007 10,6 miljardiin dollariin maan keskuspankin mukaan. On ennakoitu, että maa tulee houkuttelemaan arviolta 140 miljardin dollarin edestä investointeja maan öljysektorille. Kazakstan oli ensimmäinen IVY-maa, joka saavutti investointitason luottoluokituksen, ja vuonna 2004 Fitch määritteli Kazakstanin BBB-luottoluokkaan (vakaa luokitus). (Kazakstan Investment Climate Statement 2015.)

Osakemarkkinat

Vuonna 1993 Kazakstanissa otettiin käyttöön oma valuutta, tenge, jota seurasi pankkien välisen valuuttapörssin perustaminen. Vastaperustetun pörssin päätehtäväksi asetettiin uuden kansallisen valuuttamarkkinan kehittäminen. Vuonna 1995 pörssi rekisteröitiin uudella nimellä ”Kazakstanin pankkien välinen valuutta- ja arvopaperipörssi” (Kazakhstan Inter-Bank Currency and Stock Exchange), jolloin ensimmäistä kertaa myös valtion lainapaperit tulivat kaupankäynnin kohteeksi. Seuraavana vuonna pörssi uudelleenrekisteröitiin nimellä Kazakhstan Stock Exchange (KASE), josta muodostui pörssin nykyinen virallinen nimi. Rekisteröinnin yhteydessä futuurisopimusten kaupankäynti mahdollistettiin, ja vasta vuonna 1997 pörssissä oli mahdollista käydä kauppaa listattujen yhtiöiden osakkeilla. Kazakstanin pörssin kaupankäynti ja tuotteet olivat tarkoin kontrolloidut valtion toimesta vuoteen 2007 saakka, jolloin KASE päätettiin kaupallistaa. (Kazakstan Stock Exchange, viitattu 15.11.2015)

Taulukko 3. Kazakstanin talouden tunnusluvut

Kokonaistalouden kuvaaja	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015e	2016e	2017e
Asukasluku, milj.	15,5	15,7	16,1	16,3	16,6	16,8	17,0	17,3	17,6	17,9	18,1
Nimellinen BKT, mrd. USD	104,8	133,4	115,3	148,0	188,0	203,5	224,5	205,1	189,4	180,8	199,2
BKT per asukas, USD	6771	8513	7165	9070	11678	12504	13643	12350	11295	10680	11656
BKT, %-muutos	8,9	3,3	1,2	7,3	7,5	5,0	5,9	4,0	1,1	1,9	5,0
Teollisuustuotanto, vuosimuut., %	7,9	2,5	1,5	7,3	3,6	0,6	2,3	-0,1	0,1	3,0	4,8
Kokonaisinvestoinnit, % BKT:sta	35,53	27,51	29,42	25,37	22,50	24,76	23,93	24,41	30,83	19,27	28,06
Tavaravienti, mrd. USD	51,8	76,3	48,0	65,5	89,5	91,8	90,7	85,4	85,1	91,9	103,0
Tavaratuonti, mrd. USD	45,0	49,6	39,0	44,3	51,3	61,5	63,0	56,2	58,9	61,4	64,9
Vaihtotase, mrd. USD	-8,3	6,3	-4,1	1,4	1,0	1,0	-1,2	--	--	--	--
Vaihtotase, % BKT:sta	-7,9	4,7	-3,6	1,0	5,9	4,5	5,2	-1,2	-2,0	-1,8	-1,6
Suorat ulkomaiset investoinnit, % BKT:sta	11,4	12,6	12,4	5,0	7,3	6,7	4,3	3,5	--	--	--
Tuontireservi, kk	3	3	5	5	4	4	3	4,6	4,6	4,6	4,7
Julkis- ja rahatalouden kuvaaja											
Inflaatio, vuosimuutos, %	15,5	20,9	4,7	19,5	8,4	6,0	4,8	7,4	10,0	11,0	8,0
Reaalikorko, %	--	--	--	--	--	--	--	--	12	17	--
Valtion velka, % BKT:sta	7,7	8,9	14,2	16,2	12,4	13,2	15,3	14,9	--	--	--
Ulkomainen velka, % BKT:sta	93,6	79,5	92,2	69,3	66,1	66,6	66,2	68,6	71,7	72,1	61,7
KZT/USD vaihtokurssi	122,55	120,30	147,50	147,36	148,49	150,44	154,27	182,35	251,00	265,00	268,00

(World Bank Development Indicators 2015; Emerging Europe Monitor, 2015)

4.3 Ukraina

Itsenäistymisensä jälkeen vuonna 1991 Ukrainan hallitus käynnisti useita taloudellisia uudistuksia, joiden tarkoituksena oli muun muassa vapauttaa hintataso ja yksityistää valtion omaisuutta. Uudistukset tyrehtyivät korkeaan inflaatioon ja kansalliseen vastustukseen, minkä seurauksena tuotanto tippui vuoteen 1999 mennessä 40% vuoden 1991 tasosta. Ukrainan taloutta ja yhteiskuntaa vaivaavat edelleen siirtymätalouksille tyypilliset ongelmat kuten lainsäädännön epävakaus ja julkisen sektorin korruptio. Poliittiset jännitteet purkautuivat ensimmäisen kerran vuonna 2004 ”oranssissa vallankumouksessa”, johon syynä olivat taloudellisten ja sosiaalisten uudistusten hitaus, kasvava kritiikki Ukrainan Venäjää myötäilevää politiikkaa kohtaan sekä median vapauden kiristäminen, korruptio ja vaalitulosten manipulointi. Ukrainalle on ollut tunnusomaista poliittisen tilanteen epävakaus. Oranssin vallankumouksen jälkeistä aikaa ovat leimanneet tiheät henkilövaihdokset maan johdossa ja valtakamppailut vallankumouksen avulla. Tästä viimeisimpänä esimerkkinä marraskuussa 2013 alkanut ”Maidanin vallankumous”, joka käynnistyi Ukrainan poliittisen johdon kieltäytyessä allekirjoittamasta sovittua Ukrainan ja EU:n assosiaatiosopimusta, mikä ajoi maan kaaokseen. (CIA 2015.)

Kuten useille entisen Neuvostoliiton maille, siirtyminen kohti markkinatalousjärjestelmää on ollut haasteellista johtuen romahtaneesta tuottavuustasosta sekä korkeasta inflaatiosta. Ukrainalle tämä on ollut poikkeuksellisen vaikeaa. Ukrainan ja Puolan taloudet olivat 1990-luvun alussa saman kokoisia, mutta nykyään Puolan talous on kaksinkertainen verrattuna Ukrainan talouteen. Ukraina on bkt:lla mitattuna yksi Euroopan köyhimmistä valtioista.

Asukasta kohden laskettu bruttokansantuote vuonna 2014 oli 2154 dollaria (taulukko 4) ja sen arvioidaan laskeneen edellisestä vuodesta jopa 55%. Talouskasvu 2000-luvulla vuoden 2008 finanssikriisiin saakka oli erittäin nopeaa, noin 6,7%. Korkeat raaka-ainehinnat siivittivät Ukrainan talouskasvua. Suurin osa Ukrainan viennistä kohdistui Venäjälle, jonka talous kasvoi myös voimakkaasti korkean öljyn hinnan ansiosta. Talouskriisin jälkeen maan talous on supistunut noin -3.3% vuosivauhtia. (CIA 2015.)

Ukraina kärsi pahoin vuoden 2008 markkinakriisissä teräksen hinnan romahdettua. Vuonna 2009 BKT laski 15% ja maa ajautui velkasaneeraukseen. Vuonna 2010 IMF lupasi 15 miljardin dollarin lainan, mikäli Ukraina tekisi uudistuksia maan energiamarkkinoilla. Ukraina

on kuitenkin ollut vastahakoinen toteuttamaan uudistuksia, joilla olisi mahdollisia vaikutuksia energian hintaan. Vuonna 2011 IMF jäädytti velkasopimuksen ja kieltäytyi jatkamasta maksuja. Globaalin markkinakriisin jälkeen Ukraina on kärsinyt kansainvälisten investointien katoamisesta, jota on edesauttanut Ukrainan valuutan, hryvnian, arvon vajoomista. Valuutan arvon laskiessa valtion velka on noussut, sillä noin puolet Ukrainan veloista on otettu ulkomaan valuutassa. Ukrainan yksi suurimmista ongelmista on myös korruptio ja harmaa talous. Ukrainan harmaan talouden on arvioitu olevan yksi mailman korkeimmista, noin 50% valtion BKT:sta. (CIA 2015.)

Ulkomaiset investoinnit

Kuten edelläolevasta voi todeta, Ukraina on tällä hetkellä vaikeassa makro- ja rahataloudellisessa tilanteessa. Yksi ongelma tässä kokonaisuudessa on ulkomaisten investointien vähyys ja niiden houkuttaminen, mitä viimeaikaiset tapahtumat ovat vaikeuttaneet entisestään. Ukrainan ulkomaisten investointien laskevaan trendiin tuli voimakas shokki Ukrainan kriisin seurauksena vuonna 2014, jolloin ne romahtivat 24%. Tämän seurauksena ulkomaisten investointien osuudeksi bkt:sta muodostui vain 0,6% (taulukko 4), joka on Euroopan heikoin. (Kirchner ym. 2015.)

Tarkasteltaessa suorien investointien sijoittumista sektoritasolla, on huomattavissa, että niiden määrä on poikkeuksellisesti kohtalaisen vähäistä yleensä vientipainotteisessa teollisessa tuotannossa. Vastaavasti lainan osuus ulkomaisista investoinneista on kasvanut kattaen lähes 14%. Ulkomaisten investointien määrän laskulla oli myös merkittävä vaikutus kokonaistuotannon määrän laskuun, joka oli -1,3% vuonna 2014, ja jonka odotetaan laskevan vielä -18,1% vuonna 2015. (Kirchner ym. 2015.)

Osakemarkkinat

Ukrainan rahoitusinfrastruktuuri on läheisesti sidoksissa Venäjään. Maan kymmenestä pörssistä suurimmat ovat vuonna 1997 perustettu PFTS Ukraine Stock Exchange (First Stock Trade System), josta MICEX omistaa 51% ja vuonna 2008 toimintansa aloittanut UX (Ukrainian Exchange), josta toinen venäläinen pörssi, RTS omistaa 40%. PFTS on huomattavasti suurempi UX:ää mitattuna päivittäisen kaupankäyntivolyymin lisäksi markkina-arvolla, joka PFTS:llä oli noin 102 miljardia euroa ja UX:llä 40 miljardia euroa vuonna 2011.

1990-luvulla ja vielä 2000-luvun alussa Ukrainan osakemarkkinat kärsivät lukuisista ongelmista, kuten alhaisesta likviditeetistä ja arvonkehityksestä, joka johtui ukrainalaisten yritysten heikosta tuottavuudesta. Markkinoilta puuttui myös pääomaa, mikä johtui maan sosiaalisesta ja taloudellisesta epävakaudesta sekä markkinoiden heikosta infrastruktuurista. Edellä mainittujen ongelmien lisäksi, myös vuoden 1998 finanssikriisi vaikutti Ukrainan markkinoihin hyvin vahvasti. (Kirchner ym. 2015.)

Vuonna 2001 Ukrainassa käynnistettiin viisivuotissuunnitelma rahoitusmarkkinoiden kehittämiseksi, jonka tavoitteiksi asetettiin muun muassa markkinainfrastruktuurin kehittäminen, kansallisen talletusjärjestelmän perustaminen ja rahoitusalan ammattilaisten kouluttaminen. 2000-luvulla, vuoteen 2008 asti, Ukrainan osakemarkkinat kehittyivät tasaisesti. Esimerkiksi vuoteen 2006 mennessä osakkeiden markkina-arvon osuus mitattuna bkt:sta oli 41,8%, joka oli verrattavissa Venäjän, Puolan ja Unkarin markkinoihin. Finanssikriisin seurauksena positiivinen kasvu Ukrainan markkinoilla tyrehtyi vuonna 2008. Samana vuonna aloittanut UX mahdollisti yksityisten henkilöiden kaupankäynnin verkko-pohjaisessa alustassa ilman rajoitteita. (Dovhal 2015.)

Yhteenvetona voi todeta, että Ukrainan osakemarkkinat ovat kehittyneet huomattavasti ja viimeisten 10 vuoden aikana markkina-arvo on lähes kymmenkertaistunut, sekä osakkeiden lukumäärä on kasvanut 1990-luvulta noin 900%. Voimakkaasta kehityksestä huolimatta markkinoiden suhteellinen kasvu ei ilmennä Ukrainan osakemarkkinoiden kehityksen yleistä tasoa, sillä maan markkinat on luokiteltu FTSE:n mukaan korkeariskisiksi, samaan kategoriaan Kenian, Nigerian ja Vietnamin kanssa. (Dovhal 2015.)

Taulukko 4. Ukrainan talouden tunnusluvut

Kokonaistalouden kuvaaja	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015e	2016e	2017e
Asukasluku, milj.	46,5	46,2	46,0	45,8	45,8	45,5	45,2	44,9	44,6	44,4	44,1
Nimellinen BKT, mrd. USD	142,7	179,9	117,2	136,4	162,0	175,3	176,6	96,8	93,0	98,6	99,1
BKT per asukas, USD	3068	3891	2545	2973	3535	3850	3903	2154	2083	2222	2249
BKT, %-muutos	8,5	2,8	-14,4	4,6	5,6	0,3	0,0	-6,8	-7,2	0,6	2,7
Teollisuustuotanto, vuosimuut., %	10,5	-5,7	-19,5	7,3	7,0	-0,3	0,2	-1,3	-18,1	2,0	4,0
Kokonaisinvestoinnit, % BKT:sta	26,7	28,0	17,1	20,0	22,4	21,7	17,9	14,1	--	--	--
Tavaravienti, mrd. USD	61,4	82,5	52,1	65,6	88,8	89,8	85,3	68,7	41,4	44,1	50,8
Tavaratuonti, mrd. USD	69,5	96,8	54,0	69,6	99,0	104,5	100,8	74,1	42,7	44,9	51,1
Vaihtotase, mrd. USD	-5,2	-1,2	-1,7	-3,0	-10,2	-14,8	-16,4	-5,3	-1,7	-1,3	-1,1
Vaihtotase, % BKT:sta	-3,6	-7,1	-1,5	-2,2	-6,3	-8,4	-9,3	-5,5	-1,8	-1,3	-1,1
Suorat ulkomaiset investoinnit, % BKT:sta	7,1	5,9	4,1	4,7	4,4	4,7	2,5	0,6	--	--	--
Tuontireservi, kk	5,3	4,8	5,1	5,0	3,9	2,8	2,4	1,2	2,2	2,2	2,1
Julkis- ja rahatalouden kuvaaja											
Inflaatio, vuosimuutos, %	12,8	25,2	15,9	9,4	8,0	0,6	-0,3	12,1	53,0	14,2	5,6
Reaalikorko, %	-7,2	-8,6	6,9	1,8	1,6	9,8	11,8	12,5	19,5	15,5	8,5
Valtion velka, % BKT:sta	--	13,8	24,9	29,9	27,5	33,7	--	--	--	--	--
Ulkomainen velka, % BKT:sta	56,1	55,1	90,9	93,1	85,0	75,5	82,6	158,8	187,3	190,2	192,8
UAH/USD vaihtokurssi	5,05	5,27	7,79	7,94	7,98	8,08	8,16	12,01	24,00	26,00	27,00

(World Bank Development Indicators 2015; Emerging Europe Monitor, 2015)

4.4 Kirgisia

Neuvostoliiton hajottua ja maan itsenäistyttyä vuonna 1992, Kirgisian talous lamaantui täysin Neuvostoliiton talousvyöhykkeen ja Moskovasta saatujen tukien romahdettua. Itsenäistymisen jälkeen maa kuitenkin omaksui nopeasti uuden markkinatalousjärjestelmän ja toteutti lukuisia uudistuksia, joiden ansiosta maan talous on lähes palautunut itsenäistymistä edeltävälle tuotannontasolle. Tehtyjen uudistusten myötä Kirgisia sai WTO:n jäsenyyden ensimmäisenä IVY-maista vuonna 1998. Uudistuksista ja valtion omistuksessa olleiden yritysten yksityistämistä huolimatta talous on kasvanut verrattain hitaasti viime aikoina Kirgisiassa, mihin ovat vaikuttaneet kansainvälinen talouskriisi ja öljyn hinnan romahtaminen. Vuoteen 2008 BKT:n vuosittainen kasvuvauhti oli noin 8%, mutta laski tämän jälkeen useaksi vuodeksi. BKT:n kasvun ennustetaan tulevina vuosina olevan maltillista, noin 4% vuodessa (taulukko 5). Kirgisia on köyhä, vuoristoinen Keski-Aasian maa, joka on pitkälti riippuvainen luonnonvaroista, maataloudesta ja ulkomailla työskentelevien kansalaistensa rahalahetyksistä. Vuonna 2011 kolmasosa kirgisialaisista eli köyhyysrajan alapuolella. Maatalouden tärkeimmät tuotteet ovat puuvilla, villa ja liha, joista ainoastaan puuvilla on vientituote. (CIA 2015.)

Kirgisia on kokenut kaksi veristä vallankumousta itsenäistymisen jälkeen. Ensimmäinen, ns. tulppaanivallankumous syttyi maaliskuussa 2005 presidentin Askar Akayevin ja hänen lähipiirinsä harjoittaman systemaattisen korruption seurauksena ajaen presidentin lopulta maanpakoon. (International Crisis Group 2005, 1.) Vallankumous nosti entisen pääministerin Kurmanbek Bakievin uudeksi presidentiksi. Vallanvaihdos ei kuitenkaan vienyt maata parempaan suuntaan, ja viisi vuotta myöhemmin huhtikuussa 2010 lisääntynyt tyytymättömyys uutta johtoa kohtaan kärjistyi useina yhteenottoina Kirgisiassa. Presidentin eroa vaatineissa mellakoissa menehtyi 81 ihmistä, ja se jätti jälkeensä yli 1000 haavoittunutta. (Bohr 2010, 2.)

Vuoden 2010 poliittisten levottomuuksien jälkeen seurasi sarja uudistusmielisiä hallituksia, jotka ovat pyrkineet palauttamaan maan taloudellisen ja yhteiskunnallisen vakauden, parantamaan julkisen hallinnon puutteita, investointi-ilmapiiriä ja ehkäisemään korruptiota. Vuoden 2011 vahvaa talouskasvua seurasi merkittävä romahdus, joka johtui kullantuotannon ongelmista Kumtorin kaivoksessa. Kirgisian talouden riippuvuutta raaka-aineista kuvastaa se, että ilman ongelmia kullantuotannossa vuonna 2012 maan bkt olisi kasvanut

maltilliset 3,9%, -0,4 % sijaan. Maan kaivosala muodostaa noin 26 prosenttia maan verotuloista, 10% bkt:sta ja noin 50% vientituloista. (CIA 2015.)

Kirgisiassa on asetettu korkeat tavoitteet elokuussa 2015 voimaan tulevalle Euraasian unionin jäsenyydelle. Uusien investointien ja kaupan kasvu on kuitenkin epävarmaa, sillä Venäjän ja Kiinan hidastuva talouskasvu, korkeat kulutushyödykkeiden hinnat ja maan valuutan arvon voimakas heilahtelu rajoittavat talouden kasvua (CIA 2015).

Ulkomaiset investoinnit

Maa on pyrkinyt houkuttelemaan ulkomaisia investointeja monipuolistaakseen tuotantoaan muun muassa rakentamalla uusia vesivoimaloita, mutta vaikea investointiympäristö sekä pitkään jatkunut kiista kanadalaisen kaivosyhtiön kanssa on haitannut maan pyrkimyksiä. Helmikuussa 2015 Kirgisian parlamentti uhkasi kansallistaa yhtiön paikallisen kaivoksen, mikäli sopimusta ei syntyisi määräaikaan mennessä. (Dzyubenko 20.10.2014.)

Tästä huolimatta Kiina ja Venäjä ovat mukana useissa infrastruktuuriin liittyvissä investointihankkeissa, joihin päätyy suurin osa maan saamista ulkomaisista investoinneista. Vuonna 2013 maahan tulleiden investointien arvo nousi 758 miljoonaan dollariin vuoden takaisesta 293 miljoonasta dollarista, muodostaen 10,3% maan bkt:sta (taulukko 5). Kiina oli mukana rahoittamassa vuonna 2013 muun muassa moottoritietä, kaasuputkea sekä jalostamoita, ja vuonna 2014 investoi 70 miljoonaa dollaria sementtitehtaan rakentamiseen. Teollisuussektorin lisäksi rahoitussektori houkuttelee suurimman osan suorista ulkomaisista investoinneista, johon ovat osallistuneet Saksa ja Iso-Britannia. (UN World Investment Report 2014.)

Osakemarkkinat

Kirgisian pörssi (KSE) perustettiin vuonna 1994 yksityisenä, yleishyödyllisenä organisaationa, jonka päätavoitteena oli luoda maahan tehokkaat arvopaperimarkkinat. Alkuvaiheessa pörssiin listautuneita osakeyhtiöitä oli 34 kappaletta, ja luku kasvoi 60:een yhtiöön vuoteen 1998 mennessä. Vuonna 2000 Kirgisian pörssistä muodostettiin osakeyhtiö, jonka yhdeksi osakkaaksi tuli Istanbulin pörssi (ISE). Samana vuonna pörssi liittyi myös Euraasian federaation arvopaperipörssiin, joka yhdistää yli 20 yksittäistä markkinapaikkaa Itä-Euroopasta Itä-Aasiaan. Vuonna 2007 KSE:lle myönnettiin oikeus välittää Kirgisian valtion velkakirjoja. Samana vuonna pörssi saavutti kaupankäynnissä kaikkien aikojen ennä-

tyksensä – 99 miljoonaa euroa nousten vuosituhannen alusta runsaat 60 prosenttia. Vuonna 2015 listattuja osakeyhtiöitä Kirgisian pörssissä oli 147 ja osakevaihdon arvo noin 76 milj. euroa. Kirgisian pörssi ei ole kuitenkaan kovin likvidi markkinapaikka, sillä parhainpina-kin vuosina kauppoja on toteutettu ainoastaan muutamia tuhansia. (Kyrgyz Stock Exchange 2015.)

Taulukko 5. Kirgisian talouden tunnusluvut

Kokonaistalouden kuvaaja	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015e	2016e	2017e
Asukasluku, milj.	5,2	5,3	5,3	5,4	5,5	5,6	5,7	5,8	5,9	6,0	6,1
Nimellinen BKT, mrd. USD	3,8	5,1	4,7	4,8	6,2	6,6	7,2	7,7	7,3	8,0	8,5
BKT per asukas, USD	721	966	871	880	1123	1206	1302	1376	1285	1374	1447
BKT, %-muutos	8,5	8,4	2,9	-0,5	6,0	-0,1	10,5	4,1	4,2	3,9	3,1
Teollisuustuotanto, vuosimuut., %	10,3	14,0	-0,3	2,5	7,0	-11,7	30,5	5,0	-16,7	-7,5	-2,5
Kokonaisinvestoinnit, % BKT:sta	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Tavaravienti, mrd. USD	2,0	2,6	2,3	2,3	2,3	2,0	2,0	2,1	2,3	2,5	2,6
Tavaratuonti, mrd. USD	3,2	4,6	3,6	3,8	3,9	5,2	5,6	5,5	5,7	5,9	6,2
Vaihtotase, mrd. USD	-2,3	-7,1	-2,0	-3,2	-5,9	-1,7	-1,7	-1,8	--	--	--
Vaihtotase, % BKT:sta	-5,9	-13,9	-4,3	-6,6	-10,3	-25,4	-23,1	-20,5	-21,5	-20,3	-19,8
Suorat ulkomaiset investoinnit, % BKT:sta	5,4	7,3	4,0	9,1	11,1	4,4	10,3	2,8	--	--	--
Tuontireservi, kk	4,0	3,0	5,0	5,0	5,2	4,4	4,8	4,3	4,3	4,3	4,3
Julkis- ja rahatalouden kuvaaja											
Inflaatio, vuosimuutos, %	9,0	14,1	11,6	6,8	-11,3	1,7	4,0	10,5	12,0	6,0	3,8
Reaalikorko, %	9,1	-1,9	18,1	19,5	14,5	3,8	14,0	16,6	--	--	--
Valtion velka, % BKT:sta	56,8	48,5	58,1	59,7	49,4	49,0	46,1	53,0	--	--	--
Ulkomainen velka, % BKT:sta	--	--	--	--	88,5	91,2	94,1	97,6	109,0	107,4	107,8
RUB/USD vaihtokurssi	37,32	36,57	42,90	45,96	46,28	47,40	49,25	58,89	68,00	69,00	70,00

(World Bank Development Indicators 2015; Emerging Europe Monitor, 2015)

4.5 Georgia

Georgia, kuten kaikki muutkin entisen Neuvostoliiton maat, itsenäistyi Neuvostoliiton hajottua vuonna 1991. Georgia sijaitsee maantieteellisesti merkittävällä alueella entisen silkkitien varrella, jossa Eurooppa kohtaa Aasian, ja tämän ansiosta maan kulttuuriperintö on merkittävä. Samasta syystä maa on ollut mukana useissa konflikteissa. Leudon ilmastonsa ansiosta Georgia on merkittävä maataloustuottaja ja vie paljon hedelmiä ja viiniä naapurimaihin. Maataloustuotteiden lisäksi muita merkittäviä vientituotteita ovat malmit kuten kulta ja kupari sekä hieman pienemmissä määrin myös koneet ja kemikaalit. (CIA 2015.)

Neuvostoliiton hajoaminen johti maan talouden romahtamiseen, mutta myös maan sisäiset konfliktit pahensivat taloudellista tilannetta. Georgian tilanne alkoi vähitellen vakautua vuoden 1995 jälkeen ja parani vielä vuoden 2003 verettömän vallankumouksen ns. ruusu-vallankumouksen seurauksena. Georgia kärsii edelleen ratkaisemattomista konflikteista Abhasiassa ja Etelä-Ossetiassa. Suhteet naapurimaahan Venäjään ovat kyseisten kiistojen ja Georgian Nato-pyrkimysten vuoksi huonot ja käjistyivät elokuussa 2008, jolloin Venäjä miehitti osan Georgiasta Etelä-Ossetiassa syttyneen sodan yhteydessä. 1990-luvulla maan suurimpana ongelmana oli lähes krooninen energiapula, joka johtui oman sähköntuotannon tehottomuudesta sekä Venäjän ailahtelevasta energiapolitiikasta. Energiaongelmat saatiin kuitenkin korjattua 2000-luvun puoliväliin tultaessa, kun maan uudistetut vesivoimalat ja uusi kaasuputki Azerbaidzanista otettiin käyttöön. Georgian strategisesti tärkeän sijainnin ansiosta maasta on tullut merkittävä kauttakulkualue niin kaasulle, öljylle kuin muillekin tuotteille. Useita Mustalle- ja Välimerelle suuntautuvia kaasu- ja öljyputkia on rakennettu ja rakennetaan. Niistä suurimman, Shah Deniz II, noin kahden miljardin dollarin investoinnin, on määrä valmistua vuoteen 2019 mennessä. Ulkomaisten investointien korkea taso on heijastunut positiivisesti maan talouteen, ja Georgia on yksi Itä-Euroopan nopeimmin kehittyneistä maista. (CIA 2015.)

Georgian BKT kasvoi yli 10% vuosina 2005-2007 pääosin ulkomaisten investointien ja valtion löyhän finanssipolitiikan ansiosta. Seuraavina vuosina kasvu kuitenkin hidastui Venäjän kanssa käydyn lyhyen sodan ja finanssikriisin seurauksena (taulukko 6). Talous kuitenkin palautui osittain ennalleen vuosien 2010-2013 aikana, vaikkakaan Georgian talouskasvun moottorina toimineet ulkomaiset investoinnit eivät ole palautuneet konfliktia

edeltäneelle tasolle. Myös työttömyys on pysytellyt korkealla ja monet georgialaiset työkentelevät ulkomailla tai oman maan virallisten työmarkkinoiden ulkopuolella. (CIA 2015.)

Georgian itsenäistymisen jälkeen maan taloutta on asteittain liberalisoitu ja ulkomaisia investointeja houkutellaan edelleen säännöstelyä purkamalla, verohelppouksilla sekä korruptiota vähentämällä. Kansainvälinen valuuttarahasto ja Maailmanpankki ovat myös antaneet huomattavaa tukea maalle. Maan hallitus perusti vuoden 2014 alussa kuuden miljardin dollarin pääomarahaston, jonka tarkoituksena on investoida maan turismin, maatalouden ja infrastruktuurin kehittämiseen. Samana vuonna Georgia allekirjoitti myös assosiaatiosopimuksen Euroopan unionin kanssa, jonka tarkoituksena on luoda pohjaa vapaakauppasopimukselle sekä alueiden väliselle viisumivapaudelle. (CIA 2015.)

Ulkomaiset investoinnit

Houkutellakseen ulkomaisia investointeja, maa tarjoaa monia vero- ja lainsäädännöllisiä etuja. Näiden lisäksi korruptio on maassa historiansa alhaisimmalla tasolla, sillä Transparency Internationalin luokituksessa maa sijoittui esimerkiksi ennen Italiaa ja Brasiliiaa (50/174). (Transparency International 2015.)

Ulkomaiset investoinnit romahtivat vuonna 2009 pääosin maassa käydyn sodan seurauksena, ja maa ei ole vielä saavuttanut kriisiä edeltävää investointitasoa. Suorien ulkomaisten investointien yhteenlaskettu määrä vuodesta 2006 vuoteen 2014 on noin 10,5 miljardia dollaria, ja vuonna 2014 maahan investoitiin miljardi dollaria. Suorien ulkomaisten investointien osuus bruttokansantuotteesta on kuitenkin laskenut vuodesta 2011 lähtien (taulukko 6). Tärkeimmät investoijat maahan ovat olleet Alankomaat, Yhdysvallat ja Turkki, joiden investointikohteet ovat pääosin sijoittuneet maan infrastruktuurin kehittämiseen sekä kaasu- ja öljyputkien rakentamiseen. (Ministry of Economy and Sustainable Development of Georgia, 2015.)

Osakemarkkinat

Georgian arvopaperipörssi (GSE) perustettiin vuonna 1999 Yhdysvaltain kehitysyhteistyöviraston avustuksella. Virallinen kaupankäynti alkoi seuraavana vuonna, ja vuoteen 2004 mennessä pörssiin listattujen yhtiöiden lukumäärä oli kasvanut 277 yritykseen. Käytännössä kaikki listatut yhtiöt olivat entisiä valtion omistamia ja johtamia yrityksiä, jotka yhtiöitet-

tiin ja yksityistettiin. Vuonna 2008 tehtiin monia merkittäviä lakimuutoksia, jotka vaikuttivat GSE:n toimintaan. Näiden myötä eri rahoitusinstituutioille voitiin myöntää lisenssoitujaoikeuksia arvopaperimarkkinoilla toimimiseen ja kaupankäyntiin sekä etäjäsenyyksiä ulkomaisille toimijoille. Samana vuonna perustettiin myös pörssin virallisen markkinakehityksen mittari – GSE indeksi, jonka myötä kehitystä tuli mahdolliseksi seurata päivittäin. Vuonna 2014 listattuja yrityksiä pörssissä oli 128 kappaletta ja markkina-arvo noin 64 miljoonaa dollaria. Georgian pörssin päivittäinen vaihto on noin 60 dollaria. (Georgian Stock Exchange 2015.)

Taulukko 6. Georgian taloutta kuvaavat tunnusluvut

Kokonaistalouden kuvaaja	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015e	2016e	2017e
Asukasluku, milj. (ven. os. väest.)	4,4	4,4	4,4	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	4,4	4,4	4,3
Nimellinen BKT, mrd. USD	10,2	12,8	10,8	11,6	14,4	15,9	16,2	16,5	14,7	15,3	16,9
BKT per asukas, USD	2318	2918	2440	2613	3302	3637	3730	3808	3410	3577	3963
BKT, %-muutos	12,3	2,3	-3,8	6,3	11,4	6,4	3,3	4,8	2,1	2,4	2,4
Teollisuustuotanto, vuosimuut., %	24,3	21,9	21,9	22,2	25,6	6,7	-0,4	3,7	0,6	4,0	5,0
Kokonaisinvestoinnit, % BKT:sta	32,0	26,0	13,0	22,0	26,0	29,0	25,0	30,0	--	--	--
Tavaravienti, mrd. USD	3,2	3,7	3,2	4,0	5,2	6,0	7,2	7,0	7,5	8,3	8,9
Tavaratuonti, mrd. USD	5,9	7,5	5,2	6,1	8,0	9,1	9,3	9,9	10,1	10,9	11,7
Vaihtotase, mrd. USD	-2,0	-2,8	-1,1	-1,2	-1,8	-1,9	-0,9	-1,6	-1,7	-1,7	-1,7
Vaihtotase, % BKT:sta	-19,6	-22,0	-10,6	-10,3	-12,7	-11,7	-5,7	-9,8	-11,4	-10,9	-10,1
Suorat ulkomaiset investoinnit, % BKT:sta	18,3	12,4	6,0	7,4	6,0	2,7	3,3	1,2	--	--	--
Tuontireservi, kk	3,0	3,0	4,0	4,0	4,2	3,8	3,7	3,3	3,9	3,9	3,7
Julkis- ja rahatalouden kuvaaja											
Inflaatio, vuosimuutos, %	9,2	10,0	1,7	7,1	8,7	-0,9	-0,4	3,1	4,0	4,5	4,1
Reaalikorko, %	6,74	7,60	20,28	6,73	6,75	5,25	3,75	4,00	5,00	5,00	5,00
Valtion velka, % BKT:sta	22,7	27,0	34,6	36,8	32,5	32,5	--	--	--	--	--
Ulkomainen velka, % BKT:sta	29,3	60,9	80,9	84,5	81,1	82,9	84,6	88,9	107,8	111,2	108,4
RUB/USD vaihtokurssi	1,67	1,49	1,67	1,78	1,67	1,66	1,74	1,89	2,20	2,10	2,05

(World Bank Development Indicators 2015; Emerging Europe Monitor, 2015)

5 TUTKIMUSMENETELMÄT

Tässä luvussa käsittelen työni kannalta keskeisiä tutkimusmetodeja sekä niiden lisäksi paneudun ehdollisen volatiliteetin mallintamisen teoreettiseen taustaan. Rahoitusinstrumenttien kuten osakeindeksien tuotoissa on havaittavissa kaksi erityispiirrettä. Ensinnäkin aineistoista estimoitu tuottojen regressioyhtälön virhetermin varianssi on heteroskedastinen (muuttuva), jolloin tuotot eivät ole normaalijakautuneita. Rahoitusinstrumenttien tuottoja voidaan kuvata nollakeskinä aikasarjoina, mistä syystä tuottojen välillä ei esiinny autokorrelaatiota. Käytännössä tällä tarkoitetaan aikasarjaa, jonka keskiarvo on nolla, eivätkä tällöin tulevat tuotot riipu edellisen ajanjakson tuotoista. Tästä huolimatta rahoitusaikasarjoihin liittyy myös toinen ominaisuus, volatiliteetin kasautuminen. Tällä tarkoitetaan tilannetta, jossa isoja muutoksia (residuaaleja) rahoitusinstrumenttien tuotoissa seuraa joukko uusia suuria hintamuutoksia ja vastaavasti pieniä muutoksia seuraa joukko pieniä. Tällaisia voimakkaamman sekä heikomman volatiliteetin jaksoja on erityisesti havaittavissa esimerkiksi osakemarkkinoiden tuotoissa, ja etenkin tarkasteltaessa tuottoja päivä- tai viikkotasolla. Edellä mainituista syistä tällaisten aineistojen analysointiin klassiset lineaariset regressiomallit eivät sovellu, sillä niiden taustaoletuksena on tuottojen normaalijakautuneisuus. (Brooks 2008, 386-387.)

Rahoitusinstrumenttien tuottojen aikasarjoja voidaan analysoida paremmin mallilla, jossa sen residuaalivarianssin annetaan riippua menneistä arvoista. Käyttämäni mallit pohjautuvat Englen vuonna 1982 esittelemälle ehdollisen volatiliteetin ARCH-mallille. Englen urauurtava tutkimus käytännössä käynnisti volatiliteetin ekonometrisen mallintamisen ja sen kehityksen. Nykyisin on olemassa huomattava määrä ARCH-mallien yleistyksiä ja Englen (2002) mukaan ARCH-malleilla mallinnettavaa ehdollista volatiliteettia esiintyy lähes jokaisessa rahoitusmarkkinoihin liittyvässä tuottosarjassa. Tässä työssä pääpaino volatiliteetin mallintamisessa pohjautuu Bollerslevin (1986) kehittämän ARCH-mallin yleistetyn muodon, GARCH-mallin muunnelmille, erityisesti DCC-GARCH-mallille.

Englen (2002) kehittämä dynaamisen ehdollisen korrelaation GARCH-malli on variaatio monimuuttuja GARCH-mallista (MGARCH). Tämä malli soveltuu rahoitusmarkkinoiden ajassa vaihtelevan ehdollisen volatiliteetin sekä volatiliteetin spillover-vaikutusten mallintamiseen. DCC-malli on epälineaarinen ja se on estimoitavissa joko yleistetyn ARCH-

mallin uskottavuusfunktiolla tai kaksivaiheisella estimointimenetelmällä, joita käsitellään myöhemmin tässä luvussa. Muilla MGARCH-malliin pojutuvilla malleilla, kuten VEC, BEKK, Cholesky factor GARCH ja jatkuvan ehdollisen korrelaation (CCC) mallilla, jota myös käytän työssäni, voi yhtä hyvin käyttää ehdollisen volatilitietin mallintamiseen, mutta näihin malleihin tulisi asettaa rajoitteita, jotta ne olisivat positiivisesti definiittejä parametrisoidun varianssikovarianssimatriisiin suhteen. Tämän vuoksi DCC-GARCH-malli on huomattavasti käytännöllisempi verrattuna muihin MGARCH-malleihin. DCC-mallin etuihin kuuluu myös estimoitavien parametrien vähyys muihin MGARCH-malleihin verrattuna, joissa estimoitavia parametreja on huomattavasti enemmän ja ovat myös huomattavasti vaikeammin selitettävissä. Tämän lisäksi esimerkiksi CCC-GARCH-mallin oletus korrelaation pysyvän ajan suhteen vakiona ei ole kovinkaan realistinen. DCC-mallin etuihin voi laskea myös, että se omaa yhden muuttujan GARCH-mallin joustavuuden estimoitavien parametrien lukumäärän olessa vähäinen korrelaatio- ja kovarianssimatriiseissa. Näiden ominaisuuksien ansiosta DCC-malli soveltuu hyvin osakemarkkinoiden ajassa vaihtelevien korrelaatioiden mallintamiseen sekä on huomattavasti robustisempi verrattuna muihin käytettävissä oleviin malleihin. DCC-mallin etuihin sisältyy myös se, että kriisiperiodia tutkittaessa eksaktit päivämäärät korrelaation tai tartunnan alkamiselle sekä päättymiselle tulevat ilmi. Englen (2002) tutkiessa MGARCH-mallien soveltuvuutta, hän havaitsi, että kahden muuttujan DCC-malli oli tarkin ja siten myös soveltuvin korrelaation dynamiikan mallintamiseen. (Engle 2002; Ibragimov & Muller 2010, 453.)

5.1 Yhden muuttujan GARCH-mallit

Rahoitusaikasarjojen on empiirisesti havaittu usein sisältävän kaksi erityispiirrettä. Ensimmäinen ominaisuus on volatilitietin kasautuminen, eli sarjan ehdollinen varianssi ei pysy ajassa vakiona. Käytännössä volatilitietin kasautuminen tarkoittaa, että isoja muutoksia (residuaaleja) kohde-etuksien hinnoissa tai tuotoissa seuraa uusi joukko shokkeja eli hintamuutoksia. Tällainen ominaisuus on helposti havaittavissa mm. osakkeiden hintasarjoista, jotka sisältävät sekä korkean, että heikomman volatilitietin jaksoja. Toinen erityispiirre on aineistosta estimoidun tuottojen regressioyhtälön virhetermin varianssin heteroskedastisuus. Tämä tarkoittaa, että varianssi on ajassa muuttuva, eikä tällöin noudata normaalijakaumaa. Näistä syistä johtuen klassiset lineaarisen regression mallit eivät sovellu tämän tyylisten aineistojen analysointiin, sillä ne olettavat jäännöstermien, eli odottamat-

tomien tuottojen, olevan normaalijakautuneita ja virhetermin varianssin homoskedastinen, eli vakio. Mikäli virhetermin varianssi oletetaan homoskedastiseksi, saadut estimaatit muodostuvat tällöin harhaisiksi. Osaketuottojen jäännöstermien varianssi on hyvin pienellä todennäköisyydellä vakio, mistä syystä tarvitaan epälineaarinen malli, joka ottaa huomioon aineistossa esiintyvän autokorrelaation ja varianssin heteroskedastisuuden. Yksi tapa mallintaa edellä mainittuja ominaisuuksia sisältäviä aikasarjoja on käyttää ehdollisen volatiliiteetin malleja, joissa ehdoton varianssi on ajasta riippumaton vakio, mutta ehdollisen varianssin sallitaan riippuvan aikaisemmista arvoistaan. (Brooks 2008, 386.) Aikaisemmin mainittu Englen vuonna 1982 kehittämä autoregressiivinen ehdollisen heteroskedastisuuden (ARCH) malli ajankohdalle t voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$(1) \quad h_t = \omega \bar{\sigma} + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-1}^2 \quad u_t \sim N(0, h_t)$$

missä h_t eli ehdollinen varianssi riippuu jatkuvasta varianssiestimaatista $\bar{\sigma}$, joka on volatiliiteetin pitkän aikavälin keskiarvo ja ehdoton kaikille havainnoille, sekä residuaalin varianssin edellisistä arvoista u_{t-1}^2 , joille kohdennettua painoa merkitään α :lla. Edellä esitetty malli on ns. ARCH (q) –malli, jossa virhetermin varianssi riippuu neliöityjen virhetermien viiveiden määrästä q . Malli on käänteinen suhteessa varianssin painon ja viiveiden suhteen. Paino vähenee lisätessä viiveiden lukumäärää, jolloin ehdollinen varianssi saavuttaa jatkuvaa varianssiestimaattia. ARCH (1) –mallissa ajanjakson t varianssi riippuu edellisen jakson varianssista, eli käytännössä mallissa otetaan huomioon vain viimeisimmät havainnot esimerkiksi volatiliiteetista.

$$(2) \quad h_t = \omega \bar{\sigma} + \alpha u_{t-1}^2$$

Mallissa varianssin pitää olla aidosti positiivinen, tällöin sen täytyy täyttää ehdot $\omega > 0$ ja $\alpha \geq 0$. Mallin mukaan mittausperiodilla vallinnut korkea volatiliiteetti kasvattaa tämän päivän ehdollista varianssia. Eli ajanjaksolla $t-1$ tapahtuessa iso muutos (shokki) saa virhetermi u_t suuren absoluuttisen arvon, minkä takia on hyvin todennäköistä, että myös termin u_{t-1}^2 arvo sekä seuraavan residuaalin arvo on suuri. (Brooks 2008, 386-388.)

ARCH-malleilla on kuitenkin syynsä, miksi niitä ei enää kovin usein käytetä rahoitusmarkkinoiden volatilitietin mallintamisessa. Mallissa ehdollinen varianssi oletetaan positiiviseksi. Empiirisesti on kuitenkin havaittu, että parametrien kasvattaminen kasvattaa myös todennäköisyyttä, että positiivisuusrajoite rikkoontuu. ARCH-mallien viiverakenne on myös monimutkainen eikä ole vakiintunutta menetelmää optimaalisen viivemäärän määrittämiseksi.

Autoregressiivisen ehdollisen heteroskedastisuuden malleista on kehitetty useita erilaisia yleistettyjä muotoja. Yksi käytetyimmistä on Bollersleevin (1986) esittelemä laajennus GARCH-malli, joka on vähäparametrisempi sekä viiverakenteelta joustavampi, ja siksi helpommin ja luotettavimmin laskettavissa. Mallissa nykyisen periodin varianssi riippuu edellisen periodin virhetermin lisäksi myös kyseisen periodin realisoituneesta varianssista. GARCH (q,p) malli voidaan kirjoittaa muodossa

$$(3) \quad h_t = \omega\bar{\sigma} + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$$

GARCH-malli sisältää jatkuvan varianssin ja ARCH-efektin lisäksi myös edellisten periodien varianssiestimaatit painolla β_j , mitä kutsutaan GARCH-efektiksi. GARCH (q,p) mallissa lisätään q -määrä autoregressiotermejä ARCH (q) -malliin. On kuitenkin käytännössä havaittu, että mallin yksinkertaisin spesifikaatio, joka sisältää yhden viivästetyn jäännöstermin sekä autoregressiotermin, on usein riittävä rahoitusmarkkinatuottojen mallintamisessa ja tulosten hyödyntämisessä reaali maailmassa. GARCH(1,1) voidaan esittää seuraavasti

$$(4) \quad h_t = \omega\bar{\sigma} + \alpha u_{t-1}^2 + \beta h_{t-1},$$

jossa estimoitavat parametrit ovat ω , α ja β . Edellisten periodien volatilitietin estimaatti h_{t-1} muodostuu seuraavasti:

$$(5) \quad h_{t-1} = \omega\bar{\sigma} + \alpha u_{t-2}^2 + \beta h_{t-2}$$

Jäännöstermien viiveitä kasvattamalla aineiston läpikäymät shokit ovat havaittavissa, joskin GARCH-mallien estimointitarkkuus heikkenee aikahorisontin kasvaessa, sillä ennus-

teilla on taipumus hakeutua kohti sarjan ehdollistamatonta varianssia (mean reversion). (Brooks 2008, 385; 392) Mallin stationaarisuus edellyttää, että pitkän aikavälin varianssiestimaatin tulee olla positiivinen. Tällöin painojen täytyy täyttää ehto $\alpha + \beta < 1$, ja sarjan shokeilla on pitkäaikaiset vaikutukset ehdolliseen varianssiin mikäli painojen arvot ovat lähellä ykköstä. Varmistaakseen ehdottoman volatilitietin (ω) positiivisuuden, ARCH ja GARCH vaikutusten tulee olla pienempi kuin yksi

$$(6) \quad \omega = 1 - \alpha - \beta$$

Glosten ym. (1993) laajensivat GARCH (1,1) -mallia käsittämään positiivisten ja negatiivisten shokkien epäsymmetrisiä vaikutuksia aikasarjojen tuottoihin. Malliin lisättiin uusi termi, joka reagoi negatiivisiin shokkeihin.

$$(7) \quad h_t = \omega \bar{\sigma} + \alpha u_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma u_{t-1}^2 I_{t-1},$$

jossa I_{t-1} saa arvon 1, mikäli u_{t-1}^2 on negatiivinen ja arvon 0, jos u_{t-1}^2 on positiivinen. Volatilitietin reagoi voimakkaammin negatiivisen kuin positiivisen shokin jälkeen, kerroin γ on tällöin positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. (Glosten ym. 1993, 1782-1788; Hull 2000, 372-373, 379-380.)

5.2 Monimuuttuja GARCH-mallit

Edellä esitetyt mallit ovat nk. yhden muuttujan (univariate) malleja, jotka käsittelevät ainoastaan ehdollista varianssia ja eivät siten sovellu sellaisenaan esimerkiksi kahden eri maan rahoitusmarkkinoiden välisten yhteyksien analysointiin. Tutkielmassani olen erityisesti kiinnostunut estimoimaan maiden välistä ehdollista korrelaatiota, jolloin tarkastelun kohteena ovat menetelmät, joissa voi hyödyntää aikaisemmin esitettyjä ehdollisen volatilitietin malleja. Ehdollisen korrelaation mallit ovat monimuuttujamalleja, mikä tarkoittaa, että mallien estimoinnissa käytetään useita aikasarjoja. Tätä varten on kehitetty monimuuttuja GARCH-malleja (M-GARCH), joilla pyritään mallintamaan ehdollista varianssimatriisia H_t .

M-GARCH-mallien käyttöön liittyy kuitenkin kaksi perustavanlaatuaista ongelmaa. Ensimmäinen ongelma on, että varianssi-kovarianssimatriisin täytyy olla aina positiivisesti semi-definiittinen sen kaikilla aika-arvoilla, vaikka siitä ei olekaan aina takeita. Tämä tarkoittaa, että varianssi-kovarianssimatriisi on symmetrinen suhteessa johtavaan lävistäjään (leading diagonal) ja johtava lävistäjä voi sisältää ainoastaan positiivisia arvoja (varianssi ei voi olla koskaan negatiivinen). Näiden lisäksi kahden aikasarjan välinen kovarianssi tulee olla sama, huolimatta niiden järjestyksestä. Toinen ongelma liittyy estimoitavien parametrien lukumäärään, joka kasvaa nopeasti kun malliin sisällytetään useampia sarjoja. Täten M-GARCH-mallin estimointi voi muodostua laskennallisesti hyvin monimutkaiseksi ja epäkäytännölliseksi. (Brooks 2008, 434.)

Varianssi-kovarianssi –matriiseja on mahdollista luoda kertomalla virhevektorit niiden transponoiduilla vektoreilla siten, että ajankohdalle t , monimuuttuja varianssi-kovarianssimatriisi x_t muodostuu seuraavasti

$$(8) \quad \begin{aligned} x_t &= \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} [u_{1t} \ u_{2t}] \\ x_t &= \begin{pmatrix} u_{1t}^2 & u_{1t}u_{2t} \\ u_{2t}u_{1t} & u_{2t}^2 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

M-GARCH-malli voidaan esittää muodossa:

$$(9) \quad \begin{aligned} r_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, H_t), \end{aligned}$$

missä r_t on tuotoista muodostettu $N \times 1$ -ulotteinen vektori ajanhetkellä t , μ_t on tuottojen keskiarvo ja ε_t on satunnaisvirheiden $N \times 1$ -ulotteinen vektori ajanhetkellä t . H_t on $N \times N$ -ulotteinen ehdollinen varianssi-kovarianssi matriisi. Informaatiojoukko Ω_{t-1} sisältää kaiken saatavilla olevan informaation hetkellä $t - 1$.

Ensimmäinen laajennus yhden muuttujan GARCH-malleihin oli Bollerslevin, Englen ja Wooldridgen vuonna 1988 kehittämä VECH-malli, jolla voi tarkastella, miten shokin vaikutus siirtyy osakehintaindeksistä toiseen. Idea VECH-mallin taustalla on, että jokainen ehdollisen varianssi-kovarianssimatriisin H_t elementti on viivästetty lineaarinen funktio

neliöidystä satunnaishokeista (innovaatioista), innovaatioiden ristitulosta ja elementtien viivästetyistä arvoista varianssi-kovarianssimatriisista H_t itsestään. Bollerslev ym. määrittävät M-GARCH VECH-mallin seuraavasti:

$$(10) \quad \begin{aligned} VECH(H_t) &= C + A_i VECH(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + B_j VECH(H_{t-1}), \\ \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, H_t), \end{aligned}$$

jossa ε_t on $N \times 1$ innovaatiovektori, C on $\frac{1}{2} N(N+1) \times 1$ parametrivektori, kertoimet A_i ja B_j ($i, j > 0$) ovat $\frac{1}{2} N(N+1) \times \frac{1}{2} N(N+1)$ parametrimatriiseita, ja $VECH(\cdot)$ on toimija, joka kokoaa symmetrisen matriisin diagonaalien alaosan vektoriksi. Aiemmin mainitut ongelmat kuitenkin hankaloittavat VECH-mallin soveltamista käytännön sovelluksissa, sillä mallin estimointi hankaloituu huomattavasti, kun siihen lisätään tutkittavia aikasarjoja. Jopa yksinkertaisimmillaan kahden muuttujan VECH-mallissa estimoitavia parametreja on 21 kappaletta. Toiseksi, mallin positiivisdefiniittisyyttä ei voida taata, ellei varianssi-kovarianssimatriisille aseteta epälineaarisen eriarvoisuuden ehtoa.

VECH-mallin käytännön haasteiden takia Engle ja Kroner (1995) kehittivät BEKK-mallin, joka on neliöity variaatio monimuuttuja GARCH-mallista. Tällöin varianssi-kovarianssimatriisista H_t muodostuu positiivisesti semi-definiittinen. BEKK-mallin voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$(11) \quad H_t = CC' + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B,$$

jossa C on matriisin alakolmio ja A sekä B ovat $N \times N$ matriiseja. Mallilla on kuitenkin positiivisdefiniittisyydestään huolimatta muutamia puutteita. Ensinnäkin, mallilla ei ole mahdollista tutkia volatilitietin dynaamisia riippuvuussuhteita korottamatta parametrien lukumäärää. Toiseksi, parametrit A ja B eivät suoraan mallinna volatilitietin tai shokkien viivästettyjen arvojen vaikutusta. (Brooks 2008, 435.)

Toinen monimuuttuja GARCH-mallien ryhmä perustuu Bollerslevin (1990) esittelemälle jatkuvan ehdollisen korrelaation (Constant Conditional Correlation, CCC) mallille. Mallit perustuvat ehdollisen varianssi-kovarianssimatriisin osittamiseen (decomposition) ehdolliseen keskihajontaan sekä ehdollisiin korrelaatioihin. Nämä mallit varmistavat ehdollisen varianssi-kovarianssimatriisin ja ehdollisen korrelaatiomatriisin positiivisdefiniittisyyden. Mallit pohjautuvat epälineaarisiin yhdistelmiin useista yhden muuttujan GARCH-

malleista, ja tarvittavien parametrien määrä on tällöin pienempi edellisiin malleihin verrattuna. Kuten mallin nimikin implikoi, CCC-mallissa korrelaatio kahden virhetermin välillä oletetaan olevan ajan suhteen vakio, mutta varianssit voivat vaihdella ajassa. Ehdollisen korrelaation mallit soveltuvat hyvin markkinoiden yhteisliikkeiden analysoimiseen kriisien aikana, sillä malleilla on havaittavissa, miten markkinoiden väliset korrelaatiot reagoivat yhteisiin volatilitietin muutoksiin. Ehdollisen korrelaation mallit eivät tee kuitenkaan oletuksia volatilitietin leviämisen suunnasta. Yleinen CCC-GARCH-malli voidaan esittää muodossa:

$$(12) \quad H_t = D_t R D_t = \left(\rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jtt}} \right),$$

$$D_t = \text{diag}(h_{11t}^{1/2} \dots h_{NNt}^{1/2}),$$

missä D_t on diagonaalinen $k \times k$ -muotoa oleva matriisi ehdollisesta keskihajonnasta ajan-kohtana t ja R on korrelaatiotermien matriisi, joka on vakio ajasta riippumatta ja sisältää vakioiset ehdolliset korrelaatiot ρ_{ij} . Termi h_{iit} voidaan määrittellä minä tahansa yhden muuttujan GARCH-mallina. Mallin yksittäisten sarjojen varianssiyhtälöt voidaan määrittellä GARCH(1,1)-muodossa, jolloin jokainen matriisin D_t ehdollinen varianssi voidaan kirjoittaa muodossa:

$$(13) \quad h_{iit} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1}, i = 1, \dots, N,$$

joka on muodoltaan sama, kuin aikaisemmin työssäni esitelty yhtälö 11, mutta muutettu monimuuttujamallien kanssa yhteensopivaksi. Malli sisältää $N(N + 5)/2$ -määrän estimoitavia parametreja, ja kuten GARCH-BEKK-malli, on myös positiivisesti semi-definitti, jos kaikki ehdolliset varianssit ovat positiivisia. Ehdollisen korrelaation pysyminen ajassa vakiona ja varsinkin tässä tutkimuksessa käytetyllä jokseenkin epävarmalla ajanjaksolla, on kuitenkin hyvin vahva oletus. CCC-GARCH-mallin oletusta korrelaation säilymisestä ajassa vakiona voi kuitenkin testata Beran ja Kimin (2002) luomalla testillä, jossa nollahypoteesina on ehdollisen korrelaation säilyminen vakiona ajasta riippumatta. Mikäli hypoteesi hylätään, CCC-GARCH -malli on väärin määriteltä ja mallinnus on harhainen. Kohdemaiden korrelaation tilaa voisi myös paremmin tutkia vähemmän staattisella oletuksella ja olettaa korrelaation vaihtelevan ajassa. Englen (2002) kehitti dynaamisen ehdollisen korre-

laation mallin (Dynamic Conditional Correlation, DCC), joka sallii ehdollisen korrelaation virhetermien välillä. DCC-GARCH malliksi muodostuu täten

$$(14) \quad H_t = D_t R_t D_t,$$

missä D_t on määritelty kuten yhtälössä 12 ja R_t on ajassa muuttuva ehdollinen korrelaatiomatriisi muotoa $k \times k$. (Engle 2002). DCC-mallissa estimoidaan ehdollinen varianssi-kovarianssimatriisi kahdessa osassa. Ensiksi ehdollinen varianssi h_{iit} voidaan estimoida minkä tahansa GARCH-mallin avulla, jotta satunnaishokit voidaan standardoida. Tämän jälkeen standardoituja satunnaishokkeja käytetään estimoitaessa ajassa vaihtelevaa korrelaatiomatriisia R_t M-GARCH (p,q) –prosessilla, joka voidaan esittää seuraavasti

$$(16) \quad R_t = (\text{diag} Q_t)^{-1/2} Q_t (\text{diag} Q_t)^{-1/2},$$

missä Q_t on symmetrinen, positiivisesti semidefiniitti $k \times k$ –muotoa oleva matriisi, joka voidaan esittää muodossa

$$(17) \quad Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \beta Q_{t-1},$$

$$\varepsilon_{it} = r_{it} / \sqrt{h_{iit}},$$

missä \bar{Q} on $k \times k$ –muotoa oleva standardoitujen residuaalien ε_{it} ehdoton varianssimatriisi, α ja β ovat aidosti positiivisia parametreja, jotka toteuttavat ehdon $\alpha + \beta < 1$. Työni empiirisessä sovelluksessa mallinnan kahden sarjan välistä korrelaatiota kerrallaan, jolloin Englen DCC-mallin korrelaatioyhtälö voidaan esittää kahden aikasarjan tapauksessa muodossa

$$(18) \quad \rho_{12,t} = \frac{(1-\alpha-\beta)\bar{Q}_{12} + \alpha u_{1,t-1} u_{2,t-1} + \beta Q_{12,t-1}}{\left((1-\alpha-\beta)\bar{Q}_{11} + \alpha u_{1,t-1}^2 + \beta Q_{11,t-1} \right) \left((1-\alpha-\beta)\bar{Q}_{22} + \alpha u_{2,t-1}^2 + \beta Q_{22,t-1} \right)},$$

joka on korrelaatioyhtälö DCC-GARCH (1,1) –mallin tapauksessa. Mallissa estimoitavat parametrit α ja β ovat positiivisia vakioita, mistä syystä kaikki ehdolliset korrelaatiot seuraavat samaa dynamiikkaa. Parametreista ensimmäinen kuvaa ARCH- ja jälkimmäinen GARCH-vaikutusta. ARCH- ja GARCH-termit dynaamiselle korrelaatiolle käyttäytyvät kuten yhden muuttujan GARCH-mallissa. Kuten CCC-mallissa, suuret muutokset korrelaatioissa johtuvat ainoastaan muutoksista muuttujien varianssissa.

DCC-GARCH-malli soveltuu hyvin ehdollisten korrelaatioiden dynamiikan mallintamiseen, se ei kuitenkaan pysty mallintamaan negatiivisten- ja positiivisten shokkien vaikutuksen suuruutta ehdolliseen korrelaatioon. Näiden epäsymmetrisen vaikutusten huomiointiin Capiello ym. (2006) muokkasivat DCC-GARCH (1,1) –mallia lisäämällä siihen termin, joka reagoi shokkeihin (vrt. Glosten ym. 1993). Epäsymmetrinen DCC-GARCH (ADCC-GARCH) –malli voidaan kirjoittaa muodossa

$$(19) \quad Q_t = (\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B - G' \bar{N} G) + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' Q_{t-1} B + G' n_{t-1} n'_{t-1} G,$$

missä A , B ja G ovat diagonaalimatriiseja. Termi n merkitsee shokkia, joka saa arvon 1, jos shokin vaikutus on negatiivinen ja arvon 0, mikäli positiivinen. Termin n_t täytyy täyttää ehto $n_t = I[\varepsilon_t < 0] \odot \varepsilon_t$ ³. Termi G on epäsymmetriakerroin. Malli on positiivisesti semidefiniittinen, jos se täyttää ehdon

$$(20) \quad A^2 + B^2 + \tau G^2 < 1.$$

Empiirisessä analyysissäni sovellan edellä esitettyjä malleja maaparien ehdollisen volatiliiteetin mallintamiseen nähdäkseni, onko Venäjän ja valikoitujen Itä-Euroopan ja Keski-Aasian maiden kohde-etuksien tuottojen volatiliiteetissa keskenään yhteisliikettä sekä löytyykö sitä mahdollisesti myös tarkasteltavien maiden ja maailman suurimpien markkina-alueiden välillä.

Tarkoitukseni on myös testata, suoriutuuko DCC-malli CCC-mallia paremmin ja vaikuttavatko tarkastelun kohteena olevan ajanjakson sisältämät shokit epäsymmetrisesti kohde-etuksien tuottoihin. Tämän takia estimoin maapari-indekseille CCC-, DCC- ja ADCC-GARCH-mallit.

Engle käyttää tutkimuksessaan DCC-GARCH –mallin parametrivektorin θ estimoinnissa kaksivaiheista suurimman uskottavuuden menetelmää MLE (Maximum Likelihood Estimation). On kuitenkin olemassa toinen vaihtoehtoinen tapa – QMLE (Quasi Maximum Likelihood Estimation), joka eroaa MLE:stä jakaumaoletustensa suhteen. Suurimman uskottavuuden menetelmässä oletetaan estimoitavien mallien residuaalien olevan jakautuneita, vaikka todellisuudessa rahoitussarjojen jakauma on usein normaalijakaumaa huipukkaampi ja paksuhäntäisempi. (Bollerslev & Woolridge 1992, 148.)

³Merkki \odot tarkoittaa Hadamardin tuloa

Bollerslev ja Wooldridge (1992) osoittivat, että vaikka oletus normaalisuudesta todellisudessa rikkoutuukin, niin QML –estimointi on asympotoottisesti ristiriidaton menetelmä, kun prosessin ensimmäinen ja toinen momentti (odotusarvo ja varianssi) ovat oikein määritellyt. Menetelmä antaa tällöin harhattomat estimaatit, vaikka ehdollinen jakauma ei olisikaan normaalisti jakautunut. Molemmissa menetelmissä GARCH –mallin yhtälö spesifioidaan ensiksi esimerkiksi kaavan 17 muotoiseksi, minkä jälkeen voidaan muodostaa uskottavuusfunktio (Likelihood Function). Uskottavuusfunktio pyritään maksimoimaan parametrivektorin arvoja muuttamalla, jolloin menetelmä yrittää löytää parametriarvot, jotka ovat todennäköisimmin luoneet kyseisen aikasarjan. Uskottavuusfunktio perustuu oletukselle, että mallin standardoidut residuaalit ovat riippumattomia ja identtisesti jakautuneita (independent and identically distributed, IID). Englen (2002, 342) uskottavuusfunktio voidaan kirjoittaa kahdessa osassa muotoon

$$(21) \quad L_T(\theta_1) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \left[\log(h_{iit}) + \frac{(y_{it} - \mu_{it})^2}{h_{iit}} \right],$$

$$QL_t(\theta_2 | \theta_1) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t).$$

Ensimmäinen osa sisältää keskiarvo- ja volatilititeettiosien summan ja toinen korrelaatioosan summan. Bollerslevin ja Wooldridgen QMLE-funktio on muotoa

$$(22) \quad L_T(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi + \log |h_{iit}| + \varepsilon_t' h_{iit}^{-1} \varepsilon_t) \right).$$

Englen ja Sheppardin (2001) mukaan suurimman uskottavuuden menetelmän yhtenä etuna DCC-GARCH –mallia estimoidessa, on sen osittaminen kahteen vaiheeseen, joka mahdollistaa monimutkaisten mallien ja useiden parametrien käytön⁴. Toisaalta Caporin ja McAleer (2012) kritisoivat suurimman uskottavuuden menetelmän kaksivaiheista estimointia, koska se ei antanut yhdenmukaisia tuloksia. Heidän mukaansa QML-estimointi soveltuu parhaiten, kun DCC-mallissa käytettävien parametrien määrä on pieni. Tutkimuksessa käyttämäni mallit eivät ole laajoja, mikä mahdollistaa yksivaiheisen QML-estimoinnin käytön.

⁴ Katso esimerkiksi Bauwens & Laurent 2006, 98-99.

Kun ehdollisen volatilitietin mallit on estimoitu, tulee vielä selvittää ovatko mallit oikein määritelty ja sisältävätkö standardoidut residuaalit autokorrelaatiota. Tätä varten käytän Ljungin ja Boxin (1978) kehittämää Ljung-Box-Q –testiä, joka on määritelty muotoon:

$$(23) \quad Q^* = T(T + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\tau}_k^2}{T-k} \sim \chi_m^2.$$

Kaavassa T on havaintojen lukumäärä, τ on residuaalin autokorrelaation määrä viiveellä k . Ljung-Box –testin Q –arvot seuraavat χ^2 –jakaumaa vapausasteella m , joka on yhtä suuri kuin viiveiden lukumäärä. Testin nollahypoteesina on, että residuaalit eivät sisällä autokorrelaatiota viiveeseen k asti. Mikäli laskettu Q -testiarvo on suurempi kuin χ^2 –jakauma vapausasteella m ja valitulla merkitsevyytasolla (tyypillisesti 1% tai 5%), voidaan nollahypoteesi hylätä, sillä residuaaleissa on havaittavissa tällöin merkittävää autokorrelaatiota. (Brooks 2008, 210.)

5.3 Lineaarinen regressio

Vuoden 2013 loppupuolella alkaneet tapahtumat Ukrainassa toivat uusia jännitteitä länsimaiden ja Venäjän välisiin suhteisiin. Ukrainan tapahtumat eskaloituivat myöhemmin kriisiksi ja osittaiseksi sisällissodaksi, jonka vaikutukset jatkuvat yhä ja ovat syventäneet maiden välisiä jännitteitä, joilla on niin poliittisia kuin taloudellisiakin seurauksia. Vuoden 2014 alkupuolella länsimaat syyttivät Venäjän provosoineen Krimin jo ennestään levotonta ilmapiiriä, johon vastareaktionä länsimaat asettivat Venäjälle pakotteita. Pakotteiden asettamisen tavoitteena on aiheuttaa vakavia seurauksia Venäjän talouteen, ja näin muuttaa Venäjän toimintatapoja ja vähentää Venäjän vaikutusta Ukrainassa.

Edellä mainittujen tavoitteiden saavuttamiseksi Yhdysvallat ja EU päättivät asettaa Venäjää vastaan asteittaisia pakotteita, joista ensimmäinen asetettiin 17.3.2014. Tulevien pakotteiden asettaminen ja niiden sisältö asetettiin ehdolliseksi riippuen siitä, mikäli niillä olisi vaikutusta Venäjän toimintatapoihin Ukrainan suhteen. (Baker & McKenzie, 2014.) Taulukossa 7. on kuvattu kaikkien kolmen 30.4.2015 asti asetettujen pakotekierrosten alkamisajankohdat, niiden asettajamaat sekä pakotteiden sisältö. Kuten taulukosta huomaa, pakotteita on otettu käyttöön eri puolilla maailmaa, sillä Venäjää vastaan haluttiin asettaa niin paljon painetta kuin mahdollista.

Taulukko 7. Venäjälle asetetut pakotteet

Dummy-muuttuja	Pakotteiden asettamisajankohta	Pakotteiden asettaja	Pakotteiden sisältö
Dummy1 (1. Pakotekierros)	17.03.2014	Yhdysvallat, EU, Australia, Kanada, Albania, Islanti, Montenegro, Moldova, Japani, Ukraina	Matkustuskiellot, Yhdysvalloissa olevien varojen jäädytys
Dummy2 (2. Pakotekierros)	28.04.2014	Yhdysvallat, EU	Matkustuskiellot
	23.07.2014	EBRD	Uusien investointihankkeiden jäädytys
Dummy3 (3. Pakotekierros)	31.07.2014	Yhdysvallat, EU	Kaupparajoitteita rahoitus-, energia-, puolustussektorille
	12.09.2014	Yhdysvallat, EU	Rajoitettu pääsy lainamarkkinoille
	18.12.2014	EU	Investointien jäädytys Krimillä
	16.02.2015	EU, Australia	Matkustuskiellot

Käytän lineaarista regressiota tutkiakseni pakotekierrosten kausaalisia vaikutuksia maiden väliseen dynaamiseen ehdolliseen korrelaatioon.⁵ Kolmea pakotekierrosta kuvaamaan olen asettanut malliin dummy-muuttujia, joista ensimmäisen alkamisajankohta on 17.3.2014, toisen 28.4.2014 ja viimeisen 31.7.2014. Dummy-muuttuja saa arvon 1 pakotekierroksen aikana ja arvon 0 muulloin. Kollineaarisuuden välttämiseksi pakotekierrosten sisällä käynnistettyjä lisäpakotteita ei oteta tässä työssä huomioon. Koska käytän pakotekierroksia korrelaatiota selittävänä tekijänä, estimoitavaksi lineaariseksi yhtälöksi muodostuu tällöin:

$$(24) \quad \rho_{ij,t} = \omega + \alpha_1 DM_{1,t} + \alpha_2 DM_{2,t} + \alpha_3 DM_{3,t} + \sum_{k=1}^3 \beta_{1t} X_{k,t} + \eta_{ij,t},$$

jossa $\rho_{ij,t}$ on osakemarkkinoiden tuottoindeksien ehdollinen korrelaatio maiden i ja j välillä, ja joka on estimoitu DCC-mallilla. Dummy-muuttujia ovat termit $DM_{k,t}$ ja $X_{k,t}$ on kor-

⁵ Seuraten Wang & Mooren (2008) esimerkkiä

relaation selittävä muuttuja. On huomattava, että parametrit ω , α_k ja β_{kt} ovat eri, kuin mitä DCC-mallin spesifikaatiossa.

Riippuvan muuttujan ($\rho_{ij,t}$) eli korrelaatioestimaatin arvot tulee rajoittaa välille $[-1, 1]$. Tällöin DCC-prodesuurista saadut estimaatit tulee transformoida, jotta riippuva muuttuja käsittäisi tulosten kaikki reaaliarvot. Transformaatioon olen käyttänyt samaa kaavaa, kuin Otto ym. (2001) ovat tutkimuksessaan käyttäneet:

$$(25) \quad w_{ij,t} = \ln \frac{1+\rho_{ij,t}}{1-\rho_{ij,t}}$$

Käytän transformoituja korrelaatioestimaatteja, jolloin estimoitavaksi lineaariyhtälöksi muodostuu:

$$(26) \quad w_{ij,t} = \omega + \alpha_1 DM_{1,t} + \alpha_2 DM_{2,t} + \alpha_3 DM_{3,t} + \eta_{ij,t}$$

On kuitenkin hyvä huomata, että esimerkiksi 2. pakotekierroksen tullessa voimaan, 1. pakotekierros on yhä voimassa. Vastaava tilanne on 3. pakotekierroksen osalta. Tästä syystä edellisen yhtälön estimointituloksia varmistaakseni, muokkaan dummy-muuttujia seuraavasti:

Taulukko 8. Pakotekierrosten dummy-muuttujat

Dummy-muuttuja	Aikaväli
1. pakotekierros	17.3.2014 – 27.4.2014
1. ja 2. pakotekierros	28.4.2014 – 16.7.2014
1., 2. ja 3. pakotekierros	17.7.2014 – 30.4.2014

Tällöin estimoitaviksi lineaariyhtälöiksi muodostuu:

$$(27) \quad w_{ij,t} = \omega + \alpha_1 DM_{1,t} + \eta_{ij,t},$$

$$(28) \quad w_{ij,t} = \omega + \alpha_1 DM_{1,t} + \alpha_2 DM_{2,t} + \eta_{ij,t} \quad \text{ja}$$

$$(29) \quad w_{ij,t} = \omega + \alpha_1 DM_{1,t} + \alpha_2 DM_{2,t} + \alpha_3 DM_{3,t} + \eta_{ij,t}$$

Lineaarisen regression käytettävyyteen liittyy useita tärkeitä oletuksia, joiden ollessa voimassa malli on tehokas ja estimaattori harhaton. Näitä oletuksia ovat muun muassa otoksen normaalijakautuneisuus, selittävien muuttujien eksogeenisuus eli selittävien muuttujien virhetermin odotusarvo on nolla sekä lineaarisuus eli esimerkiksi y :n ja x :n lineaarinen suhde keskenään. (Stock & Watson 2011, 231–244.) Kun nämä oletukset pätevät, malli antaa keskimäärin oikeita estimaatteja. Transformoidut DCC-estimaatit eivät ole kuitenkaan normaalisti jakautuneita, mistä syystä saatuja tuloksia voidaan pitää vain suuntaa antavina.

6 AINEISTON KUVAUS

Tutkimuksen aineistona olen käyttänyt Venäjän, Suomen, Ukrainan, Yhdysvaltojen ja Aasian osalta MSCI-indeksejä, jotka on kerätty Thomson-Reuters DataStream markkinainformaatiopalvelusta. Aasian MSCI-indeksi (Asia Pacific) on maantieteellisesti laajin ja kattaa 5 kehittyntä maata (Austraalia, Hong Kong, Japani ja Singapore) sekä 8 kehittyvää maata (Kiina, Intia, Indonesia, Korea, Filippiinit, Taiwan ja Thaimaa). Georgian (GSE), Kazakstanin (KASE) ja Kirgisian (KSE) osalta kyseisiä indeksejä ei ollut saatavilla, vaan ne on hankittu paikallisista pörseistä. MSCI-indeksejä pidetään yleisesti luotettavina, sillä ne ovat keskenään vertailukelpoisia sekä antavat kattavan kokonaiskuvan maan osakemarkkinoiden kehityksestä. Maan paikallisten osakemarkkinoiden hintaindeksit eivät välttämättä omaa aivan samoja ominaisuuksia, mutta paremman aineiston puutteessa, niitä voi pitää myös estimaatteina maan osakemarkkinoiden kehityksestä. Indeksit on noteerattu paikallisissa valuutoissa lukuun ottamatta Aasian indeksiä, joka on noteerattu dollareissa.

Eunin ja Shimmin (1989, 242) mukaan päivittäishavaintojen käyttö soveltuu viikottais- ja kuukausihavaintoja paremmin markkinoiden keskinäisten vaikutusten tutkimiseen, sillä jälkimmäiset eivät välttämättä havaitse lyhyen periodin yhteisliikkeitä. Käyttämäni aineisto sisältää edellä kuvattujen aikasarjojen päivähavainnot maaliskuusta 2007 aina huhtikuun 2015 loppuun asti (14.3.2007-30.4.2015). Kyseinen aikaväli on määräytynyt aineiston saatavuuden mukaan sekä tutkimusfokuksen painottumisen koskemaan viimeisimpiä shokkeja. Jokainen aluekohtainen sarja sisältää 2119 havaintoa. Poikkeuksena on Kirgisia, jonka markkinoilla käydään kauppaa vähän ja epäsäännöllisesti. Tästä syystä käytetyt 425 havaintoa ovat viikoittaisia (keskiviikon päätöshinnat). Työssä mallinnan osakeindeksin hintojen muutoksia eli tuottoja. Tuottolaskennassa käytän logaritmisia tuottoja, jolloin hintaindeksin tuotto voidaan kirjoittaa muodossa

$$(30) \quad R_t = \log \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right),$$

jossa R on indeksin logaritminen päivätuotto, \log on luvun luonnollinen logaritmi ja P on kunkin maan hintaindeksi hetkellä t . Nimittäjänä on hinta, jonka hetken t arvosta on vähennetty hetken $t-1$ arvo. Tätä kutsutaan myös yhden viiveen differenssiksi, joka johtaa ensimmäisen havainnon menettämiseen kaikilla sarjoilla. Differenssin ottaminen vähentää myös epästationaarisuusongelmaa. Aikasarjojen stationaarisuus tulee analysoida tarkan

GARCH-mallinnuksen saamiseksi, jolloin mallinnettavien aikasarjojen tulee osoittautua stationaarisiksi. Stationaarisuuden selvittämiseen käytän kahta yksikköjuuritestistä: laajennettua Dickey-Fuller- (Augmented Dickey-Fuller test, Dickey & Fuller 1981) ja Phillips-Perron –testiä (Phillips & Perron 1988). Molemmissa testeissä nollahypoteesina on, että sarja sisältää yksikköjuuren eli toisin sanoen, aikasarjat ovat epästationaarisia. Testit eroavat toisistaan siinä, että ADF-testissä estimoitavaan yhtälöön lisätään viivästettyjä differenssejä, kun taas PP-testi perustuu yksinkertaiseen Dickey-Fuller -regressioon, jossa testisuureta korjataan niin, että se huomioi virhetermin mahdollisen autokorrelaatorakenteen. Tekemäni testien apuregressioihin on sisällytetty vakiotermin, mutta ei trenditermiä⁶. Yksikköjuuritestien tulokset on esitetty taulukossa 9.

Taulukko 9. Yksikköjuuritestit maiden aikasarjoille. Tulos on tilastollisesti merkitsevä ylittäessään kriittisen arvon. Kriittiset arvot 1%(**) ja 5%(*) –tasolla järjestyksessään ADF-testille -3.4363; -2.8634 ja PP-testille -3.4363; -2.8634.

	ADF	PP (vakio, 4 viivettä)
Venäjä	-42.2680**	-42.1988**
Kazakstan	-46.6874**	-46.7046**
Ukraina	-40.4397**	-40.4856**
Georgia	-48.2731**	-48.7742**
Kirgisia	-51.3301**	-52.2541**
Euroalue	-46.5421**	-46.6164**
USA	-51.5492**	-51.7864**
Aasia	-48.2606**	-48.3786**
Suomi	-46.6210**	-46.6860**

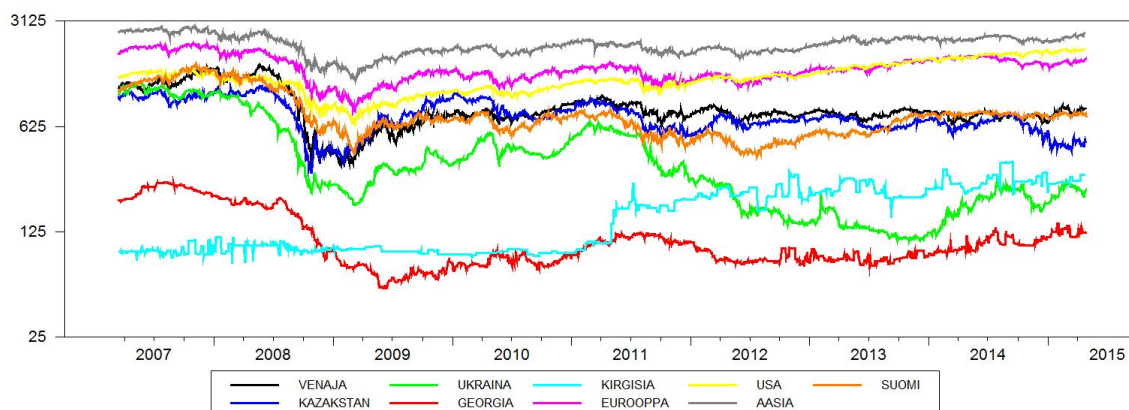
Kuten taulukosta voidaan havaita, sarjojen t-arvot ylittävät molempien testien osalta niiden kriittiset arvot 1% -merkitsevyystasolla. Tällöin nollahypoteesi voidaan hylätä ja todeta aikasarjojen olevan stationaarisia.

Kuviossa 1 on kuvattu jokaisen markkina-alueen kehitys viimeisen kahdeksan vuoden aikana. Kuvio on logaritmisesti skaalattu, tästä syystä indeksin sijainnilla kuviossa ei ole merkitystä, vaan kunkin indeksin kehityksellä suhteessa itseensä.

⁶ Tuottosarjoissa ei ole havaittavissa trendiä (kts. kuvio 1), joten sitä ei oteta huomioon apuregressiossa.

Kuviosta huomaa, miten vähän Ukrainan kriisi on vaikuttanut Venäjän MSCI-indeksiin, verrattuna esimerkiksi vuosien 2008-2009 globaaliin finanssikriisiin, jonka vaikutukset ovat selvästi nähtävissä jokaisen indeksin osalta. Johtavat markkina-alueet, kuten Aasia, euroalue ja Yhdysvallat ovat odotetusti olleet ajanjakson stabiileimpia. Kirgisia ei nähtävästi korreloi minkään muun maan indeksin kanssa ja vuosien 2007-2010 välisenä ajan-kohtana maan indeksissä ei juuri ole havaittavissa muutosta. Vuoden 2010 loppupuolella markkina on selvästi aktivoitunut, mikä saattaa johtua KSE:n saamista uusista clearing-kauppalisensseistä, minkä kerrotaan aktivoittaneen Kirgisian pörssiä (Kyrgyz Stock Exchange 2015). Kuvaajasta tehtyjä havaintoja tukevat aineiston kuvailevat tunnusluvut, jotka ovat esitetty taulukossa 10.

Kuvio 1. Maiden osakemarkkinaindeksien kehitys



Taulukko 10. Tuottojen kuvailevat tunnusluvut. **=1% merkitsevyystaso

	Venäjä	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Euroalue	USA	Aasia	Suomi
Havaintojen lkm	2119	2119	2119	2119	424	2119	2119	2119	2119
Keskiarvo	-0.01432	-0.03177	-0.06911	-0.02178	0.0554	-0.00315	0.0205	0.00018	- 0.01764
Maks.	23.95038	21.96549	21.26879	14.82049	39.4516	10.69806	11.04258	9.831316	11.5673 8
Min.	-25.27868	-14.42517	-15.70263	-16.98232	-49.22535	-10.17825	-9.51373	-9.18211	- 10.1944 9
Keskihajonta	0,0232	0,02286	0,02233	0,02526	0,03980	0,01602	0,01372	0,01326	0,01982
Vinous	0.52092	0.13066	-0.03589	-0.17124	-0.11805	-0.06326	-0.33535	-0.40899	- 0.01514
Huipukkuus	22.7773	10.74913	10.82623	10.5886	44.0102	6.48292	9.89702	6.2949	3.86268
Jarque-Bera	45902.0146 3**	10207.582 63**	10348.872 72**	9909.4805 4**	171016.870 14**	3712.1544 9**	8687.9812 8**	3557.6998 5**	1318.66 337**
Varianssi	5.3823	5.22507	4.98704	6.3785	15.84437	2.56765	1.88159	1.75764	3.92995

**=1% merkitsevyystaso

Tunnusluvut kertovat omaa tarinaansa indeksien kehityksestä viimeisten kahdeksan vuoden ajalta. Venäjän reunavaltioiden keskimääräinen tuotto, Kirgisiaa lukuun ottamatta, on ollut negatiivista. Kirgisian poikkeuksellisen hyvä tuotto on linjassa maan bruttokansantuotteen kasvuvauhdin kanssa, joka on ollut 2010-luvulla yli 5 prosenttia. Huomionarvoista on myös, että Kirgisian markkinat ovat olleet myös aikavälin volatiilисimmat. Aikaväli on ollut Ukrainan kannalta heikoin. Maan keskimääräiset tuotot ovat noin -7%, mikä on monen yksittäisen tekijän summa. Ukrainan bruttokansantuotteen keskimääräinen kasvuvauhti on ollut valittuna ajanjaksona hieman alle nolla prosenttia, mikä yhdistettynä taloudellisesti ja poliittisesti vaikeaan ajankohtaan, vastaa mielestäni hyvin maan aineiston tunnuslukuja. Venäjän keskimääräinen tuotto on myös negatiivinen, huolimatta finanssikriisin jälkeisestä nopeasta toipumisesta. Venäjän tuottojakauma on kaikkein huipukkain, josta voi päätellä jakauman olevan myös paksuhäntäinen.

Suurten markkina-alueiden kuten Aasian, Yhdysvaltojen ja euroalueen indeksit ovat olleet odotetusti aikavälin vakaimmat, vaikkakin viimeksi mainittu on kehittynyt näistä huonoiten. Euroalue ei ole vielä kukaan toipunut vuoden 2008 finanssikriisin jälkiseurauksista, toisin kuin Yhdysvallat ja Aasia. Tämä vaikuttaa myös osaltaan Suomen indeksin selviytymiseen, joka hyvin pitkälle seuraa euroalueen indeksiä. Jarque-Bera –testin mukaan minkään

maan tuottosarja ei ole normaalisti jakautunut, vaan kaikissa sarjoissa esiintyy merkittävää huipukkuutta ja paksuhäntäisyyttä.

Venäjän alueellinen rooli korostuu huomattavasti tarkasteltaessa maiden tuottoindeksien välisiä korrelaatioita, jotka on koottu taulukkoon 11. Venäjän reunavaltioiden tuottoindeksit korreloivat voimakkaammin Venäjän kuin isojen markkinoiden kanssa. Venäjän lisäksi, huomattavaa korrelaatiota esiintyy myös maiden suhteessa Aasiaan ja euroalueeseen. Huomionarvoista on Ukrainan asema idän ja lännen talouksien välissä, sillä maa korreloi voimakkaasti Venäjän kanssa verrattuna esimerkiksi Yhdysvaltoihin tai euroalueeseen. Reunavaltioiden keskinäinen korrelaatio on myös huomattavaa. Poikkeuksena on Kirgisia, joka korreloi vahvasti ainoastaan Yhdysvaltojen sekä heikosti euroalueen ja Aasian kanssa. Kaikista korkein korrelaatio on euroalueen ja Aasian markkinoiden välillä.

Taulukko 11. Markkinoiden väliset keskimääräiset korrelaatiot vuosina 2007-2015

	Venäjä	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Euroalue	USA	Aasia	Suomi
Venäjä	1								
Kazakstan	0,79898	1							
Ukraina	0,81687	0,78193	1						
Georgia	0,83303	0,56038	0,849	1					
Kirgisia	-0,2668	-0,47836	-0,6076	-0,276	1				
Euroalue	0,84263	0,61339	0,62434	0,77417	0,05323	1			
USA	0,18977	-0,08330	-0,1616	0,17134	0,75935	0,59713	1		
Aasia	0,76057	0,55799	0,52610	0,67648	0,17945	0,95782	0,69041	1	
Suomi	0,86380	0,70101	0,86026	0,89777	-0,3980	0,83870	0,15211	0,71915	1

7 UKRAINAN KRIISIN VAIKUTUS OSAKEMARKKINAINDEXSIEN RIIPPUVUUTEEN

Tässä luvussa raportoin empiirisen analyysin tulokset, jotka on tehty WinRats Pro 8.2 –ohjelmalla käyttäen BFGS-algoritmia. Testitulosten yhteenveto testisuureineen ja t-arvoineen on esitetty taulukoissa 12-36. Ensiksi olen estimoinut CCC-, DDC- ja ADCC-GARCH-prosessit, jotta saan ehdollisen varianssin ja korrelaation jokaisen maan tuottoindeksille. Jotta maiden väliset volatilitteettimuutokset ovat analysoitavissa, olen käyttänyt maakohtaista yhden muuttujan GARCH (1,1) –mallia. Tämän jälkeen estimoin QML-funktion prosessien parametrien suhteen varmistaakseni ehdollisen varianssin stationaarisuuden, jolloin spillover-vaikutukset ovat hahmotettavissa.

Taulukoissa on ensin kuvattu CCC-, DCC- ja ADCC-GARCH-prosessit keskimääräisine spillover-vaikutuksineen Venäjältä kohdemaihin. Tämän jälkeen vastaava tarkastelu on tehty kohdemaista Venäjälle. Venäjän ja kohdemaiden välisen tarkastelun jälkeen seuraa samanlainen tarkastelu Euroopan, Yhdysvaltojen, Aasian ja kohdemaiden välillä. Tulokset hylätään merkityksettöminä, mikäli ne jäävät alle t-testin kriittisen arvon 5% riskitasolla, joka on noin 1,96. Kaikki tilastollisesti merkitsevät kertoimet on lihavoitu ja kursivoitu. Selkeyttäakseni ja helpottaakseni tulosten esitystä raportoin spillover -vaikutukset ainoastaan muuttujien ja vakioyhtälön välillä, jättäen pois mm. autoregressiiviset vaikutukset vakioyhtälöön.

Kuvioissa 2-7 olen kuvannut maakohtaisten indeksien kehittymistä ajassa sekä maaparien välistä dynaamista ehdollista korrelaatiota. Lopuksi tarkastelen Venäjälle asetettujen pakotteiden vaikutusta maiden väliseen ehdolliseen korrelaatioon käyttämällä dummy-muuttujia lineaarisessa regressioyhtälössä.

7.1 Regressiokertoimet

Taulukoihin 12-14 on kuvattu tuottosarjojen jatkuva sekä ajassa muuttuva ehdollinen korrelaatio Venäjän ja kohdemaiden välillä. Keskimääräinen spillover-vaikutus Venäjältä on positiivisesti tilastollisesti merkitsevä ainoastaan Kazakstanin ja Ukrainan osalta kaikissa kolmessa mallissa, minkä seurauksena Venäjän tuottosarjoihin vaikuttavat shokit välittyvät myös Kazakstanin ja Ukrainan tuottosarjoihin. Spillover-vaikutus Kirgisian osalta tulee

merkitseväksi epäsymmetrisessä DCC-GARCH-prosessissa. Vastaavasti ARCH- ja GARCH-parametrit ovat merkitseviä kaikissa malleissa yhtä poikkeusta lukuun ottamatta, minkä perusteella voidaan todeta sarjojen olevan ehdollisesti heteroskedastisia. Varianssiyhtälö on myös kaikkien maiden osalta positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä, mistä syystä tuotot ovat voimakkaasti riippuvia omista viivästetyistä arvoistaan. Epäsymmetrisessä GARCH-prosessissa ARCH-shokkitermi ei ole merkitsevä Kazakstanin ja Suomen osalta, mikä voi osittain selittyä sillä, että erittäin merkitsevä epäsymmetrinen shokkiparametri kyseisessä mallissa vie osan ARCH-kertoimen selitysvuimasta. On syytä huomata, että epäsymmetrinen shokkiparametri on Kirgisian osalta merkitsevästi negatiivinen, mikä implikoi negatiivisten shokkien aiheuttavan positiivisia shokkeja vähemmän heilahtelua tuottosarjan varianssiin.

Taulukossa 12 on kuvattu tuottosarjojen jatkuva ehdollinen korrelaatio Venäjän ja kohdemaiden välillä. Keskimääräinen spillover-vaikutus Venäjältä on positiivisesti tilastollisesti merkitsevä ainoastaan Kazakstanin ja Ukrainan osalta. Varianssiyhtälö on kaikkien tarkastelun kohteena olevien maiden osalta positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä, mikä indikoi tuottojen olevan riippuvia omista viivästetyistä arvoistaan. Kirgisian GARCH-parametri ei ole tilastollisesti merkitsevä, mikä osoittaa edellisten periodien shokkien vaikutuksen häviävän nopeasti tuottosarjasta. Yllättäen Venäjän tuottosarja korreloi voimakkaimmin Suomen kanssa (>0.5) ja huomattavasti vähemmän Kazakstanin ja Ukrainan kanssa. Venäjän tuottosarja korreloi Kirgisian osalta negatiivisesti ja Georgian kanssa korrelaatio ei ole tilastollisesti merkitsevä.

Taulukko 12. CCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset Venäjältä kohtemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.1615	0.0668	-0.0134	0.0648	0.0016
t-stat	5.8525	3.1448	-0.6002	0.9831	0.0842
ω	0.1215	0.3801	0.0802	16.7153	0.0402
t-stat	3.5324	6.7176	4.8790	2.7074	3.5034
α	0.0946	0.1733	0.0747	0.1321	0.0579

t-stat	5.6469	8.2064	9.0525	2.2826	5.5933
β	0.8808	0.7511	0.9211	0.2226	0.9297
t-stat	38.9179	29.4556	114.5572	0.9451	77.7387
CCC	0.38404	0.3316	0.0138	-0.1106	0.5474
t-stat	20.3694	16.8951	0.5557	-3.0875	50.9453
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-8266.1989	-8353.1307	-8793.8687	-2171.6644	-7862.9023

Myös DCC- ja ADCC-GARCH-prosesseissa (taulukot 13 ja 14) spillover-vaikutus Venäjältä on merkitsevä vain Kazakstanin ja Ukrainan suhteen. Hieman yllättäen Suomi ei näytä seuraavan merkitsevästi Venäjän markkinasyklejä tarkasteluperiodina, vaikka Venäjä on yksi merkittävimmistä kauppakumppaneista. Spillover-vaikutus Kirgisian osalta tulee merkitseväksi epäsymmetrisessä DCC-GARCH-prosessissa. Teoreettisesti DCC-ARCH- ja DCC-GARCH-efektien yhteenlaskettu arvo tulisi olla lähellä yhtä, jotta voitaisiin todeta sarjojen sisältävän aikasidonnaista ehdollista korrelaatiota. Taulukosta 13 huomataan, että Kirgisia on ainoa poikkeustapaus tässäkin asiassa, sillä maan osalta ei ole havaittavissa korrelaatiota, mikä saattaa johtua maan tuottosarjan poikkeuksellisista ominaisuuksista. Muiden maiden osalta on havaittavissa merkittävää aikasidonnaista ehdollista korrelaatiota, mikä merkitsee korrelaatioiden olevan epästationaarisia ja muutosten olevan riippumattomia yhden muuttujan GARCH-parametrissa.

ADCC-GARCH-prosessissa ARCH-shokkitermi ei ole merkitsevä Kazakstanin ja Suomen osalta, mikä voi osittain selittyä sillä, että erittäin merkitsevä epäsymmetrinen shokkiparametri kyseisessä mallissa vie osan ARCH-kertoimen selitysvuimasta. On syytä myös huomata, että epäsymmetrinen shokkiparametri on Georgian osalta merkitsevästi negatiivinen, mikä implikoi negatiivisten shokkien aiheuttavan positiivisia shokkeja vähemmän heilailua tuottosarjan varianssiin. Kirgisialla on huomattavan korkea shokkitermi, jolloin negatiivisella shokilla on erittäin suuri vaikutus maan markkinatuottojen volatilitettiin. Ukrainan hintasarjaan Venäjältä välittyvillä shokeilla ei näyttäisi olevan tilastollista merkitsevää vaikutusta. Muiden maiden osalta shokkiparametri on positiivinen, jolloin ehdollinen varianssi sekä korrelaatio reagoi voimakkaammin negatiivisiin shokkeihin kuin positiivisiin. Tästä syystä tuottosarjojen ehdollinen korrelaatio sekä varianssi kasvavat, kun markkinoil-

la esiintyy kuohuntaa ja epävarmempia ajanjaksoja. Myös ADCC-mallissa ARCH- ja GARCH-efektien yhteenlaskettu arvo tulisi olla noin yksi, ja taulukon 14 mukaan tämä toteutuu kaikkien maiden tuottosarjojen osalta. Käytetyt mallit todistivat, että tuottosarjojen välillä on havaittavissa aikasidonnaista ehdollista korrelaatiota ja kohdemaista etenkin Kazakstan ja Ukraina seuraavat Venäjän markkinasyklejä.

Taulukko 13. DCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset Venäjältä kohtemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.1744	0.06443	-0.0146	-0.0199	0.0054
t-stat	10.6408	2.9895	1.8147	-0.1216	0.2627
ω	0.1483	0.3360	0.0796	16.7372	0.0239
t-stat	34.4255	6.4639	4.5898	40.6510	5.7575
α	0.1150	0.1676	0.0746	0.1330	0.0577
t-stat	8.7533	8.7533	9.2257	6.6890	37.4650
β	0.8599	0.7689	0.9213	0.2189	0.9380
t-stat	531.6181	33.1976	114.2980	13.2382	661.6444
DCC-ARCH-vaikutus	0.0489	0.0748	0.0138	0.0000	0.0218
t-stat	11.7050	3.7806	1.1779	0.0000	3.7515
DCC-GARCH-vaikutus	0.9303	0.8717	0.9524	0.3476	0.9755
t-stat	144.6289	19.2322	16.2807	0.00000	143.4393
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-8335.4772	-8335.4772	-8792.4168	-2172.5089	-7839.3264

Taulukko 14. ADCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset Venäjältä kohdemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.1621	0.0645	-0.0080	-0.0250	0.0069
t-stat	5.7144	2.5586	-0.4505	-1339.3391	0.3497
ω	0.1065	0.3368	0.0848	16.4123	0.0209
t-stat	1.8079	2.8128	3.7289	41.2862	2.3004
α	0.0506	0.7666	0.1023	-0.0169	0.0143
t-stat	1.6816	4.4866	3.8882	-2.8825	1.8700
β	0.8914	0.7634	0.9215	0.2210	0.9487
t-stat	22.8981	15.5541	54.3904	13.5275	88.9301
Epäsym. varianssin ARCH-vaikutus	0.0781	0.0356	-0.0568	0.3120	0.0649
t-stat	2.8575	0.7659	-2.6007	6.0689	5.0370
DCC-ARCH-vaikutus	0.0471	0.0836	0.0162	0.0023	0.0262
t-stat	5.1005	4.0897	1.2674	0.0454	2.9221
DCC-GARCH-vaikutus	0.9356	0.8546	0.9456	0.9977	0.9699
t-stat	68.8973	16.6383	16.3145	19.4075	90.4586
Havainnot	2118	2118	2118	425	2118
Log	-8202.8607	-8312.8196	-8758.5935	-2158.8026	-7804.1753

Liitteessä 1 taulukoissa 32-34 on esitetty keskimääräiset spillover-vaikutukset kohdemaista Venäjälle. Tulosten mukaan spillover-vaikutukset ovat merkittäviä kaikissa kolmessa mallissa Kazakstanin, Ukrainan, Georgian ja Kirgisian osalta, joista ainoastaan Ukrainan vaikutus on positiivinen. Tämän mukaan Ukrainasta välittyvät shokit vaikuttavat myötäsykli-

sesti Venäjän tuottosarjaan, kun taas Kazakstanin, Georgian ja Kirgisian osalta vaikutus on vastakkainen. Tulos on sikäli mielenkiintoinen, että Venäjältä ei välittynyt juuri minkäänlaista vaikutusta Georgiaan tai Kirgisiaan taulukoiden 12-14 perusteella. On syytä myös huomata, että Ukrainan poliittinen ympäristö on ollut herkkä koko tarkasteluperiodin ajan, puhumattakaan uusimmasta Ukrainan kriisistä, millä on varmasti ollut vaikutusta Venäjään, sillä mailla on ollut tiiviit suhteet niin poliittisesti kuin taloudellisestikin, jolloin näistä aiheutuneet shokit ovat vaikuttaneet myös Venäjän tuottosarjaan. Kaikkien kolmen mallin osalta yhden muuttujan GARCH-kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä ja korrelaatiot ovat samat kuin taulukoissa 12-14.

Ljung-Box Q –testitulokset on esitetty kaikkien regressioiden osalta taulukossa 15. Vakiintunutta menetelmää optimaalisen viivemäärän määrittämiseksi Q-testissä ei ole, mistä syystä käytän samaa viivepituutta (8) mitä Wang ja Moore (2008) ovat käyttäneen tutkimuksessaan. Mikäli residuaalien yhteistestistä saatu kerroin on merkitsevä asetetulla 5% merkitsevyystasolla, sisältävät ne tällöin autokorrelaatiota. Taulukkoon 15 on koottu Venäjän ja kohdemaisen väliset Q-testiarvot. Ensimmäiselle riville on koottu jokaisten sarjojen residuaalit ja toiselle riville neliöidyt residuaalit. Vastaava esitystapa jatkuu seuraavissa Ljung-Box Q-taulukoissa. Käytetyt mallit poistavat autokorrelaatiota Venäjän ja kohdemaiden välisistä aikasarjoista kohtalaisen hyvin, sillä tilastollisesti merkitsevää autokorrelaatiota ei esiinny missään sarjoissa.

Taulukko 15. Ljung-Box Q-arvot Venäjälle ja kohdemaille

	Venäjä-Kazakstan	Venäjä-Ukraina	Venäjä-Georgia	Venäjä-Kirgisia	Venäjä-Suomi
$LB(8)$	41.5323 (0.1206)	38.7654 (0.0848)	39.1058 (0.1809)	29.7689 (0.5799)	45.6613 (0.1298)
$LB^2(8)$	32.1019 (0.1245)	46.9194 (0.1286)	26.7240 (0.3175)	22.8056 (0.5313)	38.7654 (0.2427)

Taulukoissa 16-18 on kuvattu korrelaatiota euroalueen ja kohdemaiden välillä. Alkaen

spillover-vaikutuksesta, kuten edellisessä tarkastelussa, niin myös euroalueen kohdalla Kazakstan ja Ukraina ovat euroalueelta tulevien shokkien vaikutuspiirissä, Kazakstan hyvin varmasti markkinoiden kokonsa ja Ukraina maantieteellisen sijaintinsa sekä taloudellisten suhteidensa takia. Lisänä edellä mainittuihin on vielä Suomi, joka pienenä euromaa seuraa luonnollisesti tarkastelumaista voimakkaimmin euroalueen markkinasyklejä. Kaikki ARCH- ja GARCH-parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä ja korreloivat euroalueen kanssa, Georgiaa lukuun ottamatta.

Taulukko 16. CCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset euroalueelta kohtemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.1376	0.1113	0.0025	-0.1143	0.19667126
t-stat	4.37706	3.84930	0.09621	-1.04730	7.70875
ω	0.1109	0.3403	0.0807	16.7371	0.0487
t-stat	3.4475	5.6593	4.4285	3.0665	28.9595
α	0.0865	0.1808	0.0748	0.1346	0.0499
t-stat	5.2196	7.9587	8.7909	2.2954	60.5426
β	0.8906	0.7570	0.9210	0.2190	0.9338
t-stat	41.0729	28.2943	109.3810	2.1510	1245.2653
CCC	0.3472	0.3045	0.1111	-0.1096	0.8471
t-stat	19.7043	15.3641	2.5008	-3.1493	398.5580
Havainnot	2118	2118	2118	425	2118
Log	-7782.4403	-7842.9408	-8268.6048	-2017.6418	-6395.8146

DCC- ja ADCC-GARCH-prosesseissa spillover-vaikutukset ovat myös merkitseviä samojen maiden osalta, joskin ne ovat hieman pienempiä kuin CCC-prosessissa. On syytä huomata, että spillover-vaikutus euroalueelta Ukrainaan on huomattavasti suurempi kuin taulukoissa 12-14 esitetty spillover-vaikutus Venäjältä kyseiseen maahan. Kazakstanin osalta Venäjän vaikutus on hieman euroaluetta voimakkaampi. Molemmista prosesseista ARCH-

ja GARCH-kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä, kuten CCC-prosessissa. Prosesseissa on myös havaittavissa aikasidonnaista ehdollista korrelaatiota euroalueen ja Kazakstanin, Ukrainan, Georgian sekä Suomen välillä, mikä ei merkitsevästi poikkea kohdemaiden korrelaatiosta Venäjän suhteen, sillä korrelaatiot ovat myös yli arvon 0.9. ADCC-prosessissa shokkiparametri on merkitsevä Kazakstanin, Kirgisian ja Suomen kohdalla, jolloin maiden tuottosarjat reagoivat voimakkaammin negatiivisiin shokkeihin, joskin Suomen kohdalla negatiivisen informaation vaikutukset ovat muita maita huomattavasti pienemmät, mikä on hieman poikkeuksellista, sillä kyseessä on euromaa.

Taulukko 17. DCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset euroalueelta kohdemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoisen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	<i>0.1484</i>	<i>0.1145</i>	0.0060	-0.0632	<i>0.1652</i>
t-stat	6.38059	4.00831	0.22122	-0.2090	6.5375
ω	<i>0.1285</i>	<i>0.3183</i>	<i>0.0802</i>	<i>10.8504</i>	<i>0.0284</i>
t-stat	35.3505	5.9523	4.5598	28.3156	21.1325
α	<i>0.1003</i>	<i>0.1808</i>	<i>0.0747</i>	<i>0.1944</i>	<i>0.0476</i>
t-stat	45.8211	8.3880	8.9465	5.5329	71.3259
β	<i>0.8767</i>	<i>0.7636</i>	<i>0.9211</i>	<i>0.3706</i>	<i>0.9475</i>
t-stat	610.6482	31.5346	108.5312	18.9657	1693.7467
DCC-ARCH-vaikutus	<i>0.0437</i>	<i>0.0239</i>	0.0256	0.4066	<i>0.0117</i>
t-stat	5.7531	3.4241	1.2239	1.6847	14.3161
DCC-GARCH-vaikutus	<i>0.9260</i>	<i>0.9662</i>	<i>0.9056</i>	0.0000	<i>0.9830</i>
t-stat	75.4829	97.4416	8.9873	0.0000	856.1755
Havainnot	2118	2118	2118	425	2118
Log	-7758.7319	-7826.7938	-8266.6283	-799.3728	-6380.1368

Taulukko 18. ADCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset euroalueelta kohtemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.1444	0.1179	0.0074	-0.0385	0.1548
t-stat	4.6702	4.2601	0.2769	-0.1844	5.5999
ω	0.1079	0.3253	0.0851	16.3964	0.0310
t-stat	3.6351	5.7410	4.1781	41.2140	7.6194
α	0.0510	0.1613	0.1027	-0.0171	0.0329
t-stat	3.3296	7.1353	11.8033	-2.9613	6.4330
β	0.8928	0.7587	0.9214	0.2214	0.9472
t-stat	41.8926	29.9152	126.5837	13.5210	543.7735
Epäsym. varianssin ARCH-vaikutus	0.0718	0.0460	-0.0573	0.3087	0.0275
t-stat	4.2439	1.5963	-9.3899	6.0779	2.2055
DCC-ARCH-vaikutus	0.0419	0.0260	0.0231	0.0000	0.0129
t-stat	5.0935	3.5072	1.0994	0.0000	5.7005
DCC-GARCH-vaikutus	0.9299	0.9614	0.9249	0.4109	0.9805
t-stat	71.2831	86.8230	9.9609	0.0000	251.6891
Havainnot	2118	2118	2118	425	2118
Log	-7716.8947	-7788.2050	-8216.9526	-9054.2133	-6354.7384

Taulukoiden 35-37 (esitetty liitteessä 1) mukaan Ukrainasta, Georgiasta ja Kirgisiasta on havaittavissa spillover-vaikutusta euroalueeseen, joskin ainoastaan Ukrainan kohdalla tämä on ollut positiivista. Tämän mukaan euroalue seuraa, ainakin jossakin määrin Ukrainan

markkinoiden suhdanteita. Tämä voi selittyä esimerkiksi sillä, että Eurooppa on hyvin riippuvainen Ukrainan kautta tuodusta kaasusta, sillä jopa 80% Euroopassa käytetystä kaasusta tuodaan Ukrainan kautta. Ukrainassa on tarkasteluperiodilla vallinnut myös hyvin epävakait olot, jotka ovat välittyneet ja epäsuoraan esimerkiksi Venäjän kautta Eurooppaan. Hyvänä esimerkkinä uusien Ukrainan kriisi. Kirgisian ja Georgian negatiivinen spillover-vaikutus on hieman vaikeammin selitettävissä. Käytännössä tämä tarkoittaa, että euroalue reagoi päinvastaisesti kyseisten markkina-alueiden suhdanteisiin. Maat sijaitsevat kaukana euroalueesta ja niiden merkitsevyys euroalueen markkinoihin vähäinen, sillä esimerkiksi Georgia ei korreloi euroalueen kanssa. Shokkiparametrit ovat kaikkien maiden osalta merkitseviä sekä positiivisia ja GARCH-kertoimet ovat odotetusti merkitseviä kaikkien maiden osalta. Korrelaatiokertoimet ovat samat kuin taulukoissa 16-18.

Euroalueen ja kohdemaiden väliset Ljung-Box Q-testitulokset on esitetty taulukossa 19. Ainoastaan euroalueen ja Georgian sarjassa ilmenee autokorrelaatiota, jolloin havainnot riippuvat edellisistä arvoistaan. Tämä kuitenkin poistuu neliöidyn residuaalin osalta, minkä ansiosta voi todeta mallien poistavan hyvin autokorrelaation myös kyseisten maiden välisistä sarjoista.

Taulukko 19. Ljung-Box Q-arvot euroalueelle ja kohdemaille

	Euroalue - Kazakstan	Euroalue - Ukraina	Euroalue - Georgia	Euroalue - Kirgisian	Euroalue - Suomi
$LB(8)$	39.6674 (0.0708)	67.6706 (0.2337)	48.8231 (0.0289)	37.8218 (0.2206)	41.5709 (0.1198)
$LB^2(8)$	54.7212 (0.0604)	72.2278 (0.3197)	31.9471 (0.4694)	33.7603 (0.3824)	39.1410 (0.1799)

Kazakstan, Ukraina ja Suomi seuraavat merkitsevästi Yhdysvaltojen markkinasyklejä. Spillover –vaikutusten suuruus ei ole poikkeuksellista, sillä maat, jotka ovat integroituneet kansainvälisille rahoitusmarkkinoille, seuraavat luonnollisesti maailman suurinta ja merkittävintä markkina-aluetta. Taulukon 20 GARCH-parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä, Kirgisia lukuun ottamatta. Georgian osalta varianssiyhtälö ei ole merkitsevä, minkä mukaan edellisten periodien tuotot eivät riippuisi viivästetyistä arvoistaan. Maat korreloivat

jatkuvan ehdollisen korrelaation mallissa Yhdysvaltojen kanssa.

Taulukko 20. CCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset Yhdysvalloista kohteemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.4049	0.2613	0.0216	-0.1133	0.4687
t-stat	9.3379	7.4110	0.5319	-1.3304	18.8027
ω	0.0959	0.2989	0.0801	16.7823	0.0317
t-stat	1.0889	2.3256	1.4608	2.9174	10.4515
α	0.0841	0.1786	0.0746	0.1354	0.0719
t-stat	2.0179	3.2058	3.0397	2.4380	42.0086
β	0.8964	0.7687	0.9212	0.2169	0.9199
t-stat	15.0735	11.7834	34.4107	1.1239	608.7951
CCC	0.2083	0.2103	0.0026	-0.0925	0.5363
t-stat	8.5741	8.2742	1.2618	-2.4555	57.2302
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7315.5394	-7842.9408	-7757.0563	-1988.9339	-6774.4223

Taulukoiden 21 ja 22 DCC- ja ADCC-GARCH –spesifikaatioissa spillover-vaikutukset eivät muutu merkitsevästi edellisestä taulukosta. Ainoa poikkeus on ADCC-mallin spillover-vaikutus Yhdysvalloista myös Georgiaan. Spillover-vaikutukset Yhdysvalloista ovat odotetusti suuria ja huomattavasti suurempia verrattuna euroalueen tai Venäjän spillover-vaikutuksiin. Kaikki ARCH- ja GARCH-parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä molemmassa prosesseissa. Aikasidonnaista ehdollista korrelaatiota on havaittavissa DCC-prosessissa Kazakstanin, Ukrainan, Suomen sekä Georgian kanssa, joskin viimeksi mainitun korrelaatio on huomattavasti pienempi. Shokkiparametrit ovat merkitseviä muiden maiden, paitsi Ukrainan kohdalla.

Taulukko 21. DCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset Yhdysvalloista kohteemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.4084	0.2605	0.0222	-0.1136	0.4658
t-stat	10.7613	8.8945	0.7490	-0.6522	15.7725
ω	0.0963	0.2974	0.0802	16.9474	0.0237
t-stat	3.7196	37.0772	26.3190	40.5160	4.0916
α	0.0864	0.1779	0.0746	0.1416	0.0680
t-stat	6.1121	40.9018	55.0903	6.8997	16.4165
β	0.8949	0.7689	0.9212	0.2107	0.9271
t-stat	50.7167	275.7070	947.3707	12.7360	198.2149
DCC-ARCH-vaikutus	0.0227	0.0054	0.0192	0.3199	0.0096
t-stat	2.4366	0.2874	0.7261	1.6830	7.0246
DCC-GARCH-vaikutus	0.9319	0.9880	0.6748	0.0000	0.9877
t-stat	34.3495	94.6596	2.9127	0.0000	564.6574
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7311.1428	-7364.3546	-7756.8121	-1988.4059	-6753.2902

Taulukko 22. ADCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset Yhdysvalloista kohtemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.4170	0.2634	0.0374	-0.1057	0.4637
t-stat	13.1874	8.8782	35.8519	-0.6269	17.6571
ω	0.0835	0.0222	-0.0394	15.9285	0.0222
t-stat	28.4256	6.7877	-34.5569	40.9212	4.0903
α	0.0372	0.1592	0.1497	-0.0192	0.0207
t-stat	20.6798	8.9317	48.5331	-2.4569	8.6762

β	0.9067	0.7707	0.9778	0.2452	0.9370
t-stat	591.1843	37.4879	158.4345	14.9842	1283.9746
Epäsym. varianssin ARCH-vaikutus	0.0785	0.0397	0.0672	0.2915	0.0724
t-stat	21.4217	1.7734	4.9817	6.0759	34.6477
DCC-ARCH-vaikutus	0.0225	0.0073	0.0081	0.3741	0.0110
t-stat	3.2580	1.3473	0.2791	1.8751	5.2566
DCC-GARCH-vaikutus	0.9356	0.9880	0.6904	0.0000	0.9840
t-stat	46.0138	94.6596	4.2144	0.0000	268.8927
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7245.0931	-7306.3977	-7744.4403	-1964.7910	-6688.7899

Tarkasteltaessa spillover-vaikutuksia taulukoissa 38-40 (esitetty liitteessä 1) huomataan, että kohdemaista Yhdysvaltoihin ei esiinny spillover-vaikutuksia, mikä on ymmärrettävää, kun ottaa huomioon kohdemaiden markkinoiden koon ja aseman kansainvälisillä rahoitusmarkkinoilla. ARCH- ja GARCH-parametrit ovat merkitseviä kaikkien kohdemaiden osalta ja korrelaatiokertoimet ovat samat kuin taulukoissa 20-22.

Yhdysvaltojen ja kohdemaiden välisessä Ljung-Box Q-testissä voidaan todeta mallien poistaneen autokorrelaation sarjojen standardoiduista residuaaleista (taulukko 23).

Taulukko 23. Ljung-Box Q-arvot Yhdysvalloille ja kohdemaille

	Yhdysvallat - Kazakstan	Yhdysvallat - Ukraina	Yhdysvallat - Georgia	Yhdysvallat - Kirgisia	Yhdysvallat - Suomi
<i>LB(8)</i>	53.9414 (0.1739)	43.3543 (0.0868)	39.1058 (0.1809)	35.4350 (0.3094)	38.4508 (0.0902)

$LB^2(8)$	39.1682 (0.0969)	37.3683 (0.1739)	26.7241 (0.3175)	34.2594 (0.0802)	35.1500 (0.0662)
-----------	---------------------	---------------------	---------------------	---------------------	---------------------

Taulukosta 24 ei ole havaittavissa minkäänlaisia spillover-vaikutuksia Aasiasta kohdemaihin. Tämä on hieman yllättävää, sillä käyttämäni Aasian markkinoiden tuottosarja käsittää useita isoja ja voimakkaasti kasvaneita markkina-alueita, minkä takia voisi olettaa alueen suhdannesykliin vaikuttavan esimerkiksi Keski-Aasian maihin Kazakstaniin ja Kirgisiaan. Varianssiparametrit ovat merkitseviä annetulla 5% merkitsevyystasolla, mistä syystä tuottosarjat ovat riippuvia omista viivästetyistä arvoistaan. Tämän perusteella voi myös sanoa, että kohdemaiden tuotot liikkuvat saman suuntaisesti; kaikki laskevat tai nousevat yhdessä. ARCH- ja GARCH-parametrit ovat myös tilastollisesti merkitseviä, Kirgisiaa lukuun ottamatta. Jatkuvaa korrelaatiota on havaittavissa kaikkien kohdemaiden osalta. Kirgisian, Georgian ja Aasian välinen ehdollinen korrelaatio CCC-GARCH-mallissa on negatiivinen.

Taulukko 24. CCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset Aasiasta kohdemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.0623	-0.0072	0.0119	-0.1847	-0.0109
t-stat	1.5013	-0.2135	0.3798	-1.1491	-0.3011
ω	0.1478	0.3277	0.0806	16.6484	0.0291
t-stat	3.8448	5.9228	4.4593	2.9322	4.5631
α	0.1027	0.1848	0.0747	0.1372	0.0662
t-stat	5.7287	7.8398	9.1237	2.5205	19.6554
β	0.8666	0.7585	0.9210	0.2190	0.9266
t-stat	36.9265	29.7094	112.8664	1.1075	179.3450
CCC	0.2669	0.2126	-0.0884	-0.0914	0.3564
t-stat	13.1051	9.8798	-2.3829	-2.4401	24.5628
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118

Log -7484.3695 -7535.5281 -7917.0374 -2025.8789 -7033.5060

Taulukoiden 25-26 DCC- ja ADCC-GARCH-prosesseissa ei ole myöskään havaittavissa, että kohdemat seuraisivat Aasian suhdannesyklejä. GARCH-parametrit ovat molemmissa prosesseissa merkitseviä, lukuun ottamatta Kirgisiaa DCC-GARCH-prosessissa. Molemmissa prosesseissa on myös havaittavissa ehdollista korrelaatiota Aasian ja kaikkien kohdemaiden välillä, toisin kuin missään aikaisemmassa tarkastelussa. Korrelaatiot ovat jopa suurempia kuin Yhdysvaltojen, euroalueen ja Venäjän välillä tehdyissä tarkasteluissa. Ainoastaan ehdollinen korrelaatio Venäjän ja Ukrainan välillä on suurempaa DCC- ja ADCC-prosesseissa. Tämä on ehkä selitettävissä vertailussa käytetyllä Aasian tuottoindeksin laajuudella, mikä on sisällöltään monipuolisin ja maantieteellisesti laajin. Matalimmat korrelaatiot ovat Kirgisian ja Georgian osalla, jolloin DCC-GARCH –kerroin on noin 0,8. Kyseisten maiden osalta DCC-ARCH-kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä, mikä selittäisi maaparien välillä olevan pitkän aikavälin korrelaatiota. ADCC-prosessissa tosin korrelaatiokertoimet hieman laskevat. Shokkiparametri on positiivisesti tilastollisesti merkitsevä kaikkien muiden, paitsi Ukrainan kohdalla.

Taulukko 25. DCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset Aasiasta kohdemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.0559	-0.0050	0.0105	-0.1742	-0.0104
t-stat	1.7575	-0.1612	0.3386	-1.4044	-0.3768
ω	0.1087	0.3156	0.0811	16.6976	0.0262
t-stat	4.3134	6.0560	11.2442	5.7600	8.0628
α	0.0959	0.1831	0.0751	0.1355	0.0665
t-stat	6.8532	8.0871	16.7062	3.1555	35.1348
β	0.8864	0.7634	0.9206	0.2164	0.9281
t-stat	53.4928	32.2307	489.9404	1.8586	601.2665
DCC-ARCH-	0.0171	0.0115	0.0302	0.0459	0.0135

vaikutus					
t-stat	11.9373	2.0289	1.7670	0.6929	3.1069
DCC-GARCH-vaikutus	0.9794	0.9859	0.8813	0.8566	0.9674
t-stat	35.1953	131.1093	11.8433	3.9288	77.6382
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7481.3874	-7519.5198	-7914.9069	-2025.4311	-7029.8883

Taulukko 26. ADCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset Aasiasta kohtemaihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	0.0373	-0.0064	0.0088	-0.1442	-0.0304
t-stat	0.9771	-0.2097	0.2808	-1.0990	-0.8829
ω	0.0201	0.3153	0.0241	14.8410	0.0250
t-stat	3.7662	5.6063	4.0346	40.4274	3.9462
α	0.0165	0.1663	0.0182	-0.0181	0.0109
t-stat	1.4497	7.0231	1.4858	-1.9426	6.6318
β	0.9186	0.7619	0.9050	0.2887	0.9396
t-stat	81.3398	30.2602	68.1850	18.1056	386.1003
Epäsym. varianssin ARCH-vaikutus	0.0996	0.0371	0.1160	0.2750	0.0859
t-stat	5.9390	1.2870	6.2023	5.7229	10.4856
DCC-ARCH-vaikutus	0.0187	0.0132	0.0315	0.0464	0.0163
t-stat	2.9773	1.5095	1.5127	0.9372	3.5366
DCC-GARCH-	0.9770	0.9828	0.8816	0.8251	0.9628

vaikutus					
t-stat	102.4655	75.2790	10.9533	4.6207	95.0782
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7452.1444	-7501.0408	-7884.7322	-2005.5306	-6992.5479

Taulukoissa 41-43 (esitetty liitteessä 1) on kuvattu spillover-vaikutukset ja ehdolliset korrelaatiot kohdemaista Aasiaan. Nähtävästi ainoastaan Ukrainasta olisi positiivisia spillover-vaikutuksia Aasiaan. Tämä suhde on hyvin vaikeasti selitettävissä, mutta asiaa voi spekuloida Ukrainan Venäjä-suhteiden tulehtumisella, sillä niin Kiina kuin Japani ovat myöntäneet useita lainoja Ukrainalle tarkasteluperiodin aikana. (Yatsenuk 4.12.2015; Terrazono 6.7.2015.) Tällöin Ukrainan kiristynyt poliittinen ilmapiiri on kasvattanut riskitasoa ja täten on voinut vaikuttaa negatiivisesti Aasian alueen markkinoihin. GARCH-parametrit ovat kaikissa malleissa merkitseviä ja korrelaatiokertoimet samat kuin taulukoissa 24-26.

Käytetyt mallit poistavat suurimmaksi osaksi autokorrelaatiota myös Aasian ja kohdemaiden välisistä sarjoista (taulukko 27). Autokorrelaatiota jää ainoastaa Aasian ja Kirgisian välisiin regressioihin.

Taulukko 27. Ljung-Box Q-arvot Aasian indeksille ja kohdemaille

	Aasia - Kazakstan	Aasia - Ukraina	Aasia - Georgia	Aasia - Kirgisia	Aasia - Suomi
<i>LB(8)</i>	38.4508 (0.0902)	40.2610 (0.1499)	41.1310 (0.1293)	27.1905 (0.0394)	34.1970 (0.1739)
<i>LB²(8)</i>	33.6426 (0.0902)	35.1500 (0.0662)	39.6905 (0.0704)	30.5221 (0.0116)	30.3820 (0.0949)

Cappiellon ym. (2006) tutkimuksessa epäsymmetrinen DCC-GARCH -malli sopi empiiriseen aineistoon symmetristä DCC-GARCH-mallia paremmin. Tähän perustuen, kun tarkastellaan tuottosarjojen välistä korrelaatorakennetta, on ehkä järkevämpää keskittyä epä-

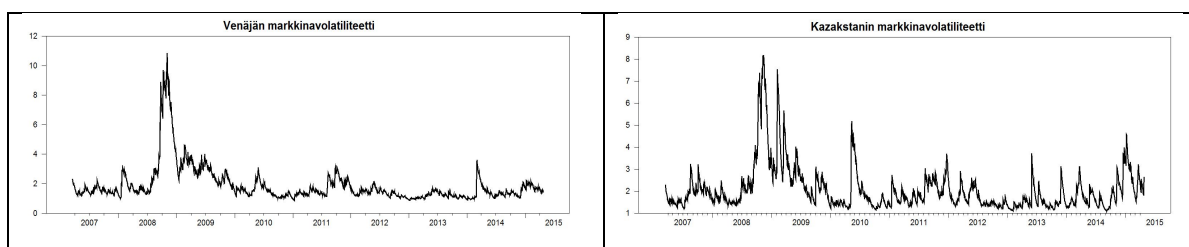
symmetriseen malliin. Kootusti voi siis sanoa, että käytetyt mallit auttoivat löytämään tuottosarjojen välisen korrelaatorakenteen. Taulukoiden 12-27 tulosten mukaan maiden välisen tuottosarjojen korrelaatio ei ole ajassa vakio, lukuun ottamatta maaparien Yhdysvallat-Kirgisia sekä euroalue-Kirgisia välistä korrelaatiota, joka näyttäisi olevan ajan suhteen muuttumaton. Tämän lisäksi, korrelaatioiden välillä on havaittavissa epäsymmetrisyyttä, jolloin positiivisilla ja negatiivisilla shokeilla on suuruudeltaan erilainen vaikutus instrumenttien väliseen korrelaatioon.

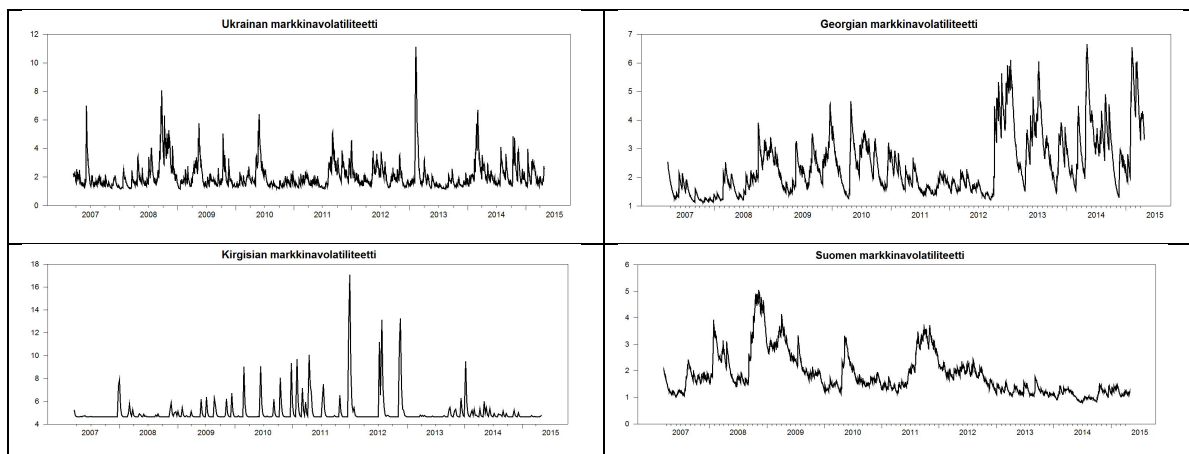
7.2 Varianssin kehittyminen

Kuten edellä esitetyistä taulukoista huomattiin, maaparien volatilitietin varianssi sekä korrelaatio on ollut aikasidonnaista, tosin muutamien poikkeuksin. Varianssin käyttäytyminen tulee parhaiten ilmi kuvaajista, jotka esittelen seuraavaksi. Tuottosarjojen heteroskedastinen varianssi on kuvattu jokaiselle maalle erikseen, mikä pohjautuu kunkin maan yhden muuttujan GARCH-kertoimien painoille.

Kuviossa 2 on kuvattu Venäjän ja kohdemaiden markkinakohtainen volatilitietti. Venäjän tuottosarjassa on havaittavissa yksi selvä korkeamman volatilisisuuden ajanjakso, joka ajoittuu finanssikriisin puhkeamiseen vuosina 2008-2009. Toinen selvä varianssihuippu erotetaan Ukrainan kriisin eskaloitumisen ajankohtaan alkuvuoteen 2014, mikä tosin on huomattavasti vaatimattomampi. Ottaen huomioon merkittävien epäsymmetristen vaikutusten olemassaolon, kyseiset ajanjaksot ovat todennäköisesti tuottaneet negatiivisesti vinoutuneita tuottoja.

Kuvio 2. Maaindeksien GARCH-markkinavolatilitietti





Kazakstanin tuottosarjan volatilititeetissa on havaittavissa selvää klusteroitumista vuosien 2008-2009 aikoihin, sillä suuria muutoksia volatilititeetissa on seurannut joukko pieniä ja suuria muutoksia. Toinen korkea varianssiipiikki on muodostunut vuonna 2010, mille ei löydy selvää selitystä. Se on voinut johtua muun muassa naapurimaassa Kirgisiassa huhtikuussa 2010 alkaneesta vallankumouksesta, jossa maa kävi lähellä sotatilaa. Tämä on hyvin luultavasti luonut painetta myös Kazakstanin markkinoille. Tämän lisäksi myös vuodesta 2013 alkaen on havaittavissa volatiliisuuden nousua.

Ukrainan hintasarjassa on havaittavissa volatilititeettihiippuja melkein pä tasaisin väliajoin. Selvimmiksi korkeamman volatilititeetin ajanjaksoiksi erottuvat vuodet 2007, finanssikriisin vuodet 2008-2009 ja vuodesta 2013 tarkasteluperiodin loppuun. Ukrainassa volatiliisemat ajanjaksot ajoittuvat poliittisten kriisien yhteyteen, joista ainoastaan globaalin finanssikriisin seuraukset poikkeavat. Vuoden 2007 poliittinen kriisi kesti huhtikuusta heinäkuuhun, jolloin Ukrainan hallituksen ja opposition väliset erimielisyydet johtivat siihen, että maassa pidettiin YK:n avustuksella ennen aikaiset vaalit. Myös seuraavana vuonna 2008 Ukrainan parlamentti ajautui sisäisiin kriiseihin ja hajosi, mihin suurimpana syynä oli eri puolueiden väliset vastakkaiset suhtautumiset Venäjän ja Georgian väliseen sotaan. Poliittinen epävarmuus ei tämänkään jälkeen laantunut, vaan vuonna 2013 käynnistynyt tapahtumien sarja johti lopulta vuoden 2014 vieläkin meineilläään olevaan Ukrainan kriisiin.

Georgian markkinat ovat olleet tarkasteluperiodilla erittäin volatiliiset. Selvää kasautumista on huomattavissa kahdella ajanjaksolla, vuosina 2008-2011 sekä 2012-2015. Samoin kuin Ukrainassa, myös Georgiassa poliittinen ilmapiiri on ollut hyvin epävarma. Elokuussa vuonna 2008 Venäjän kanssa käydyin alle viikon mittaisen sodan jälkeen Georgiassa on

pidetty massaprotesteja hallintoa ja presidenttiä vastaan vuosina 2009, 2011 ja 2012. On hieman epävarmaa, missä määrin nämä ovat vaikuttaneet Georgian tuottosarjan volatiilisuteen, mutta on hyvin todennäköistä, että globaali finanssikriisi sekä kohonnut poliittinen epävarmuus ovat molemmat vaikuttaneet yhdessä. Kuten taulukoista 12-14 voi huomata, Georgia korreloi voimakkaasti niin Venäjän kuin euroalueen kanssa. Tämän lisäksi on huomattava, että epäsymmetrinen vaikutus on Venäjän ja Georgian välillä merkittävästi negatiivinen. Tällöin Georgian volatiilisempi ajanjakso liittyisi myönteisesti Venäjältä välittyvään positiiviseen shokkiin, kuten Venäjän markkinoiden kasvuun. Toisaalta euroalueelta välittyvä epäsymmetrinen parametri on tilastollisesti merkitsevästi positiivinen, jonka seurauksena negatiivisilla shokeilla on suurempi vaikutus Georgian volatilitettiin. On kuitenkin epävarmaa, mikä tai mitkä tekijät ovat vaikuttaneet Georgian vuonna 2012 alkaneeseen äärimmäisen volatiilisuu den periodiin, sillä niin Venäjän kuin euroalueen volatilitettiin on ollut tuona ajanjaksona kohtalaisen maltillista. Poliittinen ilmapiiri vuoden 2012 jälkeen on Georgiassa rauhoittunut, mutta on hyvin todennäköistä, että Ukrainan kriisillä on ollut vaikutusta myös Georgiaan, jolla on viileät suhteet Venäjään ja lähihistoriassa käyty sota sitä vastaan.

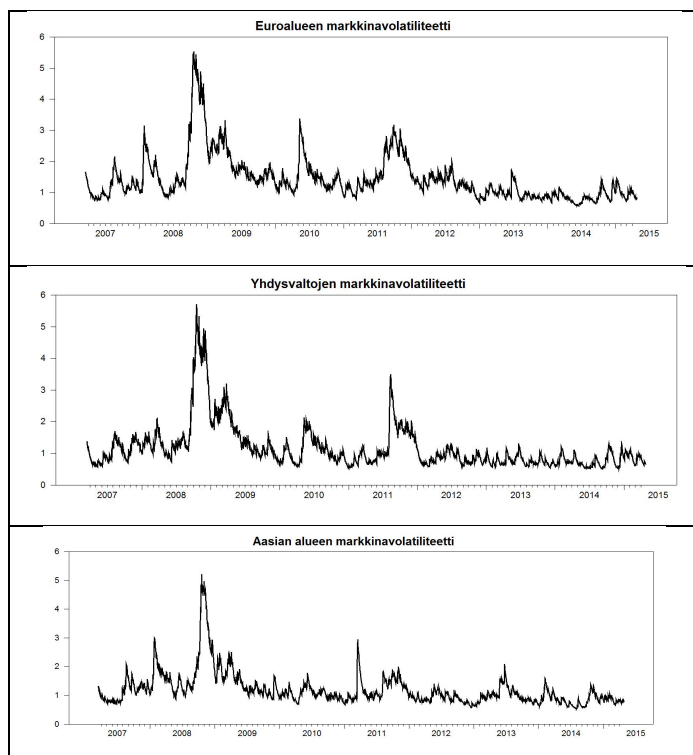
Kirgisian kuvaaja on poikkeuksellinen, sillä markkinoilla on tarkasteluperiodilla käyty hyvin vähän kauppaa. Tästä syystä markkinat reagoivat hyvinkin pieniin muutoksiin. Mitään selvää volatilitettiin klusteroitumista ei ole Kirgisian tuottosarjassa havaittavissa, ja huomionarvoista on esimerkiksi globaal in finanssikriisin olematon vaikutus. Vuonna 2010 tapahtuneen vallankumouksen aikoihin on havaittavissa hieman korkeampaa volatilitettä. Suurin yksittäinen volatilitettiinpiikki ajoittuu euroalueen pankkikriisin aikoihin vuosille 2011-2012, mikä on sikäli mielenkiintoista, että euroalueelta ei ollut tuloksista päätellen havaittavissa olevaa spillover-vaikutusta Kirgisiaan. Vuodesta 2012 alkaen on havaittavissa aktivoitumisen merkkejä, mikä on huomattavissa muun muassa kuvioista 2. Vuonna 2014 erottuu selvästi yksittäinen volatilitettiinpiikki, joka luultavasti on seurausta Ukrainan kriisistä.

Viimeisenä kohdemaista, Suomen tuottosarjassa esiintyy kaksi selvää volatilitettiin klusteroitumisajankohtaa. Kuvioista erottuu selkeästi kansainvälisen finanssikriisin vaikutus maan volatilitettiin vuosina 2008-2009 sekä euroalueen pankkikriisin vaikutus 2011-2012. Näiden välistä on havaittavissa yksittäinen volatilitettiinpiikki vuonna 2010, joka on luultavasti aiheutunut EU:n ja IMF:n aloittamista euroalueen kriisimaiden tukipakettioh-

jelmista. Loppuvuodesta on havaittavissa volatiilisuudessa lievää nousua johtuen Ukrainan kriisin vaikutuksista (Euroopan komisso 12.12.2014).

Kuviossa 3 on kuvattu kolmen vertailuindeksin markkinavolatiliteetit. Euroalueen volatilitteettikuvaaja vastaa hyvin paljon edellä käsiteltyä Suomen volatilitteettikuvaajaa, josta erotuvat volatiilisemmat periodit 2008-2009, 2010 ja 2011-2012. Syyt ovat hyvin pitkälle samat kuin Suomen tapauksessa. Myös euroalueen kuvaajasta on havaittavissa hieman korkeempaa volatiilisuutta vuoden 2014 loppupuolelta alkaen, mikä johtuu Ukrainan kriisistä.

Kuvio 3. Globaalien indeksien GARCH-markkinavolatiliteetti



Yhdysvaltojen markkinavolatiliteetti muistuttaa hyvin pitkälle euroaluetta. Siitä erottuvat selvästi finanssi- sekä euroalueen pankkikriisin korkeamman volatilitteetin jaksot, sekä hieman lievempänä Ukrainan kriisin vaikutus. Aasian tuottoindeksi sisältää vähemmän samoja ominaisuuksia kuin kaksi edellä mainittua. Yksi yhteinen tekijä on finanssikriisin vaikutus, joka kuitenkin vaikuttaa Aasiassa lyhyemmän aikaa. Toinen, maltillisempi volatiilisuusasteen nousu osuu pankkikriisin aikoihin, mutta ei ole myöskään yhtä vakava kuin Yhdysvaltojen tai euroalueen markkinoilla.

Kootusti voidaan sanoa, Kirgisiaa lukuun ottamatta, että kohdemaiden varianssiregiimit ovat muodostuneet niin yksittäisistä, kotimaassa itsessään muodostuneista shokeista kuin globaaleista, kaikkiin markkinoihin yhtäläisesti vaikuttavista shokeista, esimerkiksi Ukrainan vuosien 2014-2015 volatiilisuusasteen nousu ja kansainvälisen finanssikriisin vaikutukset vuosina 2008-2009.

7.3 Dynaaminen ehdollinen korrelaatio maiden tuottosarjojen välillä

Tässä luvussa esitän parittaiset dynaamiset ehdolliset korrelaatiot kunakin ajan hetkenä. Kuten kappaleessa 5 käsiteltiin, dynaaminen ehdollinen korrelaatio ρ_{ijt} riippuu kunkin sarjan yhden muuttujan GARCH-arvoista sekä hetkellä t painotetuista kahden sarjan välisestä dynaamisesta ehdollisesta korrelaatiosta. Kuten tämän luvun kuvaajista on helposti havaittavissa, estimoidut korrelaatiot ovat erittäin aikasidonnaisia, ja tukevat siten aikaisemmin tässä kappaleessa taulukoissa (12-26) esitettyjä tuloksia. Lisäksi, tarkastelussa käytettyjen maiden ehdollisessa korrelaatiossa on havaittavissa vastaavanlaista käyttäytymistä suhteessa shokkeihin, kuin mitä aikaisemmissa tutkimuksissa. Kriisiaikaa edeltävänä periodina, korrelaatioaste laskee huomattavasti normaalitasoltaan, mikä tukee Gulkon (2002) ja Conollyn ym. (2005) huomioita. Kriisiaikana korrelaatiotaso nousee voimakkaasti (esimerkiksi syyskuu 2008), kuten myös Chiangin ym. (2007) ja Longinin ja Solnikin (1995) tutkimuksissa, minkä jälkeen korrelaatio taas romahtaa vuoden 2009 alussa.

Taulukossa 4 on kuvattu Venäjän ja kohdemaiden välinen ehdollinen korrelaatio. Venäjän ja Kazakstanin välinen ehdollinen korrelaatio viimeisen kahdeksan vuoden aikana on koehenkinut suuria vaihteluita, heilahdellen välillä -0.8 – 0.75. Korkein maiden välinen korrelaatio on ollut finanssikriisin aikaan vuonna 2008, mutta jo seuraavana vuonna korrelaatioaste romahti hyvin aggressiivisesti. Tämän korrelaation kehitys oli positiivista vuoteen 2011 asti, josta alkaen korrelaatiotrendi on ollut laskeva. Ukrainan kriisi on aiheuttanut hetkellisen kasvupiikin korrelaatioon, mutta sen vaikutus ei ole ollut läheskään yhtä merkittävä kuin esimerkiksi finanssikriisin. Vuoden 2015 alussa maiden välinen korrelaatio laski uudelleen negatiiviseksi, mutta on tämän jälkeen noussut lähes edeltävälle tasolle.

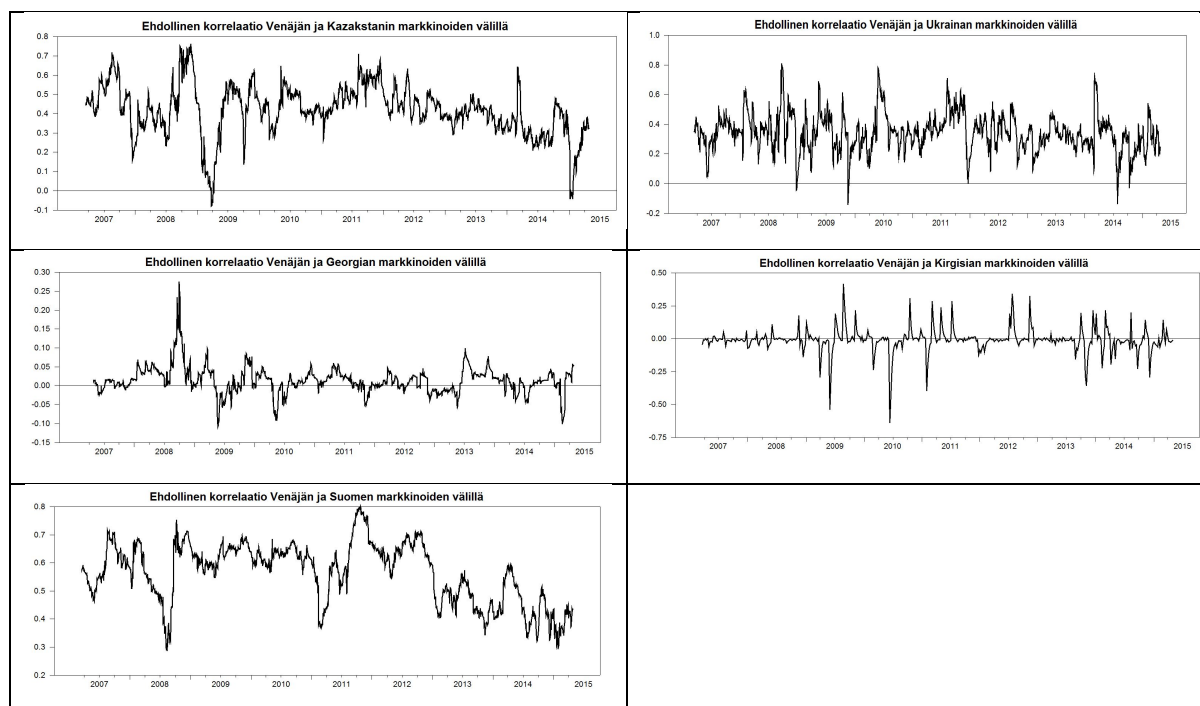
Venäjän ja Ukrainan välinen korrelaation vaihtelu on ollut myös hyvin suurta. Finanssikriisin lisäksi kuvaajasta erottuvat vuoden 2010 ja 2014 korkeamman korrelaation huiput, joita

seuraavat välittömästi matalamman korrelaation periodit sisältäen neljä negatiivisen korrelaation ajanjaksoa. Ukrainan kriisi on ollut voimakkuudeltaan merkittävin shokki maiden välisessä korrelaatiossa 2010-luvulla. Kuvaajasta ei ole havaittavissa pitkän aikavälin korrelaatiotrendiä, vaan aikaperiodi käsittää lyhyen aikavälin kasvu- ja laskutrendejä. Viimeimmän shokin aiheuttaman volatiilisen jakson jälkeen, ehdollinen korrelaatio näyttää palautuneen kriisiä edeltäneelle tasolle.

Venäjän ja Georgian välinen ehdollinen korrelaatio on ollut hyvin matalaa tarkastelupe-riodilla, ja poikkeaa täysin edellä aikaisemmin esitetyistä korrelaatorakenteista. Ehdollinen korrelaatioaste liikkuu säännöllisesti positiivisesta negatiiviseen ja päinvastoin, mutta pysyttelee nollan tuntumassa. Ainoat huomattavat äkilliset korrelaatioasteen kasvupiikit ovat syntyneet vuonna 2008 ja 2013, joskin jälkimmäinen on hyvin paljon maltillisempi. Finanssikriisin vaikutus erottuu selvästi, minkä seurauksena korrelaatioaste nousee hetkellisesti 0.27. Vuonna 2013 on havaittavissa maltillinen regiimimuutos, jossa korrelaatioaste nousee hetkellisesti. Aivan kuten Venäjän ja Kazakstanin välisessä ehdollisen korrelaation kuvaajassa, myös Venäjän ja Georgian kuvaajassa alkuvuodesta 2015 korrelaation taso laskee äkillisesti Ukrainan kriisin seurauksena. Tästä huolimatta Venäjän ja Georgian markkinoiden välinen ehdollinen korrelaatio on ollut viime vuosina hyvin stabiili, sillä korrelaation vaihteluväli on ollut -0.5-1. Maiden välisen yhteisliikkeen taso on hyvin pieni, eikä siinä ole havaittavissa merkittäviä muutoksia viime vuosina. Kuten edellisessä luvussa tuli ilmi, Venäjän ja Kirgisian välinen ehdollinen korrelaatio ei ole aikasidonnaista, vaan vakio ajankohdasta riippumatta. Maiden välisestä korrelaatiokuvaajasta voi kuitenkin huomata muutamia aikasidonnaisia korrelaation muutoksia, jotka ajoittuvat finansi- ja Ukrainan kriisin ajoille.

Venäjän ja Suomen välinen ehdollinen korrelaatio on ollut tarkasteluperiodilla hyvinkin volatiili, mutta toisin kuin muiden maaparien osalla, korrelaatio on ollut koko ajanjaksolla positiivinen. Korrelaation kehityksessä erottuu etenkin finanssikriisin sekä euroalueen pankkikriisin vaikutukset, ja näihin verrattuna viimevuodet ovat olleet stabiilimpia.

Kuvio 4. Venäjän ja kohteiden välinen dynaaminen ehdollinen korrelaatio



Seuraavaksi käsittelemme euroalueen ja kohteiden välisiä ehdollisia korrelaatioita, jotka on esitetty taulukossa 5. Euroalueen ja Kazakstanin välinen korrelaatio muistuttaa muodoltaan hieman edellisessä taulukossa esitettyä Venäjän ja Kazakstanin välistä korrelaatiota, mutta on hieman volatiilimpi ja vaihdellut tarkasteluperiodin aikana -0.1 ja 0.8 -välillä. Finanssikriisin lisäksi, korrelaatiosta erottuu vuoden 2010 hyvin voimakas korrelaatiopiikki. Syitä äkilliseen korrelaation nousuun on vaikea hahmotella, mutta ETYJ:n puheenjohtajuuden lisäksi maa aloitti kyseisenä vuonna Venäjän johtamassa tulliliitossa, johon kuului myös Valko-Venäjä. Se, missä määrin esimerkiksi edellä mainitut syyt ovat vaikuttaneet voimakkaaseen korrelaation nousuun, on vaikea sanoa, sillä mitään muuta poikkeavaa ei Kazakstanin markkinoilla tapahtunut. Kyseisenä vuonna alkoi myös Euroopan velkakriisi, jolla saattaa olla myös vaikutusta kohonneeseen korrelaatioon. Tämän jälkeinen periodi on ollut suhteellisen rauhallinen, lukuun ottamatta Ukrainan kriisistä aiheutuneisiin muutoksiin. Kriisistä aiheutuneiden äkillisten muutosten jälkeen korrelaatio näyttää palautuvan alkuvuoden 2013 tasolle, noin 0.3 .

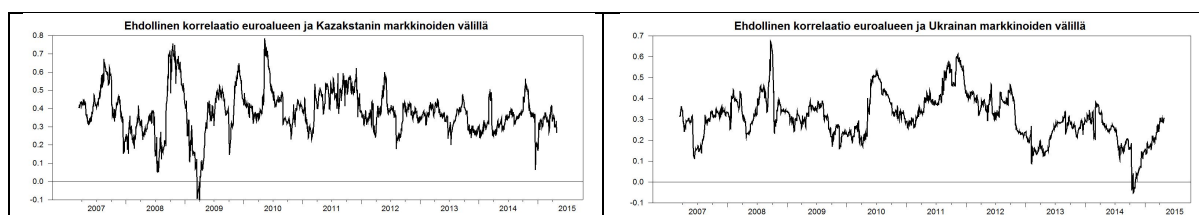
Euroalueen ja Ukrainan välisen ehdollisen korrelaation kehitys on ollut tarkasteluajanjaksolla huomattavasti vakaampi kuin mitä Venäjän ja Ukrainan välillä. Korrelaatio on kuitenkin vaihdellut ajassa hyvin paljon ajanjaksolla, noin -0.05 - 0.68 -välillä. Finanssikriisin vaikutus näkyy myös selvästi korrelaatiokuvaajasta voimakkaana piikkinä, samoin myös

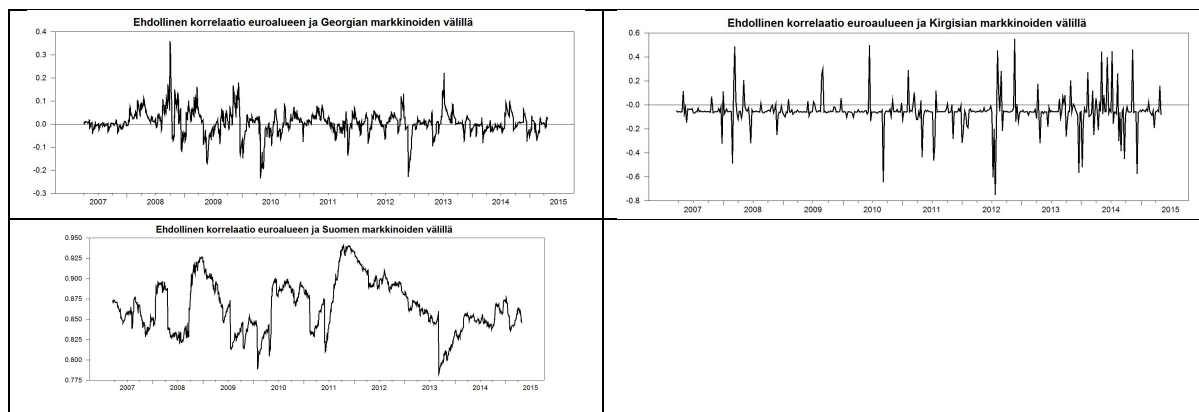
vuosien 2010 ja 2011-2012 korkeamman korrelaation ajanjaksot. Kuten aikaisemmin olen maininnut, kyseiset ajankohdat ovat sisältäneet poliittisesti hyvin epävarmoja ajanjaksoja Ukrainassa, mutta samalla voimakasta lähentymistä kohti Eurooppaa. Ajanjaksojen jälkeen korrelaatio laski muuttuen vuoden 2014 alkupuolella negatiiviseksi. Tähän syynä oli Ukrainan kriisi, joka käytännössä lamautti muutamaksi kuukaudeksi koko Ukrainan talouden. Vuonna 2015 korrelaatio kuitenkin nousi vastaamaan lähes kriisiä edeltänyttä tasoa.

Euroalueen ja Georgian välinen korrelaatio muistuttaa myös aikaisemmassa taulukossa esitettyä Venäjän ja Georgian välistä korrelaatiokuvaajaa. Maiden välinen korrelaatio vaihtelee noin -0.2 ja 0.4 välillä, mutta pysyttelee suurimmaksi osaksi nollan tuntumassa. Tarkasteluajanjakson loppua kohden korrelaation vaihtelu on tasoittunut, ja korrelaatioaste hieman noussut, joskin se on vielä lähellä nollaa. Ukrainan kriisin vaikutukset ovat huomattavissa, mutta suuria muutoksia ne eivät ole aiheuttaneet euroalueen ja Ukrainan väliseen ehdolliseen korrelaatioon. Kuvaajan perusteella maiden välinen aikasidonnainen korrelaatio on marginaalista. Kirgisian ja euroalueen korrelaatio on jatkuvaa, kuten luvussa 7.0 huomasimme. Se on myöskin negatiivinen alueiden välillä, ja suurimmat vaihtelut ajoittuvat Ukrainan kriisin aikaan.

Suomen ja euroalueen korrelaation vaihtelu on ollut odotetustikin edellä esitettyjä korrelaatioita paljon vakaampaa, ja vaihdellut välillä 0.78-0.93. Suomi on vahvasti integroitunut euroalueeseen ja korrelaatio on kasvanut selvästi euroaluetta kohdanneiden kriisien aikana; vuosina 2008, 2010 ja 2011. Vuoden 2013 suhteellisesti jyrkkä lasku voisi olla seurausta esimerkiksi matkapuhelinvalmistaja Nokian myynnistä Microsoftille tai Suomen euroaluetta hitaammasta talouskasvusta. Nokialla oli vielä tuolloin merkittävä asema muun muassa Helsingin pörssissä sekä valtakunnallisesti työllistäjänä. Jyrkän laskun jälkeen korrelaatio on kuitenkin palannut sitä edeltäneelle tasolle. Ukrainan kriisin seurauksena on havaittavissa vain vähäistä nousu alueiden korrelaatioissa.

Kuvio 5. Euroalueen ja kohteiden dynaaminen ehdollinen korrelaatio





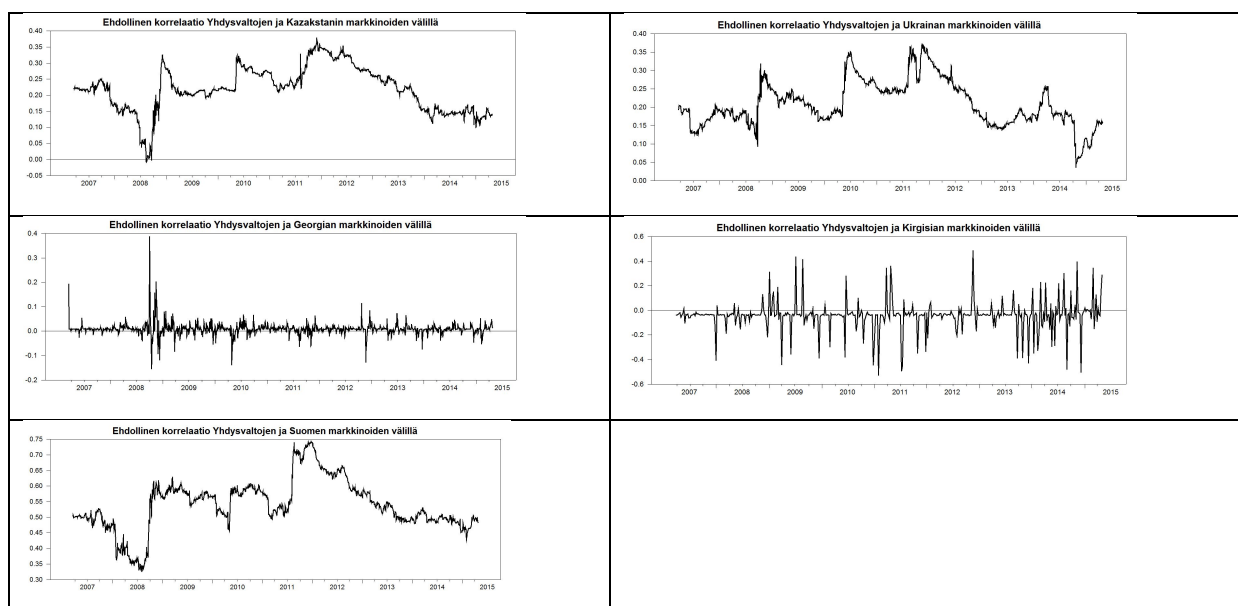
Taulukossa 6 on esitetty Yhdysvaltojen ja kohdemarkkinoiden väliset ehdolliset korrelaatiot. Yhdysvaltojen ja Kazakstanin yhteisliike kasvoi finanssikriisin jälkeisenä aikana vuoteen 2011 asti, jonka jälkeen se on tasaisesti laskenut. Korrelaatio ei kuitenkaan ole kovin voimakasta, sillä parhaimmillaankin se on ollut vain noin 0.35, ja täten huomattavasti alhaisempaa kuin esimerkiksi Venäjän ja euroalueen suhteen. Ukrainan kriisistä aiheutuneet epävarmuudet markkinoilla eivät ole juurikaan heijastuneet maiden väliseen yhteisliikkeeseen.

Ukrainan ja Yhdysvaltojen välinen korrelaatio muistuttaa kehitykseltään hieman edellistä kuvaajaa, joskin finanssikriisin jälkeisten tapahtumien vaikutukset ovat olleet huomattavasti suurempia. Kuten Kazakstanin tapauksessa, niin myös Ukrainan ja Yhdysvaltojen välinen yhteisliike kasvoi vuoden 2008 jälkeen vuoteen 2011 asti. Korrelaation vaihteluväli koko ajanjaksona on ollut 0.05-0.35 välillä, mutta viime vuosina se on pysynyt noin 0.15 tuntumassa. Ukrainan kriisin vaikutus on havaittavissa selvästi ajanjakson voimakkaimpana romahduksena vuoden 2014 alkupuolella. Tämän jälkeen korrelaatio on kuitenkin palautunut lähes kriisiä edeltäneelle tasolle.

Yhdysvaltojen ja Georgian välisestä korrelaatiosta on havaittavissa vain finanssikriisin aiheuttamat heilahtelut, sillä muuten yhteisliike on ollut tarkasteluajanjaksolla lähes nollassa. Käytännössä maiden välillä ei ole havaittavissa juurikaan korrelaatiota, eikä sen kehityksessä ole tapahtunut kahdeksan vuoden aikana mainittavia muutoksia. Kirgizian ja Yhdysvaltojen välinen korrelaatio on ajan suhteen vakio ja negatiivinen. Tarkasteluperiodin loppupuolella on havaittavissa voimistunutta volatiliteettia korrelaatiossa, mikä saattaa johtua Ukrainan kriisin vaikutuksesta sekä Kirgizian osakemarkkinoiden kehittymisestä.

Suomen ja Yhdysvaltojen yhteisliike kasvoi finanssikriisin seurauksena vuonna 2008, ja uudestaan velkakriisin syntyessä 2011. Tämän jälkeen se on tasaisesti laskenut vuoteen 2015 mennessä noin 0.45-0.5, joka on suurin piirtein kriisiä edeltäneen ajan taso. Ukrainas-ta lähteneillä shokeilla ei ole ollut juuri vaikutusta maiden väliseen korrelaatioon.

Kuvio 6. Yhdysvaltojen ja kohdemainen välinen dynaaminen ehdollinen korrelaatio



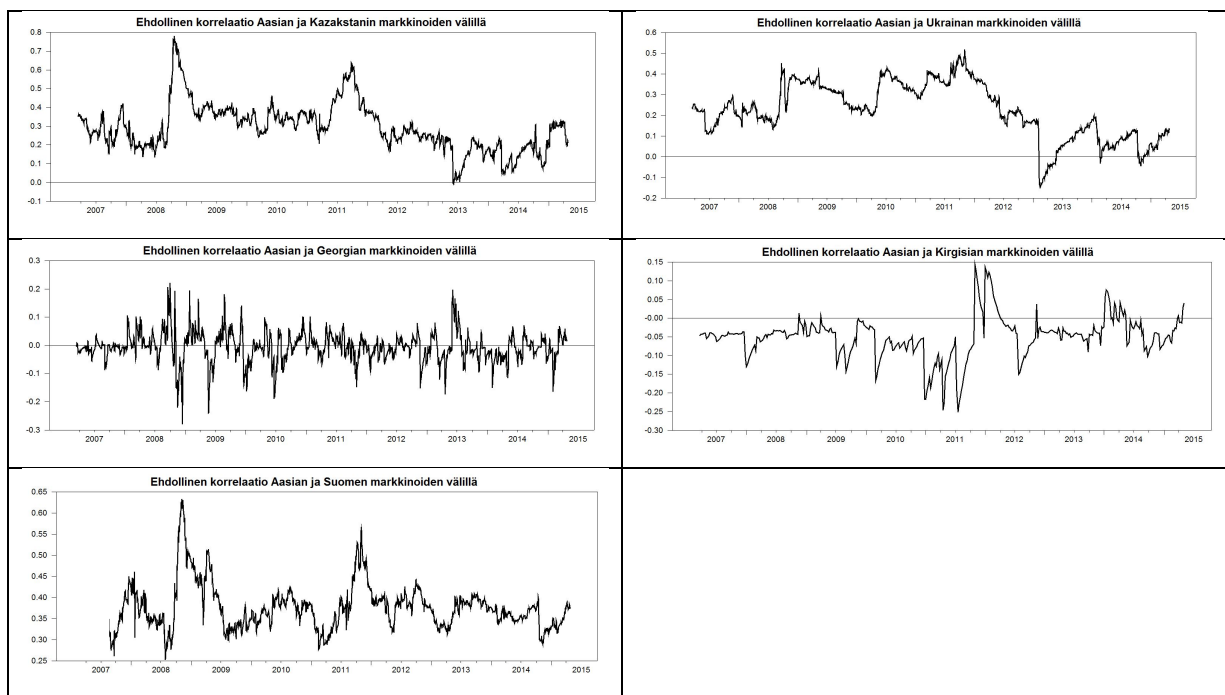
Taulukossa 7 on kuvattu Aasian ja kohdemaiden väliset ehdolliset korrelaatiot. Kazakstanin ja Aasian välinen korrelaatio kasvoi hetkellisesti vuonna 2008 ja 2011, jolloin se korkeimmillaan oli noin 0.8. Näistä hetkellisistä voimakkaista hypähdyksistä huolimatta korrelaatioissa on havaittavissa alaspäin laskeva trendi. Esimerkiksi vuosien 2009 ja 2011 välissä korrelaatio pysyi noin 0.3 ja 0.4 välissä ja on tämän jälkeen taseisesti laskenut vuoden 2014 loppuun, ollen 0.2. Vuonna 2014 korrelaatiosta erottuu kaksi selkeää laskukautta, jotka todennäköisesti johtuvat öljyn maailmanmarkkinahinnan laskusta sekä Ukrainan kriisistä.

Myös Aasian ja Ukrainan välinen korrelaatio on laskenut selvästi tarkasteluajanjakson loppupuolelle mentäessä. Vuoden 2013 alkupuolella, jo ennen kriisin alkua, on havaittavissa selvä romahdus korrelaatioissa noin 0.2 jopa -1.5. Ukrainassa alkoi vuoden 2012 lopulla voimakas taantuma, joka syveni seuraavana vuonna. Vastaavasti Aasian alueen markkinat eivät kokeneet suuria muutoksia kyseisenä aikana. Vuonna 2014 on havaittavissa kaksi

selvää romahdusta, joiden takia korrelaatio laski negatiiviseksi. Nämä ovat sidoksissa viimeisimmän kriisin tapahtumiin Ukrainassa.

Georgian ja Aasian välinen ehdollinen korrelaatio on vaihdellut välillä -0.28 - 0.2 , mutta maiden välinen yhteisliike ei ole kasvanut tarkastelun kohteena olevalla aikavälillä. Kuvajajasta on huomattavissa, miten korkeamman korrelaation volatilitettiin jakson jälkeen vuosina 2008 ja 2009 korrelaation vaihteluväli pieneni huomattavasti kohti ajanjakson loppua, lukuun ottamatta hetkellistä nousua vuonna 2013. Ukrainassa syntynyt shokki ei ole millään tavalla välittynyt maiden väliseen korrelaatioon, joka on pysynyt lähes kahdeksan vuoden ajan nollan tuntumassa. Aasian ja Kirgisian välinen ehdollinen korrelaatio on pysytellyt koko tarkastelujaksolla negatiivisena. Muutamia poikkeuksia on kuitenkin havaittavissa, sillä esimerkiksi vuonna 2011 ja uudelleen vuonna 2012, korrelaatio nousi huomattavasti -0.2 :sta 0.15 :een. Tämän äkillisen nousun jälkeen korrelaatio kuitenkin laski negatiiviseksi uudelleen, mutta korrelaation vähenemisen trendi taittui selvästi, sillä negatiivisesta korrelaatiosta huolimatta, se on noussut ns. ”minuuttimuutoksia” edeltävältä periodilta. Viimeisin kriisi ei tunnu vaikuttaneen alueiden väliseen korrelaatioon, joka näyttää kasvavan vuonna 2015.

Kuvio 7. Aasian ja kohdemaiden välinen dynaaminen ehdollinen korrelaatio



7.4 Talouspakotteiden vaikutus

Kuten edellisessä luvussa huomasimme, Ukrainan kriisin vaikutukset ovat olleet läsnä tarkasteltaessa maiden välisiä ehdollisia korrelaatioita vuodesta 2014 alkaen. Seuraavaksi tarkoituksenani on tutkia, onko länsimaiden Venäjälle langettamilla pakotteilla ollut maiden välillä korrelaatiota kasvattavia vai vähentäviä vaikutuksia. Tähän käytän luvussa 5.3 tarkemmin esiteltyä lineaarisen regression mallia, johon on sisällytetty kolme dummya kontrolloimaan pakotekierrosten vaikutusta. Tulosten päättely on tehty pääosin kvalitatiivisesti ja pakotteiden määrällisiä vaikutuksia maiden väliseen ehdolliseen korrelaatioon ei käsitellä tässä tutkimuksessa.

Pakotekierrosten vaikutukset Venäjän ja kohdemaiden tuottoindeksien ehdolliseen korrelaatioon on esitetty taulukossa 28. Ensimmäisellä ja toisella pakotekierroksella on ollut negatiivinen vaikutus Venäjän ja Kazakstanin väliseen korrelaatioon. Ensimmäisen pakotekierroksen vaikutus on laskenut korrelaatiota 0.24 yksikköä ja toisen pakotekierroksen vaikutus on laskenut korrelaatiota entisestään 0.45 yksikköä. Vastaavasti kolmas pakotekierros ei ole muuttanut tilannetta tilastollisesti merkitsevästi. Samat vaikutukset on nähtävissä mallissa, jossa pakotteiden vaikutukset on estimoitu kasautuvasti. Ensimmäinen pakotekierros on puolestaan kasvattanut Venäjän ja Ukrainan välistä korrelaatiota, mutta seuraavat vähentäneet sitä niin, että viimeisen pakotekierroksen seurauksena, niiden kokonaisvaikutus on ollut -0.24 yksikköä. Vaikutukset eivät myöskään olennaisesti muutu toisessa regressiossa. Ensimmäisen ja toisen pakotekierroksen vaikutukset eivät ole olleet tilastollisesti merkitseviä Venäjän ja Georgian väliseen korrelaatioon. Hieman edellisistä poikkeavasti, kolmas pakotekierros on lisännyt korrelaatiota, mutta vain hyvin vähän. Kirgisian korrelaatioon pakotteilla ei ole ollut tulosten mukaan mitään vaikutusta. Suomen ja Venäjän väliseen korrelaatioon pakotteilla on ollut vastaavanlaiset vaikutukset, kuin mitä Ukrainan. Pakotteiden kokonaisvaikutus vähentää myös Suomen ja Venäjän välistä korrelaatiota 0.22 yksiköllä. Tulosten samankaltaisuus Suomen ja Ukrainan välillä on jopa huomattavan suuri, mikä voi johtua esimerkiksi Suomen osallisuudesta pakoterintamaan ja maan Venäjälle suuntautuvan viennin supistumisesta.

Kootusti voi sanoa pakotteilla olleen korrelaatiota vähentävä vaikutus maiden välillä, tosin Kirgisiaa ja Georgiaa lukuun ottamatta, jossa jälkimmäisessä korrelaatio on pakotteiden myötä noussut. Pakotteiden ja korrelaation välillä on havaittavissa yhteys, mutta on syytä

huomioida regressioanalyysien suhteellisen matala selitysaste. Esimerkiksi pakotteiden asettamisen seurausten selitysaste Venäjän ja Kazakstanin korrelaatioon on 0.16, mikä tarkoittaa, että pakotteiden vaikutukset selittävät ainoastaan 16% koko muutoksesta. Muiden maiden osalta selityasteet ovat vielä tätäkin pienempiä, mikä indikoi, että pakotteiden asettamisella ei ole ollut lähes lainkaan vaikutusta maiden väliseen korrelaatioon.

Taulukko 28. Regressiokertoimet pakotteiden vaikutuksesta Venäjän ja kohdemaiden ehdolliseen korrelaatioon

Riippuva muuttuja	Venäjä-Kazakstan	Venäjä-Ukraina	Venäjä-Georgia	Venäjä-Kirgisia	Venäjä-Suomi
C	0.9610*** (126.4716)	0.7533*** (105.7705)	0.0314*** (17.8172)	-0.0942*** (-609.7797)	0.7533*** (105.7190)
Dummy1	-0.2464** (-4.1210)	0.2100** (3.7486)	-0.0203 (-1.4646)	0.0000 (-0.1367)	0.2100** (3.7474)
Dummy2	-0.2007** (-2.7479)	-0.1788** (-2.6114)	-0.0270 (-1.5905)	0.0000 (0.0000)	-0.1584** (-2.1508)
Dummy3	0.0523 (1.0825)	-0.2782*** (-6.1410)	0.0267** (2.3842)	0.0000 (0.0000)	-0.2782*** (-6.1396)
R ²	0.1479	0.0608	0.0151	0.0067	0.0608
C	0.9617*** (124.6780)	0.7534*** (105.8017)	0.0315*** (17.8512)	-0.0942*** (-798.0717)	0.7534 *** (105.7502)
Dummy1	-0.2420** (-4.0552)	0.2025** (3.6741)	-0.0232 (-1.6987)	0.0000 (-0.1267)	0.2025** (3.6730)
Dummy1 ja Dummy2	-0.2298** (-3.1321)	-0.1714** (-2.5298)	-0.0241 (-1.4402)	0.0000 (-0.0165)	-0.1714** (-2.5292)
Dummy1 ja Dummy2 ja Dummy3	0.0468 (0.9532)	-0.2772*** (-6.1182)	0.0266** (2.3744)	0.0000 (-0.0035)	-0.2772*** (-6.1168)
R ²	0.1609	0.0605	0.0154	0.0067	0.0605

** = 5% merkitsevyystaso, *** = 1% merkitsevyystaso

Talouspakotteiden vaikutukset benchmark-indeksien ja kohdemaiden väliseen ehdolliseen korrelaatioon löytyvät tutkielman lopusta liitteestä 29. Pakotteilla ei ole minkäänlaisia vaikutuksia Yhdyvaltojen ja Kazakstanin väliseen korrelaatioon. Ukrainan osalta ensimmäisellä pakotekierroksella ei ole minkäänlaista vaikutusta, mutta 2. ja 3. pakotekierros vähentävät korrelaation määrää yhteensä 0.22 yksiköllä. Georgian ja Yhdysvaltojen väliseen korrelaatioon pakotteet eivät aiheuta juuri minkäänlaisia muutoksia, ainoastaan 3. pakotekierros nostaa korrelaatioastetta hieman. Suomen osalta ensimmäinen pakotekierros laskee

korrelaation määrää tilastollisesti merkitsevästi, mutta seuraavilla kierroksilla ei näyttäisi olevan vaikutusta. Dummy-muuttujien muokkaamisella ei ole ollut merkittävää vaikutusta, ja tulokset tukevat edellä tehtyjä päätelmiä. Regressioiden osalta selitysasteet jäivät hyvin pieniksi. Ainoastaan Ukrainan kohdalla pakotteet selittävät muutoksia korrelaatioissa noin 20%, muiden maiden osalta sen jäädessä alle kuuden prosentin.

Taulukko 29. Regressiokertoimet pakotteiden vaikutuksesta Yhdysvaltojen ja kohdemaiden ehdolliseen korrelaatioon

Riippuva muuttuja	Yhdysvallat-Kazakstan	Yhdysvallat-Ukraina	Yhdysvallat-Georgia	Yhdysvallat-Kirgisia	Yhdysvallat-Suomi
C	0.4638*** (144.5646)	0.4467*** (163.9185)	0.0173*** (15.9046)	-0.0144** (-5.9206)	1.2242*** (244.3946)
Dummy1	-0.0394 (-1.5612)	0.0358 (1.6703)	0.0029 (0.3334)	-0.0159 (-0.8326)	-0.1059** (-2.6887)
Dummy2	-0.0221 (-0.7167)	-0.1112** (-4.2453)	-0.0152 (-1.4552)	0.0177 (0.7569)	-0.0407 (-0.8452)
Dummy3	-0.0020 (-0.0994)	-0.1137*** (-6.5631)	0.0140** (2.0208)	-0.0020 (-0.1299)	-0.0131 (-0.4098)
R^2	0.0217	0.1913	0.0007	0.0011	0.0551
C	0.4638*** (144.5962)	0.4468*** (164.0487)	0.0173*** (15.9127)	-0.0144** (-5.9256)	1.2242*** (244.4349)
Dummy1	-0.0384 (-1.5471)	0.0327 (1.5519)	0.0026 (0.3074)	-0.0154 (-0.8191)	-0.1025 (-2.6460)
Dummy1 ja Dummy2	-0.0231 (-0.7566)	-0.1081** (-4.1732)	-0.0149 (-1.4456)	0.0172 (0.7431)	-0.0440 (-0.9244)
Dummy1 ja Dummy2 ja Dummy3	-0.0022 (-0.1086)	-0.1135*** (-6.5532)	0.0140** (2.02256)	-0.0021 (-0.1348)	-0.0136 (-0.4255)
R^2	0.0217	0.1912	0.0007	0.0011	0.0550

** = 5% merkitsevyystaso, *** = 1% merkitsevyystaso

Pakotteiden vaikutus euroalueen ja kohdemaiden osakemarkkinoiden korrelaatioon on myös negatiivinen (taulukko 30). Kazakstanin osalta ensimmäinen pakotekierros aiheuttaa negatiivisen muutoksen, mutta seuraavilla pakotteilla ei ole havaittavaa vaikutusta. Pakotteilla on ollut euroalueen ja Ukrainan väliseen korrelaatioon yhtäläiset vaikutukset kuin edellisen kappaleen regressioissa Ukrainan ja Yhdysvaltojen välillä. Ukrainan osalta 2. ja

3. pakotekierros on vaikuttanut negatiivisesti korrelaatioon laskien sitä kokonaisuudessaan -0.35 yksikköä. Georgian osalta korrelaatioon on vaikuttanut positiivisesti ensimmäinen pakotekierros ja negatiivisesti kolmas, niin että niiden vaikutukset lähes kumoavat toisensa, jolloin pakotteilla ei ole kokonaisuudessaan juurikaan vaikutusta korrelaatioon. Suomen korrelaatioon on ainoastaan vaikuttanut ensimmäinen pakotekierros, jonka vaikutus on -0.11 yksikköä. Käytetyissä regressioissa selitysaste jää kuitenkin huomattavan alhaiseksi. Ainoastaan Ukrainan kohdalla se ylittää miltei 20%, mutta muiden maiden osalta alle kahdeksan prosenttiin.

Taulukko 30. Regressiokertoimet pakotteiden vaikutuksesta euroalueen ja kohteiden ehdolliseen korrelaatioon

Riippuva muuttuja	Euroalue-Kazakstan	Euroalue-Ukraina	Euroalue-Georgia	Euroalue-Kirgisia	Euroalue-Suomi
C	0.8382*** (116.2066)	0.6945*** (127.8934)	0.0157*** (6.2542)	-0.0250*** (-6198.1812)	2.6788*** (415.6547)
Dummy1	-0.2139** (-3.7692)	-0.0148 (-0.3472)	-0.0616** (-3.1145)	0.0000 (0.1368)	-0.1105** (-2.1784)
Dummy2	0.0575 (0.8300)	-0.1549** (-2.9675)	0.0094 (0.3874)	0.0000 (0.0000)	-0.0384 (-0.6192)
Dummy3	0.0667 (1.4541)	-0.1980 (-5.7338)	0.0474 (2.9620)	0.0000 (0.0000)	0.020663119 (0.50408)
R^2	0.0176	0.1837	0.0092	0.0013	0.0248
C	0.8380*** (116.1681)	0.6947*** (127.9666)	0.0157*** (6.2513)	-0.0250*** (-8051.5780)	2.6787*** (415.7155)
Dummy1	-0.1999** (-3.5806)	-0.0256 (-0.6087)	-0.0605** (-3.1103)	0.0000 (0.1345)	-0.1046** (-2.0970)
Dummy1 ja Dummy2	0.0438 (0.6383)	-0.1443** (-2.7950)	0.0083 (0.3461)	0.0000 (0.0036)	-0.0441 (-0.7199)
Dummy1 ja Dummy2 ja Dummy3	0.0657 (1.4322)	-0.1982** (-5.7377)	0.0471** (2.9441)	0.0000 (0.0000)	0.0202 (0.4915)
R^2	0.0170	0.18380	0.0092	0.0013	0.0246

** = 5% merkitsevyytaso, *** = 1% merkitsevyytaso

Aasian ja Kazakstanin väliseen korrelaatioon ensimmäisellä pakotekierroksella on hyvin suuri vaikutus, mikä laskee peräti 0.48 yksikköä (taulukko 31). Tämän jälkeen ainoastaan kolmannella pakotekierroksella on merkittävä vaikutus, minkä seurauksena pakotteiden kokonaisvaikutus on -0.27 yksikköä. Myös Ukrainan ja Aasian väliseen korrelaatioon en-

simmäisellä pakotekierroksella on hyvin merkittävä negatiivinen vaikutus, joka on suuruudeltaan -0.41 yksikköä. Toisin kuin Kazakstanin tilanteessa, mikään seuraavista pakotteista ei vaikuta merkitsevästi Ukrainan ja Aasian väliseen korrelaatioon. Georgian osalta ensimmäinen pakotekierros vaikuttaa negatiivisesti ja toinen positiivisesti korrelaatioon. On tosin huomattava, että kokonaisvaikutus on hyvin pieni, noin -0.02 yksikköä. Kirgisian ja Aasian välistä korrelaatiota laskee ainoastaan ensimmäinen pakotekierros, ja Suomen sekä Aasian väliseen korrelaatioon pakotteilla ei ole vaikutusta. Kuten edellistenkin regressioiden osalta, niin myös Aasian ja kohdemaiden regressioiden selitysaste jää hyvin pieneksi. Kazakstanin osalta pakotteet selittävät muutoksia 14% ja Ukrainan 18%. Muiden maiden osalta selitysaste jää muutamaa prosenttiin.

Taulukko 31. Regressiokertoimet pakotteiden vaikutuksesta Aasian ja kohdemaiden ehdolliseen korrelaatioon

Riippuva muuttuja	Aasia-Kazakstan	Aasia-Ukraina	Aasia-Georgia	Aasia-Kirgisia	Aasia-Suomi
C	0.6686*** (102.9606)	0.4908*** (86.2091)	-0.0098** (-4.1272)	-0.1138*** (-17.3152)	0.7990*** (244.0755)
Dummy1	-0.4768*** (-9.3353)	-0.4088*** (-9.1268)	-0.0727** (-3.8793)	0.1771** (3.4262)	-0.0481 (-1.8690)
Dummy2	0.0256 (0.4108)	0.0679 (1.2413)	0.0555** (2.4231)	-0.0920 (-1.4654)	-0.0268 (-0.8520)
Dummy3	0.2013** (4.8752)	0.0221 (0.6115)	0.0159 (1.0459)	-0.0518 (-1.2597)	-0.0043 (-0.2074)
R^2	0.1429	0.1817	0.0063	0.0355	0.0324
C	0.6684*** (102.8800)	0.4906*** (86.1859)	-0.0099** (-4.1350)	-0.1130*** (-17.1089)	0.7990*** (244.1611)
Dummy1	-0.4613*** (-9.1759)	-0.3997*** (-9.0706)	-0.0718** (-3.8915)	0.1254** (2.6042)	-0.0492 (-1.9421)
Dummy1 ja Dummy2	0.0103 (0.1674)	0.0590 (1.0889)	0.0546** (2.4069)	-0.0412 (-0.6844)	-0.0258 (-0.8278)
Dummy1 ja Dummy2 ja Dummy3	0.1991*** (4.8171)	0.0202 (0.5573)	0.0155 (1.0227)	-0.0488 (-1.1798)	-0.0045 (-0.2190)
R^2	0.1418	0.1813	0.0064	0.0243	0.0326

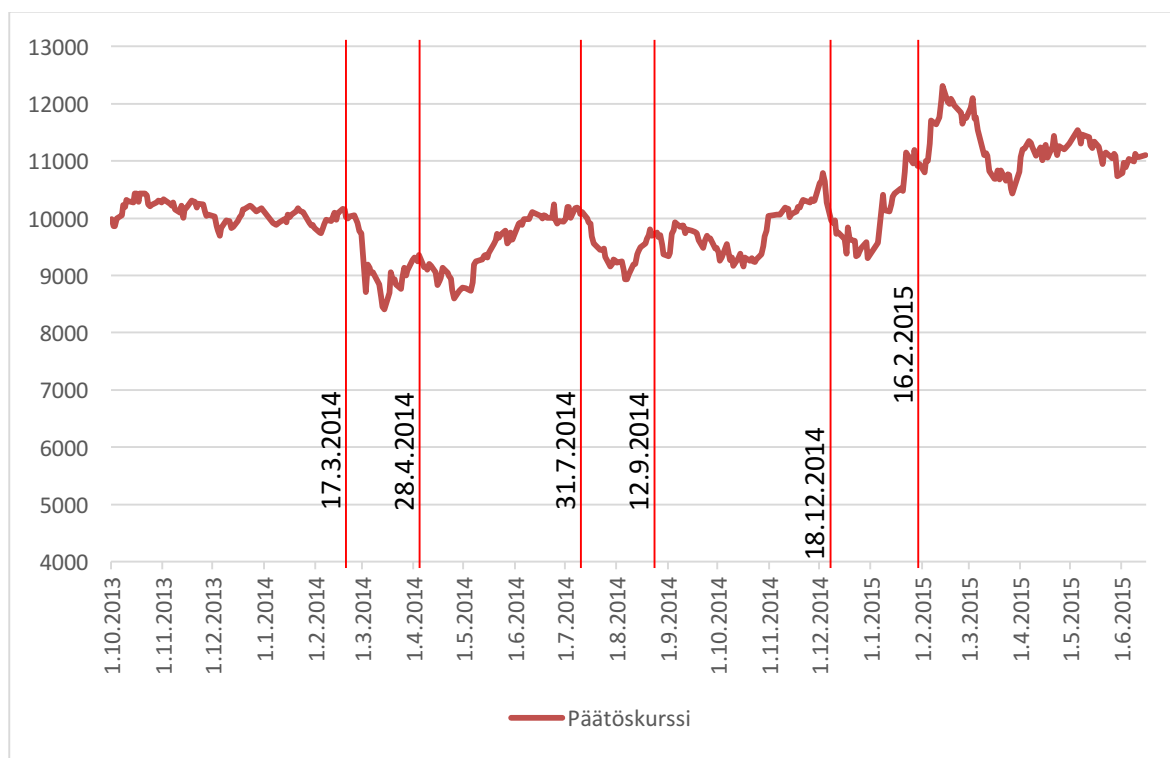
** = 5% merkitsevyystaso, *** = 1% merkitsevyystaso

Ensimmäisten pakotteiden vaikutusten oletettiin kanavoituvan Venäjän rahoitusmarkkinoiden kautta, sillä odotus oli, että ailahtelevat osakekurssit muuttaisivat sijoittajien käyttä-

tymistä ja ravistaisivat heidän luottamustaan Venäjän talouteen ja siten vaikuttaisivat kaupankäyntivolyymeihin. Rajoittavilla pakotteilla (varojen jäädyttäminen, rajoitettu pääsy Yhdysvaltain velkamarkkinoille) uskottiin siten olevan merkittävä vaikutus Venäjän rahoitusmarkkinoihin. Tämän lisäksi pakotteiden oletettiin laskevan ulkomaisiin pörssiin lisättyjen venäläisten yritysten osakekursseja ja vaikuttavan niiden kaupankäyntiin. (Johnston 13.4.2015.) Nämä oletukset motivoivat minua vielä lyhyesti tarkastelemaan, tuliko niistä todellisuutta?

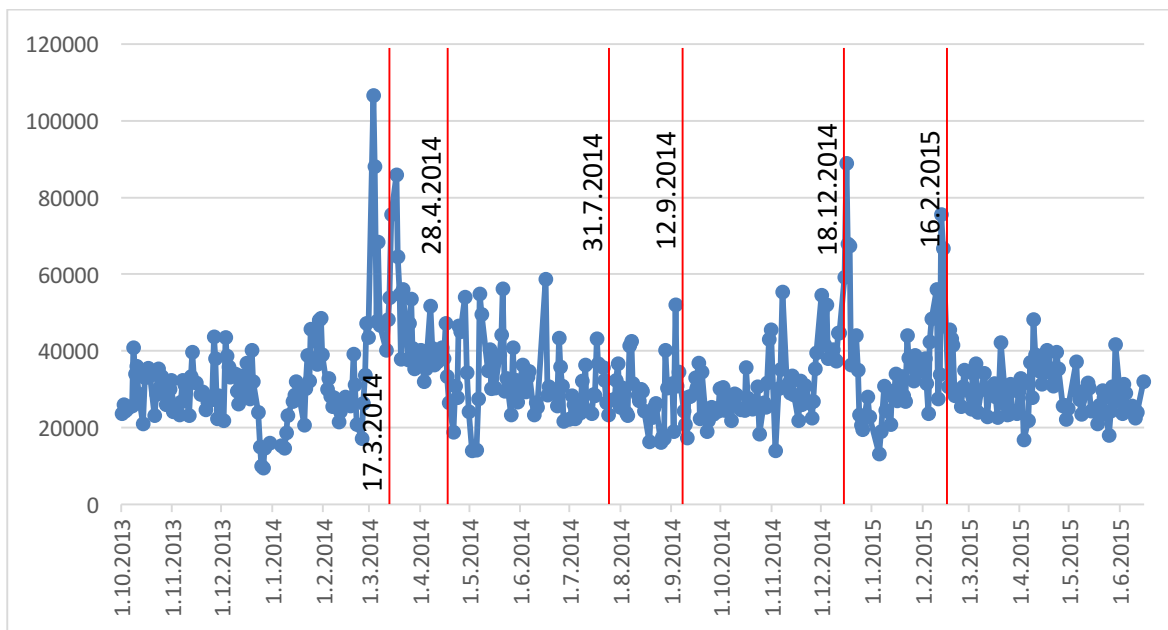
Kuvio 8 ei näytä tukevan edellä mainittuja oletuksia. Moskovan pörssin Blue Chip –indeksin kuvaajasta voi huomata, miten jokaista pakoteaaltoa on seurannut lyhytaikainen lasku indeksin arvossa, mutta se on tämän jälkeen palautunut lähtötasolleen melko nopeasti. Kuvio 9 voi myös huomata, miten kaupankäynti kasvoi joko ilmoituspäivänä tai sitä edeltävänä päivänä. Tämä voi selittyä sijoittajien peloilla osakekurssien laskun suhteen ja odotuksista pakotteiden vaikutuksiin tiettyjen yritysten osakkeisiin, ja erityisesti niiden yritysten osalta, jotka mahdollisesti voisivat olla pakotelistalla. Lisäksi joitakin tietoja on voinut vuotaa ennen virallista ilmoitusta pakotteiden piiriin kuuluvista yrityksistä.

Kuvio 8. Moskovan pörssin (RTS) Blue Chip –indeksi, ruplissa



(Yahoo Finance, 2015)

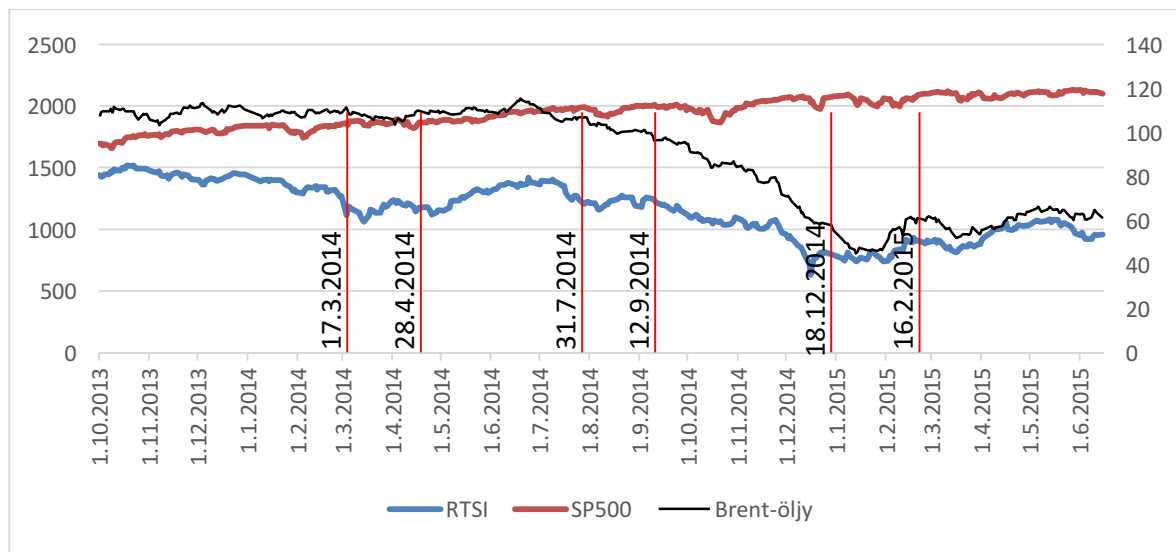
Kuvio 9. Moskovan pörssin (RTS) Blue Chip –osakkeiden osakevaihto, milj. ruplaa



(Yahoo Finance, 2015)

Pakotteita enemmän Venäjän osakemarkkinoihin näyttää vaikuttaneen öljyn globaalit hinnan muutokset. Kuvioon 10 on mallinnettu Venäjän pörssin RTS-hintaindeksi, Yhdysvaltojen markkinoita tässä tilanteessa kuvaava SP500-hintaindeksi sekä raakaöljyn (brent-laatu) hinta. Kuviosta huomaa, miten vuoden 2014 puolella välissä alkanut öljyn hinnan lasku on vaikuttanut Venäjän osakemarkkinoihin. Esimerkiksi vuoden 2015 ensimmäisellä neljänneksellä öljyn hinnan ja RTS-indeksin kehitys on ollut lähes identtinen. Kuviosta on myös havaittavissa, miten yksittäisten pakotekierrosten asettaminen on laskenut hetkellisesti osakekursseja, mutta pitkäkestoista tai merkittävää vaikutusta osakekurssien hinnoille ei ole havaittavissa. Täten on pääteltävissä, että Moskovan pörssin alkuvuoden 2015 hienoinen toipuminen on sidoksissa öljyn hintaan sekä pakotteiden rajoittuneisuuteen.

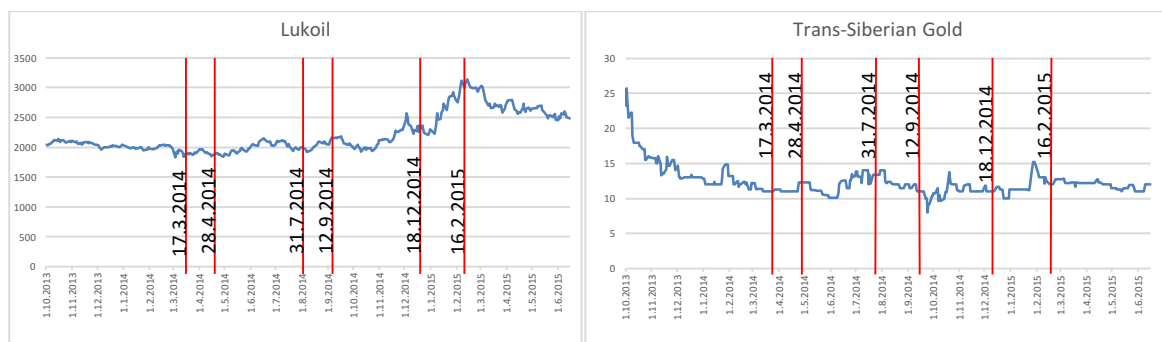
Kuvio 10. RTS-indeksin ja SP500-indeksin sekä Brent-öljyn hinnan kehitys (USD)



(Yahoo Finance, 2015)

Tarkasteltaessa pakotteiden vaikutuksia yksittäisten ulkomailla listattujen venäläisten yritysten osakekursseihin, voidaan huomata vastaavanlaiset vaikutukset. Kuviossa 11 on kuvattu kahden Lontoon pörssiin listatun venäläisen yrityksen Lukoilin ja Trans-Siberian Goldin osakekurssit aikavälillä 1.10.2013-15.6.2015. Kuvioista on huomattavavissa pakotteiden lähes olemattomat vaikutukset yritysten osakekurssien hintoihin. Tästä on pääteltävissä, että pakotteiden vaikutukset eivät välity, ainakaan kyseisten esimerkkien osalta, ulkomailla listattujen venäläisten yritysten osakekursseihin, mikäli ne eivät joudu itse pakotteiden piiriin. Edellä mainituista asioista päätellen voidaan todeta pakotteiden tähän astisen vaikutuksen Venäjän pörssiin olleen varsin rajallinen. Pakotteiden kokonaisvaikutusten arvioimiseksi on odotettava tilanteen normalisoitumista, sillä vasta tällöin niiden todellisia vaikutuksia voidaan havaita paremmin.

Kuvio 11. Lontoon pörssiin listattujen Lukoilin (RUB) sekä Tras-Siberian Goldin (GPX) osakekurssikehitys



(Yahoo Finance, 2015)

8 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tämän tutkimuksen päätavoitteena oli tutkia valittujen IVY-maiden osakemarkkinoiden keskinäistä riippuvuutta sekä tarkastella yhä käynnissä olevan Ukrainan kriisin seurausten vaikutusta maiden korrelaatioregiimeihin. Tavoitteena oli tuloksien pohjalta löytää myös perusteita Venäjävetoiselle integraatiohankkeelle, Euraasian talousunionille. Tutkimuksessa aineistona käytettiin kuuden maan ja kolmen maa-alueen osakemarkkinoiden tuottoindeksejä vuodesta 2007 vuoteen 2015. Aikaväli kattoi siten vuodet finanssikriisin alkamisesta Euroopan pankkikriisiin sekä Ukrainan konfliktin osittaiseen stabilisoitumiseen. Työni alkupuolella loin lyhyen katsauksen aikaisempiin aihealuetta käsitteleviin tutkimuksiin, minkä jälkeen käsittelin Euraasian unionin perustamista ja esittelin käyttämäni ekonometristen mallien teoreettisen taustan sekä perustelin niiden hyödyllisyyttä osakemarkkinakorrelaation mallintamisessa. Työni empiirisessä osassa kuvailin käyttämäni aineistoa, minkä jälkeen esittelin estimointitulokset.

Tutkimuksessa osakemarkkinoiden korrelaation tutkimiseen sovelsin kolmea ehdollisen volatiliteetin ja korrelaation mallintamiseen käytettyä mallia, jotka ovat DCC GARCH (1,1) –malli (Engle 2002), CCC GARCH-malli (Bollerslev 1990) sekä Capiellon ym. (2006) kehittämää DCC GARCH-mallin epäsymmetristä muotoa. Niin CCC- kuin DCC-malleja on käytetty tutkimuksen empiirisessä osiossa maiden välisen korrelaatorakenteen hahmottamisessa. ADCC-mallia on käytetty täydentämään DCC-mallin puutteita, sillä DCC-mallin avulla on mahdollista mallintaa varianssin epäsymmetrisyyksiä, mutta jättää havaitsematta niiden vaikutuksen korrelaatioon. ADCC-mallin avulla on mahdollista havaita informaatio-shokkien välittymisen ja niiden aiheuttamien vaikutusten seuraukset maiden osakeindeksien tuottoihin.

Tutkimuksessa havaittiin, että Kazakstanin ja Ukrainan osakemarkkinaindeksien korrelaatiot suhteessa Venäjään ovat voimakkaasti aikasidonnaisia, joskin korrelaatiot eivät ole kovin voimakkaita, sillä molempien maiden osalta korrelaatio on pysynyt viime aikoina noin 0,3 tuntumassa, koko periodin keskiarvon jäädessä alle 0,4. Vastaavasti Georgian ja Kirgisian osalta aikasidonnaista korrelaatiota on havaittavissa ainoastaan Georgian ja Venäjän osalta, sillä Kirgisian ja Venäjän välinen korrelaatio osoittautui tulosten mukaan ajassa muuttumattomaksi. Molempien maiden osalta korrelaatioiden keskiarvot jäivät hyvin pieniksi, mistä syystä maiden välillä ei ole havaittavissa yhteisriippuvuutta. Tosin on syytä

huomata, että niin Kirgisian kuin Georgianakin osakemarkkinat ovat hyvin nuoret ja vielä kehittyvät. Esimerkiksi Kirgisian markkinoilla osakkeet eivät ole kovin likvidejä ja tästä syystä maan osakemarkkinat eivät luonnollisestikaan korreloi muiden osakemarkkinoiden kanssa. Hieman ylittäen Suomen ja Venäjän välinen korrelaatio osoittautui lähes yhtä voimakkaaksi kuin esimerkiksi Kazakstanin ja Venäjän. Edellä esitetyt tulokset osoittavat Kazakstanin ja Ukrainan osakemarkkinoiden olevan kohdemaista eniten sidoksissa Venäjän osakemarkkinoihin, mikä todistaa Venäjän säilyttäneen merkittävän alueellisen vaikutusasemansa osassa entisen Neuvostoliiton maita viimeisten seitsemän vuoden aikana. On tosin syytä huomata, että korrelaation taso on viime vuosina hieman laskenut. Kohdemaiden ehdollinen korrelaatio suhteessa suuriin globaaleihin indekseihin, muutamia poikkeuksia lukuun ottamatta, on selvästi pienempää kuin niiden korrelaatio suhteessa Venäjään. Ainoastaan Kazakstanin ja Ukrainan ehdollinen korrelaatio suhteessa euroalueeseen on lähes yhtä korkea kuin kyseisten maiden ehdollinen korrelaatio Venäjän kanssa.

Venäjältä välittyvät spillover-vaikutukset olivat tilastollisesti merkitseviä kuitenkin ainoastaan Kazakstanin ja Ukrainan osalta. Tällöin Venäjän osakemarkkinoihin vaikuttavat shokit välittyvät myös Kazakstanin ja Ukrainan markkinoihin. Kyseiset markkinat ovat myös alttiita globaaleilta markkinoilta välittyville shokeille, mikä indikoi markkinoiden olevan integroituneet myös globaaleihin markkinoihin. Kohdemaista ainoastaan Ukrainasta spillover-vaikutukset ovat olleet tilastollisesti merkitseviä Venäjälle, mikä indikoi Venäjän markkinoiden reagoivan Ukrainasta välittyville shokeille, mikä ei viimeisimmän konfliktin valossa ole yllättävä tulos.

Tämän tutkimuksen tuloksen valossa voidaan esittää alustava arvio siitä, että Venäjän rajallisesta dominanssista huolimatta vuonna 2014 alkanut Ukrainan kriisi ei ole käynnistänyt merkittävää markkinatartuntaa maailmanlaajuisesti. Tämän lisäksi paikallisella tasolla tarkasteltuna kriisin vaikutukset ovat olleet lieviä maiden indekseihin. Ukrainan kriisi ei ole siten käynnistänyt maailmanlaajuisista levottomuutta markkinoilla, kuten esimerkiksi Aasiasta vuonna 1997 alkunsa saanut talouskriisi, 2000-luvun alun IT-kupla tai vuoden 2008 finanssikriisi, mikä saattaa johtua Ukrainan konfliktin maantieteellisesti katsoen rajoittuneesta luonteesta pienelle alueelle Ukrainan itäosiin.

On kuitenkin syytä huomata, että ehdolliset korrelaatiot äkillisesti nousivat muutaman kohdemaan ja Venäjän välillä keväällä 2014 sukeltaen tämän jälkeen. Vastaava toistui myöhemmin syksyllä samana vuonna kohdemaiden ja suurten globaalien indeksien välillä.

Tästä on pääteltävissä, että Venäjän ja kyseisten entisten Neuvostoliiton maiden korrelaatioregiimeihin on ensisijaisesti vaikuttanut Ukrainan konflikti, jonka aiheuttamat seuraukset ovat olleet lieviä kohdemaiden ja globaalien indeksien ehdollisiin korrelaatioihin. Näihin voidaan olettaa vaikuttaneen kriisiä enemmän vuoden 2014 loppupuolella voimakkaasti laskenut öljyn hinta.

Tämän työn tutkimustulosten mukaan, Venäjän osallisuudesta Ukrainan konfliktiin asetetuilla pakotteilla on ollut lieviä vaikutuksia Venäjän ja kohdemaiden välisiin ehdollisiin korrelaatioihin. Vaikka konflikti hetkellisesti kasvatti maiden välisiä ehdollisia korrelaatioita, oli pakotteiden kokonaisvaikutus kuitenkin Ukrainan, Kazakstanin sekä Suomen osalta korrelaatiota laskeva. Suomen ja Venäjän väliseen ehdolliseen korrelaatioon pakotteiden asettaminen vaikutti eniten, mikä ei ole yllättävää, sillä Suomi oli osa pakotteita asettaneiden maiden koalitiota. Georgian ja Kirgisian osalta pakotteiden vaikutukset eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Pakotteilla oli negatiivinen vaikutus myös Ukrainan ja Kazakstanin sekä globaalien indeksien väliseen ehdolliseen korrelaatioon, joskin vaikutukset ovat olleet lievempiä kuin maiden korrelaatio suhteessa Venäjään. Kolmen pakoteaallon vaikutukset eivät olleet homogeenisia, sillä lähtökohtaisesti ensimmäisellä ja kolmannella aalloilla on ollut tilastollisesti merkitsevää vaikutusta. Vaikka ensimmäiset pakotteet koskivat ainoastaan tiettyjä henkilöitä, olivat ne kuitenkin merkittävät ja ennen näkemätön keino vaikuttaa Venäjän politiikkaan sekä sisälsivät option tulevista pakotteista. Kolmas pakoteaalto sisälsi laajoja rajoituksia Venäjälle suuntautuvaan vientiin sekä venäläisten rahoituslaitosten toimintaan.

Neuvostoliiton hajoamisen jälkeen kohdemaat ovat käyneet läpi lukuisia makrotaloudellisia vaiheita ja ovat kehittyneet 20 vuodessa hyvin erilailla, lukuunottamatta Venäjän vuoden 1998 kriisiä sekä vuosien 2008-2009 finanssikriisiä. Joitakin yhtäläisyyksiä Venäjän ja Kazakstanin makrotaloudellisessa kehityksessä voidaan selittää molempien maiden riippuvuudella öljyn ja kaasun viennistä. Ukrainan talouskehitys ei ole ollut samalla tavalla sidoksissa esimerkiksi öljyn maailmanmarkkinahintaan, mistä syystä maa on kehittynyt hyvin eri tavalla, ja maan talouskehitys on kohdannut eri asteisia ongelmia itsenäistymistään lähtien. Maan läheiset kauppa- ja velkasuhteet Venäjään viittaavat kuitenkin keskinäisen riippuvuussuhteen sekä spillover-vaikutusten mahdollisuuteen. Voimakas keskinäinen taloudellinen riippuvuus sekä alttius spillover-vaikutuksille saattaa vaikuttaa negatiivisesti nuoren talousunionin vakaudelle integraatioprosessin alkuvaiheessa, mutta samaan aikaan

näillä tekijöillä voi olla myös positiivinen vaikutus lisäämällä taloudellista yhteistyötä maiden välillä. Mikäli ulkoiset shokit vaikuttavat yhtäläisesti talousunionin jäsenmaihin, sitä varmempaa on, että yhteisellä talouspolitiikalla voidaan vaikuttaa sisäisiin ongelmiin, joskin ulkoisten kumppanien kustannuksella. Mitä korkeammat spillover-vaikutukset maiden välillä on, sitä todennäköisemmin yhteen maahan vaikuttavat shokit välittyvät myös muihin maihin.

Tämän tutkimuksen perusteella, maiden osakemarkkinoiden tuottoja sekä viimeaikaisia shokkeja analysoimalla IVY-maiden välisen tulliliiton talouksia ja rahoitusmarkkinoita yhdistävästä vaikutuksesta ei ole löydettävissä riittävästi näyttöä. Euraasian tulliliiton päälle rakennettu talousunioni on luonut yli 170 miljoonan ihmisen yhteiset sisämarkkinat. Tästä syystä on selvää, että hankkeen teoreettisena tavoitteena on syventää maiden välisiä kauppasuhteita, ja vaikka yhdentymishankkeen jatko ja syventyminen on edelleen epävarmaa, niin unionin sisäisen kaupankäynnin sääntöjä muuttamalla olisi mahdollista joko kasvattaa maiden välistä riippuvuutta tai vastaavasti vähentää sitä. Toimialojen välinen kauppa syventäisi maiden välistä integraatiota, kun taas toimialojen sisäinen kauppa vähentäisi maiden riippuvuutta toisistaan.

Vaikka Ukrainan ja Kazakstanin osakemarkkinoiden ehdolliset korrelaatiot eivät ole korkeat suhteessa Venäjään, ovat ne yleisesti ottaen kuitenkin hieman korkeammat verrattuna globaaleihin indekseihin sekä reagoivat lähes identtisesti Ukrainan konfliktin aiheuttamaan shokkiin. Toisaalta pelkästään Ukrainan ehdollisia korrelaatiota tarkastelemalla voidaan havaita markkinoiden olevan sidoksissa myös euroalueen osakemarkkinoiden indeksiin. Vaikka Ukrainan jäsenyydellä lähitulevaisuudessa Euraasian unionissa on tässä vaiheessa liian aikaista spekuloida, on Ukraina tarkastelun kohteena olevista maista tämän tutkimuksen valossa Kazakstanin jälkeen potentiaalisin ehdokas. Ukrainan konfliktin perimmäinen syyhän oli maan tekemä valinta EU:n kanssa tehtävän assosiaatiosopimuksen tai Euraasian unionin kanssa tehtävän vapaakauppasopimuksen välillä. Ukrainan johto päätyi valitsemaan jälkimmäisen, mikä nostatti kansanliikkeen maan johdon vaihtamiseksi. Vuoden 2015 alussa Euraasian unioniin liittyi kuitenkin Kirgisia, joka autoritäärisistä naapureistaan poiketen siirtyi vuoden 2005 tulppaanivallankumouksessa demokratiaan. Avoin poliittinen järjestelmä on lisännyt kansalaisvapauksia, mutta demokratia on nuori ja siksi heikko, mistä syystä järjestelmän hauraus on tehnyt maasta alttiin ulkopuolisille vaikutuksille. Tämän tutkimuksen perusteella voidaan todeta Kazakstanin ja Ukrainan jäsenyyden Venäjäveto-

nessa tulliliitossa olevan osittain perusteltua ehdollisen korrelaation sekä spillover-vaikutusten perusteella, mutta jokseenkin yhtä lailla olisi perustelua maiden jäsenyys läntisissä talouspoliittisissa liitoissa. Kirgisian ja Georgian osalta ei löydetty vastaavia perusteita. Tämän tutkimuksen perusteella ei voida tehdä tätä pidemmälle meneviä johtopäätöksiä.

Ukrainan kriisin ollessa yhä vielä käynnissä on vaikeaa sanoa, onko mahdollinen korrelaation kasvu maiden väliaikainen piikki ennen paluuta aikaisemmalle tasolle, vai onko siirtymä pysyvä kohti integroituneempia osakemarkkinoita, josta olisi todiste ehdollisen korrelaation kasvu. Koska tutkimuksessa havaittiin vuosina 2014-2015 osittaiset nousut sekä jyrkät laskut maiden ehdollisessa korrelaatiossa ja näitä seuranneet vastaavat muutokset, voidaan todeta suurimman osan konfliktiin liittyvistä ehdollisen korrelaation muutoksista mallinnetun tässä tutkimuksessa käytetyllä ajanjaksolla. Tämä tutkimus on tietääkseni ensimmäisiä Euraasian unionia rahoitusmarkkinoiden kautta tarkastelevia töitä, ja tutkimuksessa käsitellyt aiheet sisältävät useita jatkotutkimuksen kannalta kiinnostavia aihealueita. Markkinoiden välinen riippuvuus on jatkuva prosessi ja korrelaatioregiimit alituisessa muutoksen tilassa. Esimerkiksi olisi mielenkiintoista tarkastella tulevaisuudessa osakemarkkinoiden korrelaatiota entisen Neuvostoliiton pienempien maiden osalta laadukkaammalla aineistolla esimerkiksi Keski-Aasiassa ja myös Valko-Venäjän osalta. Vastavaasti olisi mielenkiintoista tutkia Euraasian unionin maiden integroituneisuutta kauppavirtojen avulla ja miten suhdannevaihtelut vaikuttavat niihin. Myös vielä meneillään oleva Ukrainan kriisi avaa mielenkiintoisia tutkimuskohtaita, kuten Venäjälle asetettujen pakotteiden ja Venäjän asettamien vastapakotteiden vaikutukset pakotteita asettaneisiin länsimaihin.

LÄHTEET

- Amirov, V. 2010. Prospects for Cooperation between Russia and the Countries of Central Asia after the global crisis. *Problems of Economic Transition* 53(5), 70-85.
- Anatolyev, S. 2005. A Ten-Year Retrospection of the Behavior of Russian Stock Returns. BOFIT Discussion Papers, 9/2005. Bank of Finland, Institute for Economics in Transition.
- Arbelaez, H., Urrutia, J. & Abbas, N. 2001. Short-term and Long-term Linkages among the Columbian Capital Markets Indexes. *International Review of Financial Analysis* 10 (3), 237-273.
- Arshanapalli, B. & Doukas, J. 1993. International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 period. *Journal of Banking and Finance*, 17 (1), 193-208.
- Baele, L., Ferrando, A., Hordahl, O., Krylova, E. & Monnet, C. 2004. Measuring Financial Integration in the Euro Area. ECB Occasional Paper Series, No. 14. European Central Bank.
- BBC News. 1.8.2009. EU reaches gas deal with Ukraine. Viitattu 12.12.2015.
<http://news.bbc.co.uk/2/hi/europe/8179461.stm>
- Bekaert, G. & Harvey, C. 1995. Time Varying World Market Integration. *Journal of Finance*, 50(2), 403-444.
- Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M. & Mehl, A. 2011. Global Crises and Equity Market Contagion, Working paper series no. 138, European Central Bank.
- Benedictow, A., Fjaertoft, D. & Lofsnaes, O. 2013. Oil Dependency of the Russian Economy: An Econometric Analysis, *Economic Modelling*, 32, 400-428.
- Bera, A. K. & Kim, S. 2002. Testing constancy of correlation and other specifications of the BGARCH model with an application to international equity returns. *Journal of Empirical Finance* 9 (2), 171-195.
- Blackman, S., Holden, K. & Thomas, W.A. 1994. Long-term relationship between international share prices. *Applied Financial Economics*, 4, 297-304.
- Bohr, A. 2010. Revolution in Kyrgyzstan –Again. REP Programme Paper 03/10. Chatham House, 2.
- Bollerslev, T. & Wooldridge, J. 1992. Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances. *Econometric Reviews* 11, 143–172.
- Bollerslev, T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31 (3), 307-327.

- Bollerslev, T. 1990. Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *Review of Economics and Statistics*, 72, 498–505.
- Bollerslev, T., Engle, R. & Wooldridge, J. 1988. A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances. *Journal of Political Economy*, 96, 116–131.
- Brooks C. 2002. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- Brooks, C. 2008. *Introductory Econometrics for Finance*. 2nd edition. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Byers, J.D. & Peel, D.A. 1993. Some evidence on the interdependence of national stock markets and the gains from international portfolio diversification, *Applied Financial Economics*, 3, 239–242.
- Caporale, G. & Spagnolo, N. 2011. Stock Market Integration between Three CEECs, Russia, and the UK. *Review of International Economics* 19 (1), 158–169.
- Caporin, M. & McAleer, M. 2012. Do We Really Need Both BEKK and DCC? A Tale of Two Multivariate GARCH Models. *Journal of Economic Surveys* 26 (4), 736–751.
- Cappiello, L., Gerard, B. & Manganelli, S. 2005. Measuring Comovements by Regression Quantiles. Working paper series no. 501, European Central Bank.
- Cappiello, L., Gerard, B., Kadareja, A. & Manganelli, S. 2006. Financial Integration of New EU Member States. Working paper series no. 683. European Central Bank.
- Central Intelligence Agency. 2015. World Factbook: Russia. Viitattu 11.12.2015. <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/rs.html>
- Chan, H. W. & Maheu, M. J. 2002. Conditional jump dynamics in stock market returns. *Journal of Business & Economic Statistics* 20 (3), 377–389.
- Chau, F., Deesomnak, R. & Wang, J. 2014. Political uncertainty and stock market volatility in the Middle East and North African (MENA) countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Volume 28, 1–19.
- Chen, H. A. & Siems, F. T. 2004. The Effects of Terrorism on Global Capital Markets. *European Journal of Political Economy* 20 (2), 349–366.
- Chiang, C. T., Jeon, B. N. & Li, H. 2007. *Journal of International Money and Finance* 26, 1206–1228.
- Choudhry, T. 1996. Stock market volatility and the crash of 1987: Evidence from six emerging markets. *Journal of International Money and Finance* 15, 969–981.
- Choudhry, T., Lu, L. and Peng, K. 2007. Common stochastic trends among Far East stock prices: Effects of the Asian financial crisis. *International Review of Financial Analysis*, 16, 242–261.

- Claessens, S. & Forbes K. 2004. International Financial Contagion: The Theory, Evidence and Policy Implications. The IMF's Role in Emerging Market Economies: Reassessing the Adequacy of its Resources. Amsterdam. 18-19.
- Connolly, R., Stivers, C. & Sun, L. 2005. Stock Market Uncertainty and the Stock-Bond Return Relation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40(1), 161-194.
- Czako, V. 2005. The prospects and problems of central Asian integration. ICEG EC Opinion VI. International Center for Economic Growth. European center, Budapest.
- DeFusco, A., Geppert M. J. & Tsetsekos, P. G. 1996. Long-run diversification potential in emerging stock markets, *The financial Review*, 31(2), 343-363.
- Dickey, A. D. & Fuller, A. W. 1981. Likelihood ratio statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 49 (4), 1057-1072.
- Dovhal, O. 2015. Stock Market of Ukraine: Current situation and perspectives of development. *Socio-Economic Problems and the State* 13 (2), 76-81. Viitattu 14.1.2016. <http://elartu.tntu.edu.ua/bitstream/123456789/6280/2/15doapod.pdf>
- Downing, C. T., Underwood, S. & Xing, Y. 2007. The Relative Informational Efficiency of Stocks and Bonds: An Intraday Analysis. Working paper, Rice University.
- Dreyer, I. & Popescu, N. 2014. The Eurasian Customs Union: The economics and the politics. Brief Issue. 3/2014. Viitattu 7.7.2015. http://www.iss.europa.eu/uploads/media/Brief_11_Eurasian_Union.pdf
- Dülger, F., Lopcu, K., Burgac, A. & Balli, E. 2013. Is Russia Suffering from Dutch Disease? Cointegration with Structural Break, *Resources Policy*, 38, 605-612.
- Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B. & Martin, V. 2005. Empirical Modelling of Contagion: A Review of Methodologies, *Quantitative Finance* 5 (1), 9–24.
- Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B. & Martin, V. 2006. International Contagion Effects from the Russian Crisis and the LTCM Near-collapse. *Journal of Financial Stability* 2 (1), 1–27.
- Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B. & Martin, V. 2007. Contagion in Global Equity Markets in 1998: The Effects of the Russian and LTCM Crises. *North American Journal of Economics and Finance* 18, 155– 174.
- Dzyubenko, O. 20.10.2014. Kyrgyzstan may seek Centerra's delisting after Canadian court order. Reuters. Viitattu 5.12.2015. <http://www.reuters.com/article/kyrgyzstan-centerragold-stocks-idUSL6N0SF1ZO20141020>
- Eglund, T., Järviluoma, P., Karhunen, P. & Mäkelä, T. 2009. Kazakstan suomalaisyritysten toimintaympäristönä. Helsingin kauppakorkeakoulun julkaisuja, B-105. Helsingin kauppakorkeakoulu. <http://epub.lib.aalto.fi/pdf/hseother/b105.pdf>

- Emerging Europe Monitor. 2015. Reserve Depletion Necessitates Cutbacks. BMI Research's monthly regional report on political risk and macroeconomic prospects 19 (10). BMI Research.
- Enders, W. & Sandler, T. 1996. Terrorism and Foreign Direct Investment in Spain and Greece. *International Review for Social Sciences* 49 (3), 331-352.
- Enders, W. & Sandler, T. 2006. *The Political Economy of Terrorism*. Cambridge University Press, New York.
- Engle, R. & Kroner, K. 1995. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory* 11 (1), 122-150.
- Engle, R. 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* 50 (4), 987-1007.
- Engle, R. 2002. Dynamic Conditional Correlation: a Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20 (3), 339-350.
- Eun, S. C. & Shim, S. 1989. International Transmission of Stock Market Movements. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24 (2), 241-251.
- Eurasian Development Bank. 2013. Armenia and the Customs Union: Impact of Economic Integration. Report 20/2013. Viitattu 3.3.2016
http://www.eabr.org/general/upload/CII%20-%20izdania/2014/Армения-TC/doklad_20_en_preview.pdf
- Euroopan komissio. 24.12.2014. Vaikeuksissa olevien maiden auttaminen. Viitattu 12.1.2016.
http://ec.europa.eu/economy_finance/explained/the_financial_and_economic_crisis/assisting_countries_in_trouble/index_fi.htm
- Forbes, K. & Rigobon, R. 2002. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements, *Journal of Finance* 57(5), 2223-2261.
- French, K. R. & Poterba, J. M. 1991. Investor Diversification and International Equity Markets. *American Economic Review*, 81(2), 222-226.
- Frijns, B., Indriawan, I. & Tourani-Rad, A. 2010. Political Crises and the Stock Market Integration of Emerging Markets. Finance and Corporate Governance Conference 2011 Paper. Auckland University of Technology. Auckland, New Zealand.
- Gelos, R. & Sahay, R. 2001. Financial Market Spillovers in Transition Economies, *Economics of Transition*, 9(1), 53-86.
- Georgian Stock Exchange. History and development. Viitattu 4.12.2015.
<http://www.gse.ge/Downloads/GEORGIAN%20STOCK%20EXCHANGE%20-%20History%20and%20Development.pdf>
- Gjika, D. & Horvath, R. 2013. Stock Market Comovements in Central Europe: Evidence

from the Asymmetric DCC Model. *Economic Modelling*, Volume 33, 55–64.

Glosten, L., Jagannathan, R. & Runkle, D. 1993. On the Relation Between the Expected Value and Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, Volume 46, 1779–1801.

Groenewold, N., Tang, S.H.K. & Wu, Y. 2004. The Dynamic Interrelationships between the Greater China Share Markets, *China Economic Review*, 15(1), 45-62.

Grubel, H. & Fadner, K. 1971, The Interdependence of International Equity Markets, *Journal of Finance*, 26(1), 89-94.

Grubel, H.G. 1968. Internationally diversified Portfolios: Welfare gains and Capital Flows. *American economic review*, 58(5), 1299-1214.

Gulko, L. 2002. Decoupling. *Journal of Portfolio Management* 28, 59-66.

György, S. Jr. 2010. On the Customs Union of Belarus, Kazakhstan and Russia. *Economic Annals* 184(5), 67-92.

Harkmann, K. 2014. Stock Market Contagion from Western Europe to Central and Eastern Europe During the Crisis Years 2008-2012. *Eastern European Economics* 52 (3), 55-65.

Hull, J. 2000. *Options, Futures, and Other Derivatives*. 4th edition, Prentice Hall, Upper Saddle River, USA.

Ibragimov, R. & Müller, U. 2010. T -Statistic Based Correlation and Heterogeneity Robust Inference. *Journal of Business and Economic Statistics* 28 (4), 453-468.

International Crisis Group, 2005. *Kyrgyzstan: After the Revolution*. Executive Summary, Crisis Group Asia Report No. 97, 1.

Isakova, A. & Plekhanov, A. 2012. Customs Union and Kazakhstan's imports. CASE Network Studies and Analyses No. 422.

Jochum, C., Kirchgässner, G. & Platek, M. 1999. A Long-Run Relationship between Eastern European Stock Markets? Cointegration and the 1997/98 Crisis in Emerging Markets. *Review of World Economics*, 135(3), 454-480.

Johnson, R. & Soenen, L. 2003. Economic integration and stock market comovement in the Americas, *Journal of Multinational Financial Management*, 13(1), 85-100.

Johnston, C. 2015. Sanctions against Russia. European Union Institute for Security Studies. Brief Issue. 13/2015. Viitattu 13.4.2015.

http://www.iss.europa.eu/uploads/media/Brief_13_Russia_sanctions.pdf

Kaminsky, G. & Reinhart, C. 2003. The Center and the Periphery: The Globalization of Financial Turmoil. National Bureau of Economic Research, Working Paper 9479.

Kasa, K. 1992. Common stockstochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics* 29, 95-124.

- Kazakstan Investment Climate Statement. 2015. U.S. Department of State. Viitattu 12.12.2015. <http://www.state.gov/documents/organization/241825.pdf>
- Kazakstan Stock Exchange. General Information. Viitattu 15.11.2015 http://www.kase.kz/en/general_info
- Kim, S. J., Lucey, B. M. & Wu, E. 2005. Dynamics of Bond Market Integration between Established and New European Countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16(1), 41-56.
- Kirchner, R., Kravchuk, V. & Ries, J. 2015. Foreign Direct Investment in Ukraine: Past, Present, and Future. German Advisory group Ukraine. Policy Paper Series. 2/2015. Berlin. http://www.beratergruppe-ukraine.de/wordpress/wp-content/uploads/2014/06/PP_02_2015_en.pdf
- Komulainen, T., Korhonen, V., Lainela, S., Rautava, J. & Sutela, P. 2004. Venäjän talous Putinin aikana. Suomen Pankki. http://www.suomenpankki.fi/bofit/tutkimus/tutkimusjulkaisut/policy_brief/Documents/bon0404.pdf
- Korhonen, V., Hurtt, M., Sirkjärvi, M. Salonen, I. & Korhonen, I. 2011. Venäjän integraatio maailmantalouteen. Suomen Pankki. http://www.suomenpankki.fi/bofit/tutkimus/tutkimusjulkaisut/policy_brief/Documents/bon0411.pdf
- Korhonen, V., Simola, H. & Solanko, L. 2013. Näkökulmia Venäjän energiasektoriin. BOFIT Online No. 2. Suomen pankki. Viitattu 13.11.2015. http://www.suomenpankki.fi/bofit/tutkimus/tutkimusjulkaisut/policy_brief/Documents/2013/bon0213.pdf
- Kyrgy Stock Exchange. Viitattu 10.12.2015. <http://www.kse.kg/en/History>
- Levy, H. & Sarnat, M. 1970. International Diversification of Investment Portfolios. *American Economic Review*, 60(4), 668-675.
- Li, H. & Majerowska, E. 2008. Testing Stock Market Linkages for Poland and Hungary: A Multivariate GARCH Approach. *Research in International Business and Finance* 22 (3), 247-266.
- Libman, A. 2007. Regionalization and Regionalism in the post-Soviet space: Current status and implications for institutional development. *Europe-Asia Studies*, 59(3), 401-430.
- Ljung, G. & Box, G. 1978. On a Measure of Lack of Fit in Time-series Models. *Biometrika* 65 (2), 297-303.
- Longin, F. & Solnik, B. 1995, Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990?, *Journal of International Money and Finance*, 14(1), p. 3-26.
- Lucey, B. & Voronkova, S. 2008. Russian Equity Market Linkages Before and After the 1998 Crisis: Evidence from Stochastic and Regime-switching Cointegration Tests, *Journal of International Money and Finance*, 27, 1303-1324.

Manning, Neil 2002. Common trends and convergence? South East Asian equities markets, 1998-1999. *Journal of International Money and Finance*, 21, 183- 202.

Markowitz, H. 1952. Portfolio selection. *The journal of Finance*, 7(1), 77-91.

Masson, P. 1998. Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps Between Multiple Equilibria. Working paper series 142, International Monetary Fund.

Ministry of Economy and Sustainable Development of Georgia. Foreign Direct Investments. Viitattu 11.11.2015. <http://www.economy.ge/en/economic-review/foreign-direct-investments>

Moscow Exchange. 2015. Annual Report 2014. Viitattu 2.12.2015.

Otto, G., Voss, G. & Willard, L. 2001, Understanding OECD Output Correlations. Research Discussion Paper 5, Reserve Bank of Australia.

Phillips, P. C. P. & Perron, P. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75 (2), 335-346.

Promfret, R. 2009. Regional integration in Central Asia, *Economic Change and Restructuring* 42, 47-68.

Rautava, J. & Sutela, P. 2000. Venäläinen markkinatalous. Helsinki, WSOY.

Rautava, J. 2009. Venäjä ja kansainvälinen rahoituskriisi. Suomen Pankki. http://www.suomenpankki.fi/bofit/tutkimus/tutkimusjulkaisut/policy_brief/Documents/bon0209.pdf

Rautava, J. 2014. Krimin kriisi on jo nyt tullut kalliiksi Venäjälle. Suomen Pankki. http://www.suomenpankki.fi/bofit/tutkimus/tutkimusjulkaisut/policy_brief/Documents/2014/bpb0214.pdf

Rigobon, R. & Sack, B. 2004. The Effects of Wark Risk on U.S. Financial Markets. http://web.mit.edu/rigobon/www/Robertos_Web_Page/mac_-_warrisk_files/warrisk.pdf

Rizavi, S.S., Naqvi, B. & Rizvi, S.K.A. 2011. Global and Regional Financial Integration of Asian Stock Markets, *International Journal of Business and Social Science*, 2 (9), 82-93.

Rockinger, M. & Urga, G. 2001. A Time-Varying Model to Test for Predictability and Integration in the Stock Markets of Transition Economies. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19 (1), 73-84.

Ross S. A., Westerfield R.W. & Jaffe, J., 2005. *Corporate Finance*, 7th edition, McGraw-Hill/Irwin

Saleem, K. 2009. International linkage of the Russian market and the Russian financial crisis: A multivariate GARCH analysis. *Research in International Business and Finance* 23, 243–256.

Savva, C. & Aslanidis, C. 2010. Stock Market Integration Between New EU Member Sta-

tes and the Eurozone. *Empirical Economics* 39 (2), 337–351.

Scheicher, Martin 2001. The comovements of stock markets in Hungary, Poland and the Czech Republic. *International Journal of Finance and Economics*, 6, 27- 39.

Schotman, P. & Zalewska, A. 2006. Non-synchronous Trading and Testing for Market Integration in Central European Emerging Markets. *Journal of Empirical Finance* 13, 462–494.

Scruggs, J. T. & Glabadanidis, O. 2003. Risk Premia and the Dynamic Covariance Between Stock and Bond Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38 (2), 295-316.

Stock, J. H. & Watson, M. W. 2011. *Introduction to econometrics* (3rd ed. Global edition.). Pearson Education, Boston.

Sutela, P. 2012. *Ruuan maa: kuinka Venäjältä tuli normaali talous*. Helsinki: Kustannusosakeyhtiö Siltala.

Syllignakis, M. & Kouretas, G. 2011. Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from the Central and Eastern European Markets. *International Review of Economics and Finance* 20, 717–732.

Szczepanski, M. 2015. Economic Impact on the EU of sanctions over Ukraine conflict. European Parliamentary Research Service. Viitattu 12.2.2016. [http://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/BRIE/2015/569020/EPRS_BRI\(2015\)569020_EN.pdf](http://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/BRIE/2015/569020/EPRS_BRI(2015)569020_EN.pdf)

Terrazono, E. 6.7.2015. Ukraine set to become top corn exporter to China in first half. *Financial Times*. Viitattu 6.12.2015. <http://www.ft.com/intl/cms/s/0/989c82ba-20cc-11e5-ab0f-6bb9974f25d0.html>

The World Bank. *World Development Indicators*. Viitattu 28.11.2015.

Transparency International. 2015. Georgia national integrity system assessment 2015. Viitattu 6.1.2016. <https://drive.google.com/file/d/0B2mc2XAkBw2tc1ZpYjRSllpR28/view>

Treaty on The Eurasian Economic Union. 18.11.2011. Viitattu 27.12.2015. http://www.un.org/en/ga/sixth/70/docs/treaty_on_eeu.pdf

Ukraine Today. 4.12.2015. Japan gives Ukraine USD 300 million loan. Viitattu 15.1.2016. <http://uatoday.tv/business/japan-gives-ukraine-usd-300-million-loan-547566.html>

United Nations Conference on Trade and Development. *World Investment Report 2014*. Viitattu 5.12.2015. http://unctad.org/sections/dite_dir/docs/wir2014/wir14_fs_kg_en.pdf

Verchenko, O. 2000. *Potential for Portfolio Diversification across Eastern European Stock Markets*, MA dissertation in Economics, Kiev: National University Kiev-Mohyla Academy.

Vinokurov, E. 2010. Knitting Europe and Asia into Eurasia: Kazakhstan's foreign economic policy. *World Finance Review*, 82-83.

Voronkova, S. 2004. Equity Market Integration in Central European Emerging Markets: A Cointegration Analysis with Shifting Regimes, *International Review of Financial Analysis*, 13 (5), 633–647.

Wang, P. & Moore, T. 2008. Stock Market Integration for the Transition Economies: Time-varying Conditional Correlation Approach. *The Manchester School* 76, 116–133.

Wirringhaus, N. 2012. Ephemeral regionalism: The Proliferation of (failed) Regional Integration initiatives in Post-Soviet Eurasia. Teoksessa Börzel, T. A., Goltermann, L., Lohaus, M. & Striebinger, K. *Roads to Regionalism: Genesis, Design, and Effects of Regional Organisations*. Ashgate Publishing Company, 27-48.

Yahoo Finance. Viitattu 12.1.2016 <http://finance.yahoo.com/market-overview/?bypass=true>

Zhalimbetova, R. & Gleason, G. 2001. Eurasian Economic Community (EEC) comes into being. *Central Asia, Caucasus–Analyst*. 20.6.2001.

Zhukov, S., & Reznikova, O. 2006. Economic Interaction in post-Soviet Space. *The Caucasus and Globalisation* 1 (1).

LIITTEET

Liite 1

Taulukko 32. CCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista Venäjälle. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	<i>-0.0595</i>	<i>0.1121</i>	<i>-0.0662</i>	<i>-0.1803</i>	-0.0118
t-stat	-2.1546	3.9242	-2.3626	-3.4046	-0.5894
ω	<i>0.0596</i>	<i>0.0654</i>	<i>0.0622</i>	0.1421	<i>0.0755</i>
t-stat	4.7745	4.7445	4.4187	1.5757	15.0180
α	<i>0.0749</i>	<i>0.0820</i>	<i>0.0892</i>	<i>0.2703</i>	<i>0.0761</i>
t-stat	7.4138	7.6310	6.4145	3.0182	16.5457
β	<i>0.9072</i>	<i>0.8988</i>	<i>0.8942</i>	<i>0.7504</i>	<i>0.8996</i>
t-stat	76.8641	72.7506	61.3424	13.2507	204.4596
CCC	<i>0.3840</i>	<i>0.3316</i>	0.0131	<i>-0.1106</i>	<i>0.5474</i>
t-stat	20.3694	16.8951	0.5557	-3.0875	50.9453
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-8266.1989	-8353.1307	-8793.8687	-2171.6644	-7862.9023

Taulukko 33. DCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista Venäjälle. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	<i>-0.0703</i>	<i>0.1117</i>	<i>-0.0658</i>	<i>-0.1855</i>	-0.0190
t-stat	-3.8675	4.3821	-2.5101	-2.7727	-0.8763
ω	<i>0.0564</i>	<i>0.0634</i>	<i>0.0616</i>	<i>0.1428</i>	<i>0.0539</i>
t-stat	26.8564	4.6199	4.9121	5.1591	15.6070

α	<i>0.0779</i>	<i>0.0900</i>	<i>0.0889</i>	<i>0.2641</i>	<i>0.0704</i>
t-stat	33.3945	7.8384	7.9931	16.0076	32.8771
β	<i>0.9073</i>	<i>0.8947</i>	<i>0.8948</i>	<i>0.7537</i>	<i>0.9142</i>
t-stat	463.2892	71.6332	74.2786	64.6854	389.3973
DCC-ARCH-vaikutus	<i>0.0489</i>	<i>0.0748</i>	0.0138	0.0000	<i>0.0218</i>
t-stat	11.7050	3.7806	1.1779	0.0000	3.7515
DCC-GARCH-vaikutus	<i>0.9303</i>	<i>0.8717</i>	<i>0.9524</i>	0.3476	<i>0.9755</i>
t-stat	144.6289	19.2322	16.2807	0.0000	143.4393
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-8234.4649	-8335.4772	-8792.4168	-2172.5089	-7839.3264

Taulukko 34. ADCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista Venäjälle. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	<i>-0.0605</i>	<i>0.1188</i>	<i>-0.0719</i>	<i>-0.0918</i>	-0.0223
t-stat	-2.4499	4.8439	-2.4937	-17074.1876	-0.9810
ω	<i>0.0486</i>	<i>0.0611</i>	<i>0.0570</i>	<i>0.2738</i>	<i>0.0454</i>
t-stat	5.1025	4.9823	17.7124	10.5744	2.0027
α	<i>0.0168</i>	<i>0.0247</i>	<i>0.0206</i>	0.0055	0.0168
t-stat	2.0574	2.5097	4.3347	0.4552	1.5750
β	<i>0.9246</i>	<i>0.9056</i>	<i>0.9086</i>	<i>0.7796</i>	<i>0.9293</i>
t-stat	98.2289	77.1051	443.4927	73.5396	51.3521
Epäsym. varianssin ARCH-vaikutus	<i>0.0873</i>	<i>0.1064</i>	<i>0.1084</i>	<i>0.3274</i>	<i>0.0791</i>
t-stat	6.6379	6.2979	19.1962	12.0129	3.5381

DCC-ARCH-vaikutus	0.0471	0.0836	0.0161	0.0023	0.0262
t-stat	6.0661	4.8719	1.6514	0.0454	2.9221
DCC-GARCH-vaikutus	0.9356	0.8546	0.9456	0.9977	0.9699
t-stat	83.9625	22.8376	20.3520	19.4075	90.4586
Havainnot	2118	2118	2118	425	2118
Log	-8202.8607	-8312.8196	-8758.5935	-2158.8026	-7804.1753

Taulukko 35. CCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista euroalueelle. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	-0.0265	0.1009	-0.0669	-0.1881	-0.0127
t-stat	-1.0172	3.3732	-2.4482	-3.4109	-1.1746
ω	0.0244	0.0289	0.0229	0.0463	0.0379
t-stat	3.5709	3.7348	3.3287	1.5121	24.4724
α	0.0795	0.0919	0.0934	0.2058	0.0606
t-stat	7.3008	7.5572	8.1004	3.8201	41.5307
β	0.9097	0.8959	0.8988	0.8055	0.9177
t-stat	74.8438	65.5217	74.9368	19.3994	731.6456
CCC	0.3472	0.3045	0.0111	-0.1096	0.8471
t-stat	19.7043	15.3667	0.5008	-3.1493	398.5580
Havainnot	2118	2118	2118	425	2118
Log	-7782.4403	-7842.9408	-8268.6048	-2017.6418	-6395.8146

Taulukko 36. DCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista euroalueelle. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	-0.0326	0.0989	-0.0676	-0.2333	-0.018

t-stat	-1.6853	3.8400	-2.4759	-1.7427	-1.8152
ω	0.0229	0.0244	0.0229	0.0176	0.0242
t-stat	10.8589	3.3040	3.2407	0.7623	19.6651
α	0.0829	0.0940	0.0939	0.1852	0.0570
t-stat	24.1375	7.7650	7.6226	9.6615	48.9308
β	0.9092	0.8981	0.8985	0.8451	0.9342
t-stat	355.6498	71.6692	70.0315	59.4179	993.7805
DCC-ARCH- vaikutus	0.0437	0.0239	0.0256	0.40655	0.0117
t-stat	5.75310	3.4241	1.2239	1.6847	14.3161
DCC-GARCH- vaikutus	0.9260	0.9662	0.9056	0.0000	0.983
t-stat	75.48293	97.4416	8.9873	0.0000	856.1755
Havainnot	2118	2118	2118	425	2118
Log	-7758.7319	-7826.7938	-8266.6283	-799.3728	-6380.1368

Taulukko 37. ADCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista euroalueelle. Taulukossa μ on keskiarvoisen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	-0.0269	0.1	-0.0739	0.0038	-0.0404
t-stat	-1.0640	3.8372	-2.57	31.02	-1.2845
ω	0.0228	0.0263	0.0258	0.0616	0.0219
t-stat	3.64251	3.85098	9.7909	6.6928	9.7153
α	0.0066	0.0059	0.0022	-0.0557	0.0091
t-stat	0.7151	0.66	0.5351	-8.0364	6.4665
β	0.9241	0.9112	0.9128	0.8570	0.9447
t-stat	78.4893	75.5272	511.8333	119.3006	241.668
Epäsym. varianssin ARCH-	0.1169	0.1409	0.1454	0.3715	0.0706

vaikutus					
t-stat	6.5499	6.7696	15.5898	19.1367	7.6576
DCC-ARCH-vaikutus	0.0419	0.0260	0.0231	0.0000	0.0129
t-stat	4.9857	3.5072	1.7739	0.0000	5.7005
DCC-GARCH-vaikutus	0.9299	0.9614	0.9249	0.4109	0.9805
t-stat	69.4416	86.823	16.8852	0.0000	251.6891
Havainnot	2118	2118	2118	425	2118
Log	-7716.8947	-7788.2050	-8216.9526	-796.8622	-6354.7384

Taulukko 38. CCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista Yhdysvaltoihin. Taulukossa μ on keskiarvoisen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	-0.0395	0.0101	-0.067	-0.0189	-0.0151
t-stat	-1.6100	0.2437	-0.0502	-0.7012	-0.2696
ω	0.0227	0.0228	0.0221	0.0253	0.0271
t-stat	5.2325	4.7636	4.8231	1.2004	17.6805
α	0.1108	0.1138	0.1147	0.1304	0.1108
t-stat	9.9517	8.2395	9.4046	5.4587	37.1669
β	0.8740	0.8715	0.8716	0.8751	0.8691
t-stat	76.3233	65.4498	70.158	37.1847	399.203
CCC	0.2083	0.2103	0.0064	-0.0925	0.5363
t-stat	9.5183	9.4172	0.2948	-2.4555	57.2302
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7315.5394	-7364.0659	-7757.0563	-1988.9339	-6774.4223

Taulukko 39. DCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista Yhdysvaltoihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	-0.0425	0.0102	-0.0648	-0.2	-0.1567
t-stat	-1.7621	0.8722	-1.3665	-1.7829	-0.9756
ω	0.022	0.0227	0.0221	0.0257	0.0255
t-stat	4.9240	11.576	11.0261	3.2609	7.5367
α	0.1105	0.1135	0.1152	0.1318	0.108
t-stat	9.6748	31.5058	31.7367	14.226	10.8424
β	0.8755	0.8715	0.8713	0.874	0.8732
t-stat	71.8616	307.7118	296.1076	129.1504	79.1294
DCC-ARCH-vaikutus	0.0227	0.0054	0.0192	0.32	0.01
t-stat	2.44	0.2874	0.7261	1.683	7.0246
DCC-GARCH-vaikutus	0.9319	0.998	0.6748	0.0000	0.9877
t-stat	34.3494	95.9596	1.9127	0.0000	564.6574
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7311.1428	-7364.3546	-7756.8121	-1988.4059	-6753.2902

Taulukko 40. ADCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista Yhdysvaltoihin. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	-0.0356	0.0101	-0.0802	-0.079	-0.1492
t-stat	-1.6191	1.6447	-0.5722	-1.7842	-1.4134
ω	0.0222	0.0222	0.0302	0.0354	0.0229
t-stat	6.0433	6.788	6.2793	6.6081	28.6182
α	-0.0264	-0.0287	0.0057	-0.0514	-0.0254

t-stat	-2.9	-5.4087	2.2332	-9.7934	-12.8752
β	0.9052	0.9048	0.8515	0.9051	0.907
t-stat	80.2257	83.9311	47.6358	192.6716	732.4262
Epäsym. varianssin ARCH- vaikutus	0.201	0.2055	0.245	0.2651	0.19
t-stat	8.7705	11.5468	6.5543	20.397	36.1561
DCC-ARCH- vaikutus	0.0225	0.0073	0.1165	0.3741	0.011
t-stat	2.5098	1.3473	1.4083	1.8751	5.2566
DCC- GARCH- vaikutus	0.9356	0.988	0.3335	0.0000	0.984
t-stat	34.1268	94.6596	0.8583	0.0000	268.8927
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7245.0931	-7306.3977	-7797.5612	-1964.7910	-6688.7899

Taulukko 41. CCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista Aasiaan. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	-0.0144	0.1248	-0.0669	-0.1969	-0.0121
t-stat	-0.5144	4.1892	-0.5784	-1.7238	-0.5191
ω	0.03	0.0295	0.024	0.0328	0.0318
t-stat	3.9019	3.5683	3.4388	1.0099	2.7562
α	0.0957	0.103	0.1046	0.1559	0.1112
t-stat	7.0766	6.8276	7.4749	3.6729	6.5668
β	0.8866	0.8778	0.8819	0.8508	0.8648
t-stat	59.8906	49.5406	56.0292	20.5356	34.0121
CCC	0.2669	0.2126	-0.0084	-0.0914	0.3564
t-stat	13.1051	9.8798	-0.3829	-2.4401	24.5628

Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7484.3695	-7535.5281	-7917.0374	-2025.8789	-7033.5060

Taulukko 42. DCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista Aasiaan. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	-0.011	0.1096	-0.0648	-0.1651	-0.0166
t-stat	-0.5093	4.761	-0.1981	-1.1786	-0.7854
ω	0.0202	0.027	0.024	0.0325	0.029
t-stat	4.9493	3.3643	4.9677	1.1835	11.205
α	0.0924	0.1031	0.1046	0.1545	0.1101
t-stat	16.7383	7.02	14.2333	4.2606	31.3725
β	0.8972	0.8809	0.8818	0.852	0.8698
t-stat	234.171	50.8658	110.8831	23.6547	290.2236
DCC-ARCH-vaikutus	0.0171	0.01152	0.0302	0.046	0.0135
t-stat	11.9373	2.0289	1.767	0.6929	3.1069
DCC-GARCH-vaikutus	0.9794	0.9859	0.8813	0.8566	0.9674
t-stat	435.1953	131.1093	11.8433	3.9288	77.6382
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7481.3874	-7519.5198	-7914.9069	-2025.4311	-7029.8883

Taulukko 43. ADCC-GARCH keskiarvoiset spillovervaikutukset kohdemaista Aasiaan. Taulukossa μ on keskiarvoinen spillovervaikutus, ω on varianssi, α on varianssin ARCH-vaikutus ja β varianssin GARCH-vaikutus.

	Kazakstan	Ukraina	Georgia	Kirgisia	Suomi
μ	-0.0042	0.1111	0.0088	-0.1104	-0.0089
t-stat	-0.1794	4.3217	0.2808	-1.335	-0.3868
ω	0.0201	0.0256	0.0241	0.0514	0.0295

t-stat	3.7662	4.0589	4.0346	4.7396	5.432
α	0.0165	0.0212	0.0182	-0.0104	0.0401
t-stat	1.4497	1.7262	1.4858	-1.1255	2.2485
β	0.9186	0.9049	0.905	0.8759	0.8813
t-stat	81.3398	67.5268	68.185	107.2167	43.0457
Epäsym. varianssin ARCH-vaikutus	0.0996	0.1079	0.116	0.2411	0.1079
t-stat	5.939	5.7354	6.2023	11.7854	21.5834
DCC-ARCH-vaikutus	0.0187	0.0132	0.0315	0.0464	0.0163
t-stat	2.9773	1.5095	1.5127	0.9372	3.5366
DCC-GARCH-vaikutus	0.977	0.9828	0.8816	0.8251	0.9628
t-stat	102.4655	75.279	10.9533	4.6207	95.0782
Havainnot	2118	2118	2118	424	2118
Log	-7452.1444	-7501.0408	-7884.7322	-2005.5306	-6992.5479