

**JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO**  
Kauppakorkeakoulu

**VALUUTTAKURSSIRISKILLE ALTISTUMINEN  
SUOMESSA JA RUOTSISSA**

Taloustiede  
Pro gradu -tutkielma  
Joulukuu 2015  
Tekijä: Olli Tuomikoski  
Ohjaaja: Juha Juntila



## JYVÄSKYLÄN YLIOPISTON KAUPPAKORKEAKOULU

Tekijä Olli Tuomikoski	
Työn nimi Valuuttakurssiriskille altistuminen Suomessa ja Ruotsissa	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu -tutkielma
Aika Joulukuu 2015	Sivumäärä 85 + 4
Tiivistelmä <p>Tässä työssä tutkitaan suomalaisten ja ruotsalaisten toimialojen osakemarkkinanoteerausten altistumista valuuttakurssiriskille vuosina 1988–2015. Tutkimuksessa pyritään selvittämään altistuvatko toimialojen pörssikurssit valuuttakurssiriskille, onko maiden välillä eroa altistumisessa, onko euron käyttöönotto vaikuttanut altistumiseen sekä onko altistumisessa eroja eri toimialojen välillä. Tutkimusmenetelminä käytetään kahta lineaarista regressiomallia, joissa toimialatuottoja selitetään joko kotimaan valuutan dollarimääräisellä valuuttakurssimuutoksella tai valuuttakurssimuutoksella ja markkinatuotolla, sekä yhtä GARCH(1, 1)-muotoista regressiomallia. Tutkimuksessa havaitaan, että kaikkien toimialojen tuotot altistuvat tilastollisesti merkitsevästi valuuttakurssiriskille ainakin yhdellä tutkimustavoista, ja toimialojen altistumiskertoimet poikkeavat toisistaan merkitsevästi. Maiden välisissä altistumisissa on tilastollisesti merkitsevää eroa, mutta euron käyttöönoton vaikutuksista ei voida tehdä kovin voimakkaita johtopäätöksiä.</p>	
Asiasanat Valuuttakurssiriski, altistuminen, euro, toimialat, Suomi, Ruotsi	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopiston kauppakorkeakoulu	



# SISÄLLYS

1	JOHDANTO.....	7
2	VALUUTAT JA VALUUTTAKURSSIT .....	9
	2.1 Markan ja kruunun historia .....	9
	2.2 EMS ja ERM .....	12
	2.3 Euron käyttöönotto.....	13
	2.4 Modernit valuuttamarkkinat .....	15
	2.5 Valuuttakurssin määrittäminen ja kurssin ennustaminen .....	15
3	VALUUTTAKURSSIRISKEILLE ALTISTUMINEN .....	19
	3.1 Valuuttakurssiriski .....	19
	3.2 Yksilöllinen altistuminen valuuttakurssiriskille .....	22
	3.3 Rahoitusvälineet suojautumiskeinona.....	23
	3.4 Toiminnallinen suojautuminen .....	25
	3.5 Yritysten suojautumiskäytännöt .....	26
4	AIKAISEMPI TUTKIMUS.....	28
	4.1 Käytetyt mallit ja menetelmät.....	30
	4.2 Kansainvälisten aineistojen tuloksia.....	34
	4.3 Tulokset Suomesta ja Ruotsista .....	39
	4.4 Altistuminen ajan kuluessa .....	41
	4.5 Yrityksen ominaisuuksien vaikutus altistumiseen.....	43
	4.6 Suojautuminen .....	47
	4.7 Altistuvat toimialat.....	48
	4.8 Altistuminen euron käyttöönoton jälkeen .....	50
5	VALUUTTAKURSSIRISKILLE ALTISTUMINEN SUOMESSA JA RUOTSISSA .....	52
	5.1 Toimialaindeksit .....	55
	5.2 Valuuttakurssit ja markkinaindeksit .....	58
	5.3 Tutkimusmenetelmä .....	61
	5.4 Selittävänä muuttujana valuuttakurssimuutos.....	63
	5.5 Selittävinä muuttujina valuuttakurssimuutos ja markkinatuotto.....	67
	5.6 Tulokset GARCH-mallilla .....	71

6	JOHTOPÄÄTÖKSET .....	77
7	YHTEENVETO .....	80
	LÄHTEET .....	81
	LIITTEET .....	86

# 1 JOHDANTO

Valuuttakurssiriskiä ja sen vaikutuksia yrityksen arvoon on tutkittu jonkin verran, mutta Suomen ja Ruotsin kaltaiset pienemmät maat ovat usein jääneet tutkimusten ulkopuolelle. Suomi ja Ruotsi ovat kuitenkin mielenkiintoisia kohteita, erityisesti ulkomaankaupan ja rahoitusmarkkinoiden ominaisuuksien kanalta.

Asukaslukuun suhteutetulla bruttokansantuotteella mitattuna Suomi ja Ruotsi ovat hyvin lähellä toisiaan, Ruotsin ollessa vähän edellä (*OECD Factbook 2014*, 35). Molempien BKT per capita on OECD- ja EU-maiden keskiarvoa hieman korkeampi. Molemmat taloudet ovat kuitenkin verrattain pieniä suhteessa maailman talousmahteihin. Suomen ostovoimapariteetilla laskettu BKT vuonna 2012 oli 212 miljardia dollaria, kun se oli Ruotsilla lähes tuplasti suurempi, 408 miljardia. Vertailun vuoksi Saksan bruttokansantuote oli 3,4 biljoonaa dollaria vuonna 2012. (*National Accounts at a Glance 2014*, 21) Molempien maiden vienti- ja tuontisuhteet ovat samaa luokkaa: hieman yli 40 % BKT:stä, joskin Ruotsin vientiosuus on hieman Suomea suurempi, 48,5 % (*OECD Factbook 2014*, 76). Yksi merkittävä ero maiden välillä kuitenkin on se, että Suomi on valinnut valuuttakseen euron, kun taas Ruotsi on pitäytynyt omassa kruunussaan.

Kun Bretton Woods -valuuttajärjestelmä hajosi 1971, Euroopan talousyhteisö huolestui valuuttakurssien heilahteluista ja niiden vaikutuksista maiden väliseen kauppaan. Alkoi yhteisen eurooppalaisen rahapolitiikan kehittäminen, joka johti erilaisten vaiheiden jälkeen 1.1.1999 12 Euroopan maassa käyttöön otettuun yhteiseen valuuttaan. Euron tarkoituksena oli muun muassa vakauttaa hintataso, poistaa valuuttakurssiriski euromaiden väliltä ja hillitä valuuttakurssiheilahteluja suhteessa ulkomaihin, ja täten helpottaa kaupankäyntiä. (*10th Anniversary of the ECB 2008*, 8.) Euro on ollut nyt tilivaluuttana hieman yli 15 vuotta ja on kaikin puolin sopiva aika arvioida sen tavoitteiden onnistumista. Vuonna 2007 alkanut finanssikriisi laajentui valtioiden velkakriisiksi euroalueella ja se on herättänyt valtiot uudelleen arvioimaan yhteisvaluutan riskejä ja kuinka niitä on osattu ottaa huomioon (Tiihonen, 2014).

Omassa tutkimuksessani lähdän tarkastelemaan Suomen ja Ruotsin osakemarkkinoiden eri toimialojen altistumista valuuttakurssiriskille. Tavoitteena on hahmottaa kuinka valuuttakurssiriskille altistumiseen vaikuttavat maa, toimialan rakenne ja eri valuutat. Toteutan tutkimuksen regressiomenetelmällä selittäen osaketuottojen muutoksia valuuttakurssilla. Osaketuottojen mittaamiseen käytän toimialakohtaisia indeksejä ja toimialoiksi pyrin valitsemaan sekä kansainväliseen kilpailuun osallistuvia toimialoja että sellaisia toimialoja, jotka keskittyvät pääosin kotimaan markkinoihin. Jaan tutkimuksen kahteen osaan: aikaan ennen euroa ja sen jälkeen.

Tutkimusjärjestelylläni toivon saavani esiin mielenkiintoisia eroja valuuttakurssiriskille altistumisessa eri toimialoilla Suomen ja Ruotsin välillä. On myös mielenkiintoista nähdä miten euron käyttöönotto vaikutti Suomen toimialojen valuuttakurssiriskeille altistumiseen.

Aikaisemmassa tutkimuksessa on havaittu valuuttakurssin vaikuttavan joidenkin yritysten arvoon, joskin vaikutuksen määrä ja suunta on ollut hyvin maa- ja toimialakohtaista. Lisäksi riskille altistumiseen vaikuttavat yritysten suojautumiskeinot, kuten johdannaiskauppa. Suojautumistoimet ovat saattaneet osaltaan vaikuttaa myös siihen, että valuuttakurssiriskin vaikutukset ovat olleet ajan suhteen muuttuvia.

Tässä pro gradu -tutkielmassa vastaan neljään tutkimuskysymykseen Suomen ja Ruotsin osakemarkkinoiden valuuttakurssialtistumaan liittyen:

1. Altistuvatko Suomen ja Ruotsin osakemarkkinat valuuttakurssiriskille?
2. Onko maiden välillä eroa altistumisessa?
3. Onko euron käyttöönotto vaikuttanut valuuttakurssiriskille altistumiseen?
4. Eroavatko eri toimialojen altistumiskertoimet toisistaan?

Tutkielma on muotoiltu niin, että ensin käydään läpi valuuttakursseihin ja valuuttakurssiriskiin liittyvää teoreettista taustaa. Sitten tehdään syväluotaus valuuttakurssiriskeistä tehtyyn tutkimukseen: käytettyihin menetelmiin, aineistoihin ja tuloksiin. Lopuksi esitellään empiirinen aineisto ja tutkimustavat, raportoidaan tulokset ja liitetään ne aikaisempaan tutkimukseen.



## 2 VALUUTAT JA VALUUTTAKURSSIT

Yksinkertaisimmillaan valuuttakurssi kuvastaa kahden maan tai valuutta-alueen hintatasojen välistä suhdetta. Perinteisen teorian mukaan maiden hintatasoon eniten vaikuttava asia on liikkeellä olevan rahan määrä. (Cassel 1916) Valuutat ovat luonteeltaan erikoisia, koska niihin ei liity samanlaisia ominaisuuksia kuin muihin sijoitusinstrumentteihin. Valuuttakurssi ei vahvistu inflaation mukana, eikä se kuvasta omaisuuden arvoa vaan vaihtosuhdetta. Jos ottaa pitkän position jostakin valuutasta, ottaa samalla lyhyen position toisesta. (James, Marsh & Sarno 2012.) Lisäksi valuuttakurssit ovat erittäin allttiita arvovaihtelulle: jopa neljä kertaa korkoja- ja kymmenen kertaa inflaatiota volatiilisempia (Jorion 1990, 331).

Tässä luvussa tulen tarkastelemaan Suomen ja Ruotsin valuutoiden historiaa ja valuuttamarkkinoiden kehitystä. Käyn läpi käytössä olleita valuuttajärjestelmiä, ja avaen nykyaikaisten valuuttamarkkinoiden toimintaa sekä valuuttakurssin määrittymisen teoriaa.

### 2.1 Markan ja kruunun historia

Suomen keskuspankki perustettiin 12.12.1811 maailman neljäntenä keskuspankkina, mutta tuosta meni vielä pitkään, ennen kuin Suomi sai oman valuuttan. 1800-luvun aikana Suomessa maksettiin muun muassa Ruotsin taalereilla ja Venäjän hopearuplilla. Myös Suomen Pankin omaa hopearuplaa painettiin hetken. Krimin sota ja vuoden 1857 maailmanlaajuinen talouskriisi avasivat kuitenkin Suomelle mahdollisuuden irtautua alati heikkenevästä ruplasta. Senaatti esitti Venäjälle ehdotuksen sellaisesta rahalain muutoksesta, jossa Suomen raha olisi sidottu hopeakantaan, mutta venäläisiä ruplia ei enää hyväksyttäisi nimellisarvolla, vaan Pietarin pörssissä määritysvälillä arvolla. Samalla ehdotettiin, että Suomeen perustettaisiin oma, ruplaa pienempi valuutta. (Kuusterä & Tarkka 2011, 8–237.)

Venäjä ei hyväksynyt ruplan vaihtokurssin siirtämistä markkina-arvoiseksi, mutta se kuitenkin antoi muita helpotuksia hopeareservien ylläpitämiseksi. Sen lisäksi se antoi Suomelle luvan omaan valuuttaan. Markka korvasi ruplan käyttövaluuttana sekä valtion ja yksityisliikkeiden tilityksissä vuoden 1863 alusta alkaen. (Kuusterä & Tarkka 2011, 237.) Se liitettiin hopeakantaan vuonna 1866, jolloin Venäjän hopearahakin säilytti vielä rajoitetun kelpoisuuden Suomessa (Kuusterä & Tarkka 2011, 245).

Ruotsissa kruunun asema virallisena valuuttana sinetöitiin vuonna 1873. Sitä ennen Ruotsissakin oli monenlaisia rahoja, kuten Suomessa. Yksi kruunu jakautui sadasosiin, äyriihin, ja sen arvo oli sidottu kultaan, johon muutkin maat olivat alkaneet sitoa valuuttojensa arvoja. (Edvinsson 2010, 26.)

Hopeakantaan siirryttäessä markka määriteltiin arvoltaan samaksi kuin frangi. Tällä tavalla Suomen valuutta oli yhteydessä 1860-luvulla Napoleonin valloitusten yhdistämistä maista muodostettuun latinalaiseen rahaliittoon. Epävirallinen liitto vahvistui, kun 1878 Suomen markka yhdistettiin kultakantaan kultaisilla markoilla, joiden arvo sidottiin 10 ja 20 frangin kolikoihin. Virallista kolikoiden vastavuoroisen käypyyden asemaa markka ei koskaan saanut, vaikka sitä kahdesti haettiin. (Kuusterä & Tarkka 2011, 285–286.) Kultakantaan siirtyminen muiden länsimaiden tapaan tarkoitti Suomen suurempaa yhteyttä läntiseen Eurooppaan ja Pohjoismaihin samalla, kun hopearuplan kelpoisuus maksuvälineenä loppui. (Kuusterä & Tarkka 2011, 288). Hopeamarkka säilyi kultamarkan rinnalla, eli Suomen rahajärjestelmä oli käytännössä vastedes bimetallinen, vaikka järjestelmässä olikin omat vaikeutensa, kun hopean arvo alkoi painua (Kuusterä & Tarkka 2011, 295–296).

Ruotsinkin alkuperäisenä aikeena oli liittyä latinalaiseen rahaunioniin, mutta se muutti suunnitelmiaan Saksan-Ranskan sodan sytyttyä vuonna 1870. Sen sijaan Ruotsi muodosti Tanskan ja Norjan kanssa pohjoismaisen valuuttaunionin, jossa kruunu oli vallitseva valuutta ja kaikkien maiden kruunut olivat samanarvoisia. Pohjoismainen rahaunioni hajosi 1924. (Edvinsson 2010, 36–41.)

Kansainvälisen kultakannan aikana valuuttamarkkinat toimivat näennäisen automaattisesti ja maiden rahapolitiikat konvergoituivat ja keskuspankkien määrittämät korot korreloivat yhä enemmän. Maailmansodan puhkeaminen kuitenkin irrotti valuutat nopeasti kullan arvosta. (Kuusterä & Tarkka 2011, 402–403.) Ruotsin keskuspankki lopetti kruunujen vaihtamisen kultaan vuonna 1914. Muiden maiden tapaan Ruotsissakin painettiin seteleitä sodan rahoittamiseksi. Kultavarannot alkoivat huveta nopeasti, joten Ruotsin keskuspankki kielsi kullan viemisen pois maasta. Kultastandardin vaatimukset valuutan vaihdettavuudesta ja kullan vapaasta liikkeestä eivät täytyneet, joten käytännössä Ruotsi erosi kultastandardista ja kruunun arvo laski rajusti. (Bohlin 2010, 341–342.)

Ensimmäisen maailmansodan ja itsenäistymisen jälkeen Suomen markka oli menettänyt arvoaan rajusti ja uutta rahajärjestelmää pohdittiin. Idea kellovasta ostovoimapariteettiin perustuvasta valuutastakin esitettiin. Kuitenkin markan jälleen vahvistuttua 1925 se kiinnitettiin dollarin arvoon ja täten takaisin kultakantaan. Kultakantaan palaamisen perusteena pidettiin rahajärjestelmän luotettavuutta, joka tulisi auttamaan etenkin Suomen perusteellisuuden rahoitusta. (Kuusterä & Tarkka 2011, 469–487.) Ruotsin kruunun vaihdettavuus kultaan palautettiin vuonna 1922 (Edvinsson 2010, 41).

Toinen kultakantakausi oli kuitenkin lyhyt, kun vuonna 1931 alkoivat heikosti järjestäytyneet pankit horjua ensin Itävallassa, Saksassa ja lopulta Iso-Britanniassa. Englannin keskuspankin varannot eivät kestäneet pankkikriisiä ja se joutui irrottamaan punnan kultakannasta. Muut maat seurasivat nopeasti perässä ja niin joutui Suomikin taipumaan, kun sen valuuttavarannot hupenivat. Jatkossa Suomen keskuspankin tavoite oli vain vakauttaa hintataso ja torjua deflaatio. (Kuusterä & Tarkka 2011, 513–531.) Kruunun arvo sen sijaan sidottiin

Iso-Britannian puntaan vuonna 1933. Tuolloin sen arvo asetettiin hieman alhaisemmalle tasolle, kuin mitä se oli ollut kultakannan aikoihin. 1939 kruunun arvo taas sidottiin uudelleen nimellisesti Yhdysvaltain dollariin, vaikka käytännössä kruunu oli koko sodan ajan fiat-valuutta. (Edvinsson 2010, 41–42.)

Toisen maailmansodan jälkeen rahan määrää pienennettiin Suomessa muun muassa määräyksellä seteleiden leikkaamisesta: seteli leikattiin kahtia, jolloin sen vasen puoli kävi maksuvälineenä puolella sen arvosta ja oikea puoli annettiin valtiolle pakkolainana. Joissakin ihmisissä tämä aiheutti luottamuksen menetyksen valtioon ja Suomen Pankkiin. (Kuusterä & Tarkka 2012, 100–102.) Kun rauhansopimus oli saatu ratifioitua ja Suomen maksamista sotakorvauksista päästyä sopuun, aukesi Suomelle kuitenkin mahdollisuus liittyä Maailmanpankkiin ja Kansainväliseen valuuttarahastoon. Vuoden 1948 alussa Suomi liitettiin näihin järjestöihin ja vuonna 1951 markan pariteetti-arvo Bretton Woods -järjestelmässä vahvistettiin. (Kuusterä & Tarkka 2012, 117–127.) Samana vuonna myös Ruotsin kruunu liitettiin järjestelmään (Edvinsson 2010, 42).

Toisen maailmansodan aikana talous oli juurtunut pysyvästi yhdeksi neuvotteluvälineeksi sodan jälkeisestä politiikasta puhuttaessa. Valtiot alkoivat ymmärtää, että yhtenäinen maailmanlaajuinen rahamarkkinoiden koordinointi toimisi yhtenä rauhan sinettinä. Sille, kuinka maiden yksittäiset ja yhteiset tavoitteet saatiin kohtaamaan, nähtiin kolme vaihtoehtoa. Joko maat itse ottaisivat intressikseen kansainvälisen harmonian toteutumisen, perustettaisiin jonkinlainen laillinen kehys, jolla säädettäisiin tilanteista, joissa kansalliset ja kansainväliset tavoitteet ovat ristiriidassa, tai luotaisiin täysin automaattinen mekanismi, joka ohjaisi valtioita yhteiseen rauhaan ja vaurauteen. (James 1996, 32–33.)

Kansainvälistä taloutta ohjaamaan suunniteltiin Bretton Woods -järjestelmä, jonka tavoitteena oli taata, että kaikki valuutat olisivat samanarvoisia ja yksikään ei nousisi muita merkittävämmäksi. Tavoitteena oli, että valuutoilla olisi kiinteät arvot ja rahan liikkuminen olisi vapaata. Täten valtiot eivät voisi käydä kauppasotaa valuuttansa arvoa muuttamalla. (James 1996, 29–30.)

45 maata allekirjoittivat vuonna 1944 sopimuksen kansainvälisestä valuuttajärjestelmästä, jossa USA:n dollarin arvo sidottiin kultaan ja muiden valuuttojen arvo dollariin. Jo aiemmin samana vuonna oli perustettu Kansainvälinen valuuttarahasto IMF, jonka tehtävänä oli valvoa kansainvälisiä valuuttamarkkinoita ja tarjota tarvittaessa tilapäistä taloudellista tukea jäsenvaltioille. Sopimuksen tarkoituksena oli selkeyttää valuuttamarkkinat ja vapauttaa kansainvälinen kauppa. (James 1996, 47–52.)

Bretton Woods -järjestelmän käyttöönotto ei saanut hyvää alkua, Neuvostoliiton jättäytyessä ulkopuolelle ja perustaessa oman neuvostonsa. Yhdysvaltoja syytettiin liiasta keskittymisestä itseensä, ja Iso-Britannia ei ollut tyytyväinen punnan merkityksen pienenemiseen. Ranskalta evättiin oikeus IMF:n kriisirahastoon, koska se ylläpiti useampaa valuuttakurssia sopimuksesta huolimatta. Suurimmat maat olivat kansainvälisen kaupan liberalisaation pahimpana esteenä. (James 1996, 58–60.)

Bretton Woods -järjestelmän mukaisen kansainvälisen kaupan vapautumisen tiellä oli usein jäsenmaiden erilaiset poliittiset tahtotilat. IMF ja Maailmanpankki omasivat järjestelmän, jolla kansainvälistä kehitystä voitiin hallita, mutta se ei toiminut poliittisten eroavaisuuksien takia. Jäsenmaiden kannalta paras poliittinen kehityssuunta oli usein oman edun tavoittelun ja IMF:n ajaman vapaan kaupan välillä. Suuret teollisuusmaat ajautuivat rajoittamaan kaupankäyntiä. (James 1996, 121-124.)

Kehittyvät maat kärsivät perushyödykkeiden heittelevistä hinnoista ja IMF:llä ja Maailmanpankilla oli vaikeuksia ylläpitää näiden maiden kehitystä etenkin, kun kyseessä oli Intian kaltainen iso talous. Järjestöt saivat kritiikkiä kehittyviltä mailta, niiden epäonnistuessa hintavakaustavoitteissaan. (James 1996, 142-144.)

Bretton Woods -järjestelmä onnistui vapauttamaan kauppaa ja kasvattamaan maailmantaloutta, mutta ennen pitkää se kasvoi ulos uomistaan, kun pääomavirrat Euroopan alueella kiihtyivät ja syntyi uudet valuuttamarkkinat, joita IMF ei voinut kontrolloida. Valuuttakurssien hallinta oli entistä vaikeampaa. (James 1996, 180.) Bretton Woods järjestelmä kaatui valuuttamarkkinoiden ja valuuttakurssien hallintaan liittyviin erimielisyyksiin 1971, kun USA:n presidentti Nixon yksipuolisesti lopetti dollarin vaihtamisen kultaan. Tämä pakotti muiden maiden valuutat kellumaan. (James 1996, 205, 219-222).

## 2.2 EMS ja ERM

Ensimmäinen yritys vakauttaa hintoja Euroopassa oli nimeltään "käärme putkessa". Se oli suurilta osin automaattinen mekanismi, jolla järjestelmään kuuluvat valuutat saatiin kulkemaan tiettyjen rajojen sisällä suhteessa dollariin. 1972 toimeenpantu mekanismi kuitenkin kärsi pahoin öljykriisistä ja kuivui nopeasti kasaan. (*One currency for one europe* 2006, 5.)

Euroopan yhteisössä ei luovuttu vakaiden valuuttakurssien haaveesta, mutta dollarille täytyi löytää korvaaja, koska se oli pahasti heikentynyt öljykriisin aikana. Vuonna 1977 alkanut suunnittelutyö päättyi vuonna 1979 allekirjoitettuun sopimukseen, jossa kaikki talousyhteisön jäsenet, Iso-Britannia pois lukuun ottamatta, liittyivät Euroopan valuuttajärjestelmään, EMS:ään. EMS suunniteltiin niin, että sen keskiössä olisi laskennallinen valuutta ECU. ECU:n arvo määrittyi järjestelmän jäsenvaluuttojen painoista, jotka säilyivät ainoina virallisina käyttövaluuttoina kussakin maassa. Valuuttakurssit määrittelevän järjestelmän nimi oli ERM, Exchange Rate Mechanism. (James 2012, 145-180.) Suomi ja Ruotsi eivät olleet järjestelmässä mukana, koska ne eivät kuuluneet Euroopan talousyhteisöön vaan Euroopan vapaakauppajärjestöön (EFTA).

EMS oli pitkän aikaa menestyksenkäs ja vuodesta 1987 vuoteen 1992 valuuttakurssien keskinäisiä suhteita ei tarvinnut muuttaa ollenkaan. Vuonna 1992 kuitenkin Italian liira oli ensimmäinen valuutta, johon alkoi kohdistua devalvaatiopaineita lukuisten taloushuolien kasautuessa. Samoin tapahtui järjestelmään myöhäisessä vaiheessa liitetulle Iso-Britannian punnalle. Keskuspankit

yrittivät tukea valuuttakurssejaan pitääkseen ne ERM:n sallimalla vaihteluvälillä, mutta lopulta punta ja liira erosivat valuuttakurssijärjestelmästä. Espanja ja Portugali seurasivat pian perässä. (Eichengreen ym. 1993, 51–59.)

Kriisistä huolimatta, ERM-järjestelmä pysyi toiminnassa ja Suomikin liittyi siihen vuonna 1995. Pitkän vakaan kauden jälkeen alkanut nopea myllerrys oli kuitenkin kova isku eurooppalaisille päättäjille, jotka uskoivat, että edellytykset Euroopan yhteiselle rahalle olivat olemassa. Ongelmaksi EMS:n valuuttakurssijärjestelmässä nousi muun muassa maiden erilaiset inflaatiokehitykset ja valuuttakurssin kapean vaihteluvälin kannustama spekulatiivinen valuuttakauppa. (Eichengreen ym. 1993, 58–60.)

## 2.3 Euron käyttöönotto

Ensiaskel Euroopan rahaunionia kohti otettiin jo Bretton Woods -järjestelmän aikaan, kun Euroopassa syntyi toive tiiviistä kauppa-alueesta naapurimaiden kesken. 1964 perustettu Euroopan talousyhteisön jäsenvaltioiden keskuspankkien pääjohtajien komitea (Committee of Governors) on nähty erityisenä aloituspisteenä yhteisvaluuttaan siirtymiselle. (James 2012, 4–6) Se oli tavallisimmin Baselissa kokoontuva Euroopan talousyhteisön keskuspankkien pääjohtajien ryhmä, jonka tavoitteena oli *”käydä neuvotteluja keskuspankkipolitiikan yleisistä periaatteista ja suurista linjoista erityisesti luottoja, rahamarkkinoita ja valuuttamarkkinoita koskevissa asioissa”* (Euroopan yhteisöjen neuvoston päätös 64/300/ETY).

1990-luvulla Euroopassa nousi pinnalle ajatus maan hallituksen ja rahapolitiikan eriyttämisestä. Siihen asti eri maissa hallitus ja keskuspankki olivat tyyppillisesti ottaneet yhteen rahapoliittisissa asioissa, kun keskuspankin tavoitteena oli ollut vakaa valuutta, mutta hallitus oli tavoitellut lyhyemmän aikavälin taloudellista etua. Pääjohtajien komiteassa alettiin viedä ajatusta eteenpäin, suuntaan, jossa rahapolitiikasta tehdään kansainvälistä ja maiden yhteisen edun mukaista. (James 2012, 265.)

Saksan keskuspankin pääjohtaja Karl Otto Pöhl lähti ajamaan Eurooppaa kohti yhteistä keskuspankkia ja rahapolitiikkaa, kun hänet valittiin pääjohtajien komitean puheenjohtajaksi 1989. Hänen näkemyksensä mukaan Eurooppa hyötyi eniten Saksan keskuspankin kaltaisesta hyvin toimivasta ja vakaasta keskuspankista. Hän alkoi koota uusia komiteoita, joiden tehtävänä oli raivata tietä rahaunionille, ja joista lopulta muodostui raamit Euroopan keskuspankin osastojoalle. Täysin uutena komiteana syntyi rahoitusvakauteen keskittynyt ryhmä. Pöhl teki muutoksia, jotka muuttivat pääjohtajien komitean keskustelufoorumista instituutiomaiseksi keskuspankin esiasteeksi. (James 2012, 266–267.)

Vuonna 1992 allekirjoitetulla ja 1993 lopullisesti hyväksytyllä Maastrichtin sopimuksella tuotiin Euroopan instituutiot saman sopimuksen alle Euroopan unioniin ja valettiin samalla pohja rahaliitolle. Vuonna 1994 sovittiin Euroopan rahapoliittisen instituutin (European Monetary Institution) järjestäytymisestä. Se toimisi edeltäjänä Euroopan keskuspankille ja suunnittelisi Euroopan keskuspankkijärjestelmän toimintaa. (James 2012, 318–323.)

Kesäkuussa 1998 perustettiin Euroopan keskuspankki ja Euroopan keskuspankkijärjestelmä, jonka jäseniksi Euroopan Unionin neuvosto hyväksyi aluksi 11. maata, joiden joukossa Suomikin oli. Järjestelmän päätavoitteena oli hintavakaus, joka aluksi tarkoitti täysin olematonta inflaatiota, mutta myöhemmin inflaatiotavoitteen täsmennettiin olevan lähellä mutta alle 2 prosenttia kuluttajahintaindeksistä. Euro otettiin käyttöön tilivaluuttana 1.1.1999. (*10th Anniversary of the ECB*, 8–11.)

Ruotsi liittyi Euroopan Unioniin, mutta ei ottanut käyttöön euroa. Sen sijaan se on omalla valuutallaan toteuttanut hyvin samankaltaista rahapolitiikkaa kuin Euroopan keskuspankki. Hintavakaus ja noin kahden prosentin inflaatio ovat myös Ruotsin keskuspankin tavoitteina. (*Monetary policy in Sweden* 2010.) Maastrichtin sopimuksen nojalla Ruotsi on itse asiassa velvoitettu samoihin taloudellisiin tavoitteisiin kuin euromaat. Se on edennyt euron kolmivaiheisen käyttöönoton kaksi ensimmäistä vaihetta, joissa varmistetaan edellytykset yhteisen valuutan käyttöönotolle. Euron lanseerauksen lähestyessä Ruotsin valtiopäivät päättivät kuitenkin viivästä viimeisen vaiheen toteuttamista. Lopulta vuonna 2003 valtiopäivät järjestivät neuvoa-antavan kansanäänestyksen, jossa kansa äänesti euroa vastaan. Yhdeksi äänestystuloksen syyksi on arvioitu ainakin huolta oman valuuttakurssin ja koron puuttumisesta esimerkiksi äkillistä työttömyyttä vastaan taisteltaessa. (Wetterberg 2009, 452–454.)

Suomen Pankki oli 1990-luvun alussa vielä hyvin kielteisellä kannalla rahaliiton suhteen. Markka nähtiin vahvana ja silloinen rahapolitiikka lähes optimaalisena. Kanta kuitenkin muuttui nopeasti, kun Suomi vajosi lamaan 1991 ja, lähes samanaikaisesti, muista Pohjoismaista Ruotsi ja Norja liittivät valuuttakurssinsa epävirallisesti ECU-koriin. Ruotsin saavuttamat alhaiset korkotasot vaikuttivat houkuttelevilta Suomen korkeisiin korkoihin verrattuna. Muiden pohjoismaiden lähentyessä Euroopan talousyhteisöä todettiin, että olisi outoa jos Suomi jäisi yhteisen talousalueen ulkopuolelle. Rahaliitolla ja taloudellisella yhdentymisellä nähtiin olevan monia positiivisia vaikutuksia. (Kuusterä & Tarkka 2012, 607–615.)

Sekä Suomessa että Ruotsissa asetettiin omat työryhmät arvioimaan rahaliiton merkitystä maidensa taloudelle. Ruotsin työryhmän kanta oli kielteinen, toisin kuin Ruotsin keskuspankin kanta. Suomen työryhmän raportti oli varovaisempi, mutta se löysi positiivisina aspekteina rahaliitolle rahapolitiikan lisääntyvän uskottavuuden ja vakauden. Päätöksestä liittyä rahaliittoon äänestettiin Suomen eduskunnassa hallituksen liittymistiedonannon pohjalta, ja tiedonanto hyväksyttiin äänin 135–61. (Kuusterä & Tarkka 2012, 774–781.)

Euron alkutaival sujui hyvin. Hintavertailu maiden kesken oli entistä helpompaa, inflaatio ja korot alhaisia. Yrityksille oli saatavilla halvempaa rahoitusta ja parempia kasvumahdollisuuksia yhtenäisellä talousalueella. Jäsenmaiden talouskehitys oli hyvin integroitunutta. (*One currency for one Europe* 2006.) Vuonna 2007 alkanut rahoituskriisi kuitenkin paljasti epäkohtia järjestelmässä. David Marsh (2009, 272–277) osoittaa kirjassaan syyttävän sormen EKP:n Saksa-keskeisyyteen, jota kautta osaan muista maista tuli niiden tilanteeseen nähden liian alhaiset korot ja joiden taloudet pääsivät täten ylikuumenemaan. Rahaliit-

toon kuuluvien maiden rahapolitiikka on ulkoistettu EKP:lle, ja niiden tulisi suitsia talouttaan ainoastaan finanssipolitiikalla. Marsh näkee myös Iso-Britannian haluttomuuden siirtyä euroon rahaliiton epätäydellisyytenä. Syyllisiä etsimättä EMU on joka tapauksessa vakavan uudelleenjärjestäytymisen edessä; rahaliitto on jakautunut menestyviin maihin ja kriisimaihin.

## 2.4 Modernit valuuttamarkkinat

Nykyisin maailman valuuttamarkkinat ovat melko vapaat siinä mielessä, että keskuspankit saavat itsenäisesti päättää valuuttansa kellumisesta, rahan määrästä ja rahapolitiikasta. Kansainvälinen valuuttarahasto IMF valvoo valuuttamarkkinoita kurssimanipulaatioiden varalta periaatteen tasolla, mutta käytännössä IMF:n vaikutusvalta on ollut pieni. (Masson 2012, 133,138.)

Käytännössä maiden väliset valuuttakurssit määrittävät kansainvälisillä valuuttamarkkinoilla. Suurimmat kauppapaikat ovat Lontoo ja New York, joista Lontoo kattaa kolmanneksen koko maailman valuuttakaupasta ja New York viidenneksen. Aasian talouskasvun myötä myös Tokion, Singaporen ja Hong Kongin kauppapaikat ovat jatkuvasti kasvattaneet merkitystään. Markkinoiden erikoisuutena on, että ne ovat käytännössä auki 24 tuntia vuorokaudessa arkisin, joskin eri valuutoiden likviditeetti vaihtelee kellonajan mukaan. (Dagfinn, King & Osler 2012.) Kaupanteko on epästandardia, OTC-tyyppistä, ja spot-transaktion lisäksi kauppapaikoilla voidaan tehdä muun muassa futuuri- tai termiinisopimuksia. (Weithers 2006.) Muiden organisaatioiden joukossa kauppa voivat tehdä myös keskuspankit. Niiden intressinä voi usein olla valuuttakurssiheilahteluiden minimoiminen, tai tietyn tason pitäminen. (Moosa & Bhatti 2010, 5.)

Jokaisella valuutalla on oma kolmikirjaiminen koodinsa, kuten Yhdysvaltain dollarin USD tai euron EUR. Valuuttakurssit ilmoitetaan esimerkiksi muodossa EUR/USD, joka tarkoittaa sitä määrää dollareita, joka tarvitaan yhden euron ostamiseen. Valuutoista vaihdetuin on Yhdysvaltain dollari, joka on yhtenä osapuolena 80 % kaikista maailman valuuttakaupoista. Dollarin suuri vaihtomäärä johtuu siitä, että sitä käytetään usein välivaluuttana (vehicle currency), joka toimii välikappaleena kahden muun valuutan vaihdon välissä. Dollarin käytöstä välikappaleena on se hyöty, että valuuttaparien kokonaismäärä pysyy pienempänä ja täten säästetään myös kaupankäyntikuluissa. (Dagfinn ym. 2012.)

## 2.5 Valuuttakurssin määrittäminen ja kurssin ennustaminen

Purchasing power parity, eli ostovoimapariteetti, on jo 1600-luvulla alkunsa saanut teoria, jonka mukaan valuuttakurssien ollessa tasapainossa tuotteen pitäisi olla samanhintainen millä tahansa valuutalla. Tämä tarkoittaa sitä, että os-

tovoimapariteetin vallitessa valuuttakurssit asettuvat niin, että ei ole mahdollista ostaa mitään tavaroita halvemmalla vaihtamalla ensin kotivaluuttaa vierasmaahan valuuttaan. Kaikkien maiden reaalin hintataso on näin ollen sama. Valuuttakurssi heijastaa täten maiden inflaation välistä suhdetta. (Rogoff 1996.)

Todellisuudessa ostovoimapariteetin ei uskota toteutuvan ainakaan lyhyellä aikavälillä. Hyvin pitkällä aikavälillä ostovoimakorjattujen valuuttakurssien on kuitenkin havaittu kulkevan kohti ostovoimapariteettia. Lyhyellä aikavälillä taas vaihtelut tasapainotilasta pois päin ovat suuria ja vaihtelun volatiliiteetti on samaa tasoa kuin nimellisten valuuttakurssien. (Rogoff 1996, 647.)

Frankel (1979) kuvasi ostovoimapariteetin mukaista valuuttakurssin määrittymistä chicagolaisen koulukunnan mukaiseksi määritelmäksi, jonka vastakohtana on keynesiläinen määritelmä. Keynesiläisen näkemyksen mukaan valuuttakurssi kuvastaakin maiden hintatasoerojen sijaan niiden korkoeroja. Kattettu ja kattamaton korkopariteetti ovat iso osa perinteistä valuuttakurssiteoriaa. Ne voidaan molemmat kuvata yhtälöllä:

$$d = \log(1 + r_d) - \log(1 + r_f) \quad (1)$$

jossa  $r_d$  on kotimainen korko ja  $r_f$  on ulkomainen korko. Pariteetin perusteena on ajatus siitä, että kahden eri maan identtisen velkakirjan tuotto täytyy olla sama, kun tuottoa mitataan samassa valuutassa. Jos tämä ei toteutuisi, jäisi sijoittajilta tuottoja saamatta. Termillä  $d$  voidaan katsoa olevan kaksi tulkintaa. Sen voidaan ajatella kuvaavan logaritmoitujen termiinikoron ja spot-koron erotusta, eli diskonttoa. Tällöin on kyseessä *katettu korkopariteetti*, jonka tulee arbitraasin kautta toteutua markkinoilla, joilla ei ole esteitä pääoman liikkeille eikä kaupankäyntikuluja. Jos  $d$  sen sijaan ajatellaan valuuttakurssin odotetuksi muutokseksi, on kyseessä *kattamaton korkopariteetti*. Kattamaton korkopariteetti on realistisempi epätäydellisillä markkinoilla, joilla pääoman kulku ei ole esteetöntä tai esiintyy muita riskitekijöitä. Kattamattoman ja katetun korkopariteetin erotus on epävarmuutta kuvaava riskipremio. Täydellisillä markkinoilla ei ole epävarmuutta, jolloin riskipremio on nolla ja katettu ja kattamaton korkopariteetti yhtä suuret. (Frankel 1979, 611.)

Korkopariteetti implikoi, että valuuttakurssin tulisi pääomamarkkinoiden kautta sopeutua niin, että korkeamman koron maan valuutta heikkenee suhteessa matalamman koron maan valuuttaan, jolloin tuottoerot katoavat. Lothian ja Wu (2011) havaitsivat kuitenkin vuorovaikutussuhteen olleen usein päinvastainen, kun he tutkivat kattamattoman korkopariteetin toteutumista kahden vuosisadan mittaisella aikavälillä. He päättelivät tämän mahdollisesti johtuvan virheellisistä valuuttakurssiodotuksista, jotka korostuivat, kun odotukset muodostuivat diskonttoperiaatteen mukaisesti. Käyttämällä odotuksina eri maiden velkakirjojen pitoperiodien tuottoja, he pääsivät kuitenkin tilanteeseen, jossa kattamattoman korkopariteetin nollahypoteesia ei voitu hylätä. He kuitenkin korostavat, että kattamattoman korkopariteetin ennustevoima on erittäin heikko. Lyhyellä aikavälillä ja pienillä maiden välisillä korkoeroilla valuuttakurssi voi poiketa kattamattomasta korkopariteetista jopa monien vuosien ajan.



Kyky ennustaa valuuttakursseja olisi hyödyllinen esimerkiksi rahoitus-alalla, yritysten riskienhallinnassa tai tutkimuksessa. Luonnollisesti tarkoitukseen on kehitetty lukuisia malleja, joista moni pohjautuu ostovoimapariteettiin tai korkopariteetteihin. Mallien käytännöllisyys on kuitenkin kyseenalainen. (Moosa & Bhatti 2010.)

Meese ja Rogoff (1983) tutkivat lukuisia eri valuuttakurssimalleja ja selvittivät niiden ennustusvoimaa. Testattavina malleina olivat joustavien hintojen Frenkel-Bilson-malli (Bilson 1978; Frenkel 1976), jäykkien hintojen Dornbusch-Frankel-malli (Dornbusch 1976; Frankel 1979) ja viimeistä laajentava Hooper-Morton-malli (1982). Kaikki kolme mallia ovat niin sanottuja monetaarisia malleja, jotka perustuvat siihen, että rahan määrän kasvattaminen nostaa myös valuuttakurssia, kun valuuttakurssia mitataan ulkomaan valuutan hintana kotimaan rahassa. Kotimaiden ja ulkomaiden rahan määrän lisäksi malleissa otetaan huomioon kansantuotteiden-, korkotasojen- ja odotettujen inflaatioiden suhde sekä vaihtotaseet.

Monetaaristen mallien lisäksi Meese ja Rogoff (1983, 7–8) testasivat erilaisen aikasarjamallien ennustustarkkuutta. Testattavissa malleissa oli yhden muuttujan ja monen muuttujan malleja, joissa kokeiltiin eripituisia viiveitä. Mallit estimoitiin puhdistamattoman aineiston lisäksi ennakkosuodatetulla aineistolla. Ennakkosuodatuksessa poistettiin valuuttakurssin muutoksista muun muassa aikatrendejä ja kausittaisia vaihteluita. Vertailukohtana kaikille malleille tutkijat käyttivät random walk, eli satunnaiskulkumallia, jonka mukaan vallitseva spot-kurssi on paras estimaattori kaikille tuleville valuuttakurssin arvoille. Meese ja Rogoff (1983, 7–8) estimoivat satunnaiskulkumallia sekä ilman trendikomponenttia että edellisen kuukauden keskimuutosta trendinä käyttäen.

Yksi mittari, jolla Meese ja Rogoff (1983, 12–17) arvioivat ennusteen tarkkuutta, oli keskineliövirheen neliöjuuri (root mean squared error, RMSE). Yksikään malli ei päässyt millään aikahorisontilla merkittävästi parempaan ennustetarkkuuteen kuin satunnaiskulku. Tasaisimmat virheluvut saavutettiin saksan markan yhden kuukauden kurssilla, mutta muilla horisonteilla ja muilla valuutoilla kaikki mallit hävisivät selvästi satunnaiskululle. Vaihtamalla OLS-estimointi GLS-estimointiin ei saatu muutosta tuloksiin, kuten ei rahan määrän määritelmänkään vaihtamisella. Saatuihin tuloksiin eivät vaikuttaneet myöskään eri tarkasteluajanjaksot. Kuitenkin Meese ja Rogoff (1983, 17) huomauttavat, että vaikka mitkään monimutkaisemmat mallit eivät ennusta valuuttakurssimuutosta paremmin kuin satunnaiskulku, ei senkään ennustetta voi kutsua tarkaksi. Sen alhaisin ennustevirhe yhdellä kuukaudella oli lähes kaksi prosenttia ja korkeimmillaan 12 kuukauden horisontilla 18,3 %.

Mallien epäonnistumisten syiksi Meese ja Rogoff (1983, 17–20) mainitsevat monia mahdollisia perusteita: mallit voivat olla väärin määriteltyjä, otoksessa voi olla estimointia haittaavia virheitä, muuttujissa saattaa tapahtua stokastista liikettä tai niiden muutokset voivat olla epälineaarisia. Malleissa käytettyihin muuttujiin saattoivat erityisesti vaikuttaa 70-luvun öljykriisit. Toisaalta myös monetaaristen mallien käyttämien inflaatio-odotusten arvioiminen on vaikeaa ja saattaa sotkea tuloksia.

Meesen ja Rogoffin (1983) tulos on tavallaan helpottanut valuuttakurssiriskeihin liittyvää tutkimusta. Monet tutkijat, kuten Chamberlain, Howe ja Popper (1997), ovat käyttäneet omassa tutkimuksessaan havaittua valuuttakurssimuutosta kuvaamaan odottamatonta kurssimuutosta. Tämä on perusteltua, koska valuuttakurssien ennustaminen on epävarmaa kaikilla malleilla.

### 3 VALUUTTAKURSSIRISKEILLE ALTISTUMINEN

Valuuttakurssiriski tarkoittaa valuuttakurssin epävarmuutta; riski on se osa valuuttakurssimuutoksista jota ei voida ennustaa. Riskin määrään ei vaikuta valuutan suhteellinen vahvuus, sillä heikkokin valuutta voi olla riskitön ja päinvastoin. (Adler & Dumas 1984, 42.)

Aiemmin ajateltiin, että valuuttakurssiriskille altistutaan, kun yrityksen toimintaan liittyy ulkomaan toimintoja, joiden arvo kotimaan valuutassa on valuuttakurssista riippuvainen (Heckerman 1972). Nykyaikaisemman teorian mukaan valuuttakurssien tulisi vaikuttaa yrityksen arvoon sekä tuonnin että viennin kautta. Riskin suuruus riippuu ulkomaisten kanssa käytävän kaupan suuruudesta ja yrityksen oman kysynnän jouston ja kilpailijoiden välisen ristijouston välisestä suhteesta. Aloilla, joilla kilpailutilanne on kovempi, on usein myös valuuttakurssiriski suurempi. Valuuttakurssiriski on tullut ajankohtaisemmaksi viimeisen 30 vuoden aikana, kun suurista kansallisista yrityksistä on tullut toistensa kansainvälisiä kilpailijoita. (Doidge ym. 2006.)

Teoriassa siis valuuttakurssiriskiä tarkastellaan suppeasti kirjanpidollisesta ja laajemmin taloudellisesta näkökulmasta. Kirjanpidollinen näkökulma keskittyy yrityksen yksittäisten varojen, velkojen ja saatavien arvomuutoksiin, kun valuuttakurssit liikkuvat odottamattomasti. Taloudellinen näkökulma, johon tulen keskittymään, käsittelee yritystä kokonaisuutena ja tarkastelee valuuttakurssin vaikutusta koko yrityksen arvoon transaktioriskin ja kilpailullisen riskin yhteisvaikutuksesta. (Friberg & Nydahl 1999, 56–57.)

Konkretisoidakseen valuuttakurssien kokonaisvaltaista vaikutusta Adler ja Dumas (1984, 41) antavat esimerkin paikallisesta sähköyhtiöstä. Sähköyhtiö myy sähköä paikallisesti, joten sillä ei ole mitään ulkomaan valuutassa mitattavaa myyntiä. Yhtiöllä ei siis ole suoranaista valuuttakurssiriskiä. Kuitenkin heidän asiakkaana olevat yritykset käyvät myös ulkomaankauppaa, ja asiakkaiden menestys riippuu valuuttakurssien kehityksestä. Vientiyritysten sähköntarve riippuu siis viennin määrästä ja täten valuuttakurssista. Sähköyhtiön tulos riippuu jälleen sähkökysynnästä, joka riippuu asiakkaiden viennin määrästä, joka riippuu edelleen valuuttakurssien liikkeistä. Tätä kautta paikallinenkin sähköyhtiö altistuu valuuttakurssiriskille.

Tässä luvussa tarkastelen ensin valuuttakurssiriskin teoreettisia perusteita ja sitten sitä, kuinka yritykset altistuvat valuuttakurssimuutoksille yksilöllisesti ja kuinka sitä tulisi havaita. Lopuksi esittelen myös tapoja joilla yritykset perinteisesti suojautuvat valuuttakurssiriskeiltä.

#### 3.1 Valuuttakurssiriski

Shapiro (1975, 485) lähti hahmottelemaan valuuttakurssiriskiä mallilla, jossa oligopolistinen kahdessa maassa toimiva yritys pyrkii maksimoimaan voittoa

samalla, kun maiden välinen valuuttakurssi vaihtelee toisen maan inflaatiota-son muuttuessa. Aluksi hän tutki tilannetta, jossa maan 1 hintataso vaihtelee, mutta maan 2 pysyy vakiona. Lisäksi yritys valmistaa tuotteita ainoastaan maassa 1, mutta myy niitä molempiin maihin. Shapiro (1975, 485–486) halusi täsmentää valuuttakurssiriskin oikean määritelmän. Perinteisesti vallalla olleen kirjanpidollisen käsityksen mukaan valuuttakurssiriskille altistuvat vain ne erät, joiden arvoon valuuttakurssin muutos suoraan vaikuttaa. Sen sijaan kiinteiden kotimaan varojen ei katsottu altistuvan, koska kotimaan hintatason muuttuessa, niiden nimellinen hinta sopeutuisi täsmälleen päinvastaisesti ja täten kumoaisi vaikutuksen. Se mitä perinteinen kirjanpidollinen näkemys ei ottanut huomioon ex-post valuuttariskianalyysissä oli, että todellisuudessa yrityksen arvo määräytyy sen diskontattujen odotettujen kassavirtojen mukaan ja siihen inflaatiomuutos ja valuuttakurssimuutos vaikuttavat.

Shapiro (1975, 487) määritteli yksittäisen yrityksen tuotteiden kysyntä-käyrän kotimaan valuutalla ilmaistuna muotoon:

$$P_1 = P_1(Q_1, \lambda, f) \quad (2)$$

jossa  $Q_1$  kuvaa määrää,  $\lambda$  tukkuhintaa ja  $f$  valuuttakurssia ilmoitettuna kotimaisen valuutan dollarihintana. Kyseessä oleva yritys pitää päämajaa maassa, jossa on käytössä dollari, joten maan 1 kysyntäkäyrään  $P_1$  sisältyy siksi valuuttakurssikomponentti  $f$ .  $P_1$ :n ja  $Q_1$ :n suhde on negatiivinen, eli kysyntäkäyrä on laskeva. Tukkuhinta  $\lambda$  kuvastaa kotimaista inflaatiota ja mallin mukaan sen suhde kysynnän arvoon on positiivinen, eli hintatason noustessa kysyntä nousee. Valuuttakurssin suhde kysyntään on taas negatiivinen, eli kurssin kasvaessa, tai toisin sanoen kotimaisen valuutan vahvistuessa, tuonnin houkuttelevuus lisääntyy ja kotimaisen kysynnän määrä laskee. Vastaavasti kotimaisen valuutan heiketessä, eli  $f$ :n laskiessa kotimaisten tuotteiden kilpailukyky paranee ja kysyntä kasvaa.

Se, kuinka paljon kotimainen inflaatio vaikuttaa kysyntään riippuu lopulta tuonnin painoarvosta. Jos tuonnilla ei ole jalansijaa markkinoilla, tukkuhintojen muutos voi heijastua suoraan kuluttajahintoihin, jolloin kysyntäkäyrän muutos kumoaa inflaation vaikutuksen. Jos taas tuojilla on suuri markkinaosuus, he voivat päättää hintatasoon sopeutumisen sijasta olla nostamatta omia hintojaan ja täten pienentää inflaation vaikutusta kuluttajahintoihin. Toisaalta Shapiro (1975, 487) huomauttaa empiirisistä tuloksista, joiden mukaan on havaittu korkean inflaation synnyttävän myös nopeaa reaalista kysynnän kasvua. Täten inflaation suhde kysyntään ei ole aivan yksiselitteinen.

Kun yritys valmistaa tuotteita maassa 1 ja vie niitä maahan 2, kysyntäkäyrä  $P_2$  riippuu ainoastaan viennin määrästä  $Q_x$ . Täydellisillä markkinoilla toteutuisi täten  $P_1 f = P_2$ , tai maiden hinnat eroaisivat vain vientikustannusten verran, mutta empiiriset tulokset eroavat mallin lopputulemasta. Markkinoiden tulisi tasapainottua niin, että arbitraasimahdollisuutta identtisten tuotteiden välillä ei synny, mutta usein markkinoilla on keinotekoisia rajoitteita, jotka estävät hintojen sopeutumisen. Toisaalta yritysten hinnoittelupolitiikasta on ha-

vaittavissa, että ne hinnoittelevat tuotteensa eri markkinoille muista markkinoista riippumatta. (Shapiro 1975, 489–490.)

Kustannusfunktion (3) komponentteina on kokonaistuotanto, tukkuhinnat ja valuuttakurssi:

$$C_1 = C_1(Q_1 + Q_x, \lambda, f) \quad (3)$$

Ne kaikki vaikuttavat positiivisesti kysyntään. Kustannukset siis kasvavat, kun kokonaistuotanto kasvaa, inflaatio nousee tai paikallinen valuutta vahvistuu, eli  $f$  nousee. Tämän lisäksi Shapiro (1975, 490) määritteli, että yhtiön käyttämät panokset ovat sekä paikallisia että tuotuja ja osittain keskenään korvattavissa, joten inflaation kasvaessa panosten suhdetta pystytään muuttamaan niin, että yhtiön kustannukset eivät nouse inflaation kanssa samaa tahtia. Vastaavasti valuuttakurssin heikkeneminen siirtää osittain painoa paikallisiin panoksiin ja ei täten näy niin vahvasti yrityksen kustannuksissa.

Kysyntäfunktion ja kustannusfunktion määrittelyään Shapiro (1975, 491–493) alkoi tutkia inflaation ja devalvaation vaikutuksia yrityksen kannattavuuteen. Molempien vaikutus riippuu yrityksen tuotannon rakenteesta ja sen viennin ja tuonnin määrästä. Kotimarkkinoita painottava yritys hyötyy inflaatiosta, jos sen ulkomaiset kilpailijat eivät liikaa pyri laskemaan markkinahintaa. Sen sijaan vientipainotteisten yritysten kannattavuus kärsii inflaatiosta. Toisaalta taas yritys joka käyttää pääosin paikallisia panoksia tuotannossa, luultavasti menettää voittoja inflaation noustessa. Valuutan devalvoituessa taas tilanne on lähes päinvastainen: vientiyritysten kannattavuus paranee ja kotimaihin keskittyneiden yritysten huononee, kun taas kotimaisia panoksia käyttävät yritykset hyötyvät devalvaatiosta.

Shapiro (1975, 493–494) totesi, että kelluvilla valuuttakursseilla maiden inflaatiot ja valuuttakurssi ovat usein tiiviisti toisiinsa linkittyneitä. Tämän perusteella hän lähti tutkimaan niiden yhteisvaikutusta yrityksen kannattavuuteen. Hän tutki mallinsa avulla millä tavalla inflaatio-devalvaatio-sykli vaikuttaisi yrityksen kannattavuuteen. Shapiro (1975) ei päässyt niin yksiselitteisiin päätelmiin kuin inflaatiota ja devalvaatiota erikseen tarkastellessaan. Syklin vaikutukset yrityksen kannattavuuteen riippuvat pitkälti kysyntä- ja kustannusjousujen suhteesta valuuttakurssin ja inflaation muutokseen. Toisaalta vaikutusten monimutkaisuutta lisäisi myös, jos otettaisiin huomioon rahan aika-arvo. Esimerkiksi kotimaahan keskittynyt yritys, jonka voitot kasvavat inflaatiovaiheen aikana ja pienenevät devalvaation kautta samassa suhteessa, jäisi aika-arvon huomioon ottaen kuitenkin parempaan tilanteeseen kuin sykliä ennen.

Kun Shapiro (1975, 495) laajensi malliaan käsittämään sellaista monikansallista yritystä, joka valmistaa tuotteita sekä maassa 1 että maassa 2, hän havaitsi inflaation ja valuuttakurssin vaikutuksen pienenevän. Olettaen, että yritys pystyy siirtämään tuotantoaan olosuhteiden muuttuessa melko saumattomasti maasta toiseen, ja pystyy reagoimaan markkinamuutoksiin viiveettä, molemmissa maissa tuottava monikansallinen yritys on vähemmän altis inflaation ja valuuttakurssin muutoksille kuin yhdessä maassa tuottava.

Shapiro (1975, 500–501) veti yhteen, että valuuttakurssin vaikutus yrityksen kannattavuuteen riippuu talouden sektorista, jossa yritys toimii. Lisäksi tulee ottaa huomioon tuotannon rakenne valuuttakurssivaikutuksia arvioitaessa. Valuuttakurssimuutoksella saattaa olla esimerkiksi yllättävä vaikutus, jos yrityksellä on tuotannossaan suuret mittakaavaedut. Lopuksi hän totesi, että inflaation ja valuuttakurssivaihtelun vaikutukset ovat suuremmat kuin mitä kirjanpidollinen näkemys antaa ymmärtää ja valtioiden tulisi ottaa tämä huomioon tehdessään talouspäätöksiä globalisoituvassa maailmassa.

### 3.2 Yksilöllinen altistuminen valuuttakurssiriskille

Yksinkertaisin esitys valuuttakurssiriskille altistumisesta saadaan, kun yrityksen jonkin tulevan ajankohdan arvo  $\tilde{X}$  jaetaan kahteen komponenttiin (Dumas 1978, 1020):

$$\tilde{X} = \tilde{Z} + B\tilde{S} \quad (4)$$

Yrityksen arvoa kuvaavassa yhtälössä  $\tilde{S}$  on spot-valuuttakurssi ja  $\tilde{Z}$  siitä lineaarisesti riippumaton satunnaismuuttuja. Näin kerroin  $B$  kuvastaa valuuttakurssiriskille altistumisen määrää kyseessä olevalla tulevaisuuden hetkellä.

Adler ja Dumas (1984, 42) määrittelevät valuuttakurssiriskille altistumisen mittaamiselle kolme tärkeää ominaisuutta:

1. Altistumista tulisi mitata käsiteltävän valuuttakurssin valuutan määrällisenä, eli mittarin tulee olla rahamääräinen.
2. Mittarin tulisi olla sellainen ominaisuus, jonka kaikki voivat omistaa.
3. Mittarin tulisi olla sellaisessa tutkittavassa muodossa, että siitä pystytään ensiksi tekemään havaintoja ja sitten määritellyltä valuuttakurssiriskille altistumiselta voidaan suojautua jollakin toisella rahoitusinstrumentilla.

Valuuttakurssiriskille altistumisen määritelmä on hyvin aikaan sidottu, koska siltä suojaavat arvopaperit ovat kaupankäynnin kohteena vain tietyn ajan ja myös itse altistuman koko voi muuttua ajan kuluessa. Tämän aikariippuvaisuuden takia valuuttakurssiriskille altistumista ei olekaan käytännössä parasta kuvailla rahamääränä, vaan jonkinlaisena regressioanalyysin kautta saatuna kertoimena. Varat voivat altistua samanaikaisesti monelle eri valuuttakurssille, ja parhaiden tulosten saamiseksi regressiossa tulisi olla selittävinä muuttujina useampia valuuttakursseja. (Adler & Dumas 1984, 43–44.)

Adler ja Dumas (1984, 48) vertaavat valuuttakurssiriskille altistumista CAP-mallin mukaiseen beta-kertoimeen. Beta kertoo yrityksen riskistä suhteessa markkinariskiin. Se on kerroin, joka saadaan kun arvopaperin ja markkinaindeksin välistä suhdetta tutkitaan regressoimalla. He myös huomauttavat, että toiselta kantilta katsottuna beta-kertoimen voidaan ajatella kertovan arvo-

paperin altistumisesta markkinoille. Tutkijat näkevät, että valuuttakurssiriskille altistuminen ei eroa oleellisesti betasta ja sen mittaaminen onkin yksinkertaisinta suorittaa regressoimalla arvopaperin arvoa eri valuuttakurssien suhteen. Saadut kertoimet kertovat kunkin valuuttakurssin muutoksille altistumisesta. Adler ja Dumas (1984, 48) kuitenkin lisäävät, että koska riskille altistuminen muuttuu ajan suhteen, tulisi käytännön tutkimuksessa kuitenkin sekä ottaa huomioon. Yrityksen arvo saattaa altistua jollakin hetkellä valuuttakurssiriskille ja toisella taas olla täysin korreloimaton valuuttakurssin suhteen (Dumas 1978, 1020).

Vaikka joidenkin varojen arvot eivät olisikaan riippuvaisia minkään ulkomaisen valuutan heilahteluista, voivat ne silti altistua kotimaiselle valuuttariskille (Adler & Dumas 1984, 46; Eaker 1981, 419–420). Eaker (1981, 419–420) antaa esimerkin yhdysvaltalaisesta ja ranskalaisesta toimijasta. Yhdysvaltalainen ostaa tuotteen ranskalaiselta ja sitoutuu maksamaan hänelle 100 000 frangia jonakin tulevana ajankohtana. Yksinkertaisesti tarkasteltuna yhdysvaltalais-toimija altistuu tilanteessa valuuttakurssiriskille, koska tuleva vaihtokurssi dollariin ja frangin välillä ei ole varma. Ranskalainen sen sijaan tulee joka tapauksessa saamaan 100 000 frangia ja hänen positionsa on täten näennäisen riskitön. Kuitenkin Eaker (1981, 420) huomauttaa, että jos dollari vahvistuu frangiin nähden ja ranskalainen on halukas kuluttamaan dollariarvoisia hyödykkeitä, on hänen ostovoimansa todellisuudessa laskenut. Ranskalaisen yhdysvaltalaiselta saaman maksusuorituksen nimellinen arvo ei ole alttiina valuuttariskille, mutta sen reaalin arvo on. Tästä syystä Eaker (1981, 425–426) toteaaakin, että tutkimukset, jotka perustuvat johonkin riskittömään varallisuuteen, eivät ole luotettavia ilman oletusta ostovoimapariteetin pitävyydestä.

### 3.3 Rahoitusvälineet suojautumiskeinona

Johdannaiset ovat arvopapereita, joiden arvon määrittäjänä on jokin toinen arvopaperi, indeksi, raaka-aine, tai valuuttojen kohdalla: valuuttakurssi. Niiden suojauskäyttö ihannetilanteessa perustuu siihen, että yritys ostaa sellaisen johdannaisen, jonka tuotto riippuu suojattavaan kohteeseen verrattuna käänteisesti valuuttakurssista. Jos esimerkiksi jonkin ulkomaankaupan arvo laskee valuuttakurssin heiketessä, niin sitä suojaavan johdannaisen tuotto vastaavasti nousee, jolloin arvonmuutokset kumoavat toisensa ja valuuttakurssin muutoksen kokonaisvaikutus liiketoimen arvoon on nolla.

Johdannaisten käyttö alkoi lisääntyä 1990-luvulla ja uusia johdannaistyypppejä tulee jatkuvasti markkinoille. Riskiltä suojautumisen lisäksi johdannaiset mahdollistavat lisäriskin ottamisen; johdannaisarvopapereiden monimuotoistuksessa ja yritysten johdannaissalkkujen kasvaessa on yhä vaikeampaa arvioida organisaation kokonaisaltistumista valuuttakurssiriskille. (Alkebäck & Hagelin 1999, 105.)

Johdannaisten lisääntynyt käyttö on aiheuttanut huolta tutkijoissa ja valvovissa viranomaisissa, koska niiden vaikutuksia yritysten talouteen on vaikea

ennustaa. Tämän johdosta Allayannis ja Ofek (2001) lähtivät tutkimaan käyttävätkö yritykset johdannaisia suojautumiskeinona vai spekulatiivisessa tarkoituksessa. He tutkivat mitkä kriteerit ajavat yritykset käyttämään johdannaisia ja toisaalta, mitkä seikat vaikuttivat johdannaiskaupan määrään.

Allayannis ja Ofek (2001, 275–286) havaitsivat, että yritykset sitä todennäköisemmin ajautuvat käyttämään johdannaisia mitä suurempia ne ovat, mitä suurempi niiden tutkimus- ja kehitysbudjetti on, ja mitä enemmän ne altistuvat valuuttakurssiriskille kansainvälisen kaupan kautta. Sen sijaan tutkijat havaitsivat, että johdannaiskaupan suuruuteen vaikutti ainoastaan yrityksille estimoidun valuuttakurssiriskille altistumisen määrä. Tutkijat päättelivät tuloksensa viittaavan siihen, että yritykset käyttävät johdannaisia pääosin riskienhallintaan. Lisäksi he vahvistivat, että johdannaisten käyttö ja valuuttakurssiriskille altistuminen korreloivat negatiivisesti keskenään, eli johdannaiset laskevat yrityksen altistumista riskille, kuten niiden on tarkoituskin. Bartram ym. (2010, 168) arvioivat johdannaisten suojausvaikutukseksi keskimäärin 11,5 %. Sen sijaan Hagelin ja Pramborg (2004, 14–15) estimoivat johdannaisten käytön laskevan yrityksen altistumiskerrointa noin 0,25 verran, joka on hieman merkittävämpi vaikutus, kuin mitä Bartram ym. (2010) arvioivat.

Toinen suojautumiskäyttöön käytetty rahoitusväline on ulkomainen laina. Sillä voi suojautua transaktioriskiltä, jos yrityksellä on tuloja vieraasta maasta. Velkaa voi maksaa takaisin vieraasta maasta saatavilla tuloilla, jolloin kyseisiin saataviin ei liity valuuttakurssiriskiä. Luonnollisesti ulkomainen lainanotto ei suojaa valuuttakurssin heilahteluilta, jos yrityksen altistuminen valuuttakurssiriskille liittyykin kuluihin. Silloin altistuminen vain kasvaisi. (Kedia & Mozumdar 2003, 524.)

Kedia ja Mozumdar (2003, 521–522) havaitsivat, että vuosien 1983 ja 1998 välissä yhdysvaltalaisyriyten lainanotto vieraassa valuutassa oli kasvanut räjähdysmäisesti. Ulkomaisen velan ottamiseen voi olla monia syitä, mutta tutkijat lähtivät tutkimaan voisiko kyseinen kasvanut kiinnostus liittyä valuuttakurssiriskeiltä suojautumiseen. He päätyivät toteamaan, että yritysten valuuttakurssiriskille altistumisen määrä ja niiden ottaman ulkomaisen velan määrä korreloivat keskenään. Täten he päättelivät, että ulkomaisen velan ottaminen on todella yksi yritysten käyttämä keino valuuttakurssiriskiltä suojautumiseen, ja se tulisi ottaa huomioon arvioitaessa kokonaiskuvaa yritysten riskienhallinnasta.

Ulkomaisella lainalla on estimoitu olevan merkittävä suojautumisvaikutus. Bartram ym. (2010, 164.) arvioivat, että ulkomaisella lainalla voidaan valuuttakurssiriskille altistumista laskea keskimäärin 25 %. Se olisi täten huomattavasti tehokkaampi suojautumiskeino kuin johdannaiset. Myös Hagelin ja Pramborg (2004, 14–15) totesivat ulkomaisen lainan olevan tehokas suojautumiskeino, joskaan heidän tulosten mukaan ei yhtä tehokas kuin johdannaiset.



### 3.4 Toiminnallinen suojauminen

Yritys voi suojautua valuuttakurssiriskiltä myös puhtaasti liiketoimintansa järjestelyillä. Esimerkkinä voi olla tilanne, jossa yritys vie tuotteitaan johonkin maahan, jossa sillä ei ole omaa toimintaa, vaan se ostaa varastointi- ja jakelupalvelut paikalliselta toimijalta. Näiden palveluiden hintaan liittyy valuuttakurssiriski, koska ne maksetaan ulkomaisessa valuutassa. Yritys voisi vähentää tätä riskiä perustamalla oman jakeluketjun maahan tai jopa siirtämällä tuotannon kokonaan kohdemaahan.

Allayannis ym. (2001) tutkivat toiminnallisen suojautumisen tehokkuutta. Ei ole saatavilla kattavaa tietoa siitä kuinka paljon yritykset tietoisesti pyrkivät vähentämään valuuttakurssiriskille altistumista järjestelemällä toimintojaan, mutta Allayannis kollegoineen arvioivat suojautumisen laajuutta neljällä eri kriteerillä. Ensimmäinen kriteeri oli, kuinka monessa maassa yritys operoi. Toiseksi he katsoivat kuinka monella ”laajalla talousalueella” yrityksellä oli toimintoja. Viimeisinä kriteereinä oli yrityksen haarojen jakautuminen maittain ja maanosittain.

Tutkijat hyödynsivät Jorionin (1990) kaltaista mallia, jolla he estimoivat altistumiskertoimen aineistonsa yrityksille. Tätä kerrointa he käsittelivät uudella regressiolla, jossa altistumista selitettiin heidän neljällä kriteerillään. Heidän tuloksenaan oli kuitenkin, että toiminnallinen suojauminen ei itse asiassa ole tehokasta, sillä se ei laskenut valuuttakurssiriskille altistumista. Sen sijaan Allayannis ym. (2001, 393–394) havaitsivat, että kansainväliset yritykset käyttävät muita todennäköisemmin rahoitusinstrumentteja suojautumiseen ja kyseinen suojautumiskeino on huomattavasti tehokkaampi kuin toiminnallinen suojauminen.

Bartram ym. (2010, 153–164) arvioivat toiminnallisen suojautumisen laskevan valuuttakurssiriskille altistumista 8,7–16,1 %, yrityksen ulkomaisten varojen määrästä riippuen. He kuitenkin huomauttavat tämän suojautumiskeinon olevan luonteeltaan huomattavan erilainen rahoitusinstrumentteihin verrattuna. Toiminnallisen suojautumisen toimeenpano on aikaavievää, sen hallinta on vaikeampaa ja suojauksen poistaminen on suuritöistä ja mahdollisesti kallista. Rahoitusinstrumenteilla aloitusmaksut ovat usein edullisempia ja suojauksen suunnan voi halutessaan kääntää verrattain nopeasti.

Toiminnallisella suojautumisella on Choin ja Jiangin (2009, 1980–1981) mukaan suuri merkitys yrityksen valuuttakurssiriskille altistumiseen. Sen lisäksi että suojauskeino alentaa altistumista, se myös vaikuttaisi kasvattavan yrityksen osakkeen vuosittaista tuottoa. Tutkijat arvioivat toiminnallisen suojauksen olevan luonteeltaan pitkäaikaista, sillä se suojaa myös kysynnän epävarmuudelta.

Toiminnalliseen suojaukseen rinnastettavana suojautumiskeinona voi olla myös valuuttakurssiriskin siirtäminen asiakkaille. Valuuttakurssin muuttuessa yritys voi muuttaa tuotteensa hintaa niin, että valuuttakurssin muutos kumou-

tuu (pass-through). Tämän suojautumiskeinon tehokkuus ja kannattavuus tosin riippuu vahvasti markkinoiden kilpailutilanteesta. (Bartram ym. 2010, 152–153.)

Bartram ym. (2010, 163) arvioivat, että valuuttakurssiriskille altistumista voidaan vähentää keskimäärin 16,3 %, kun hintoja sopeutetaan valuuttakurssin muuttuessa. Toisaalta, jos yrityksen tuote on helposti korvattavissa toisella, jää hinnanmuutoksen vaikutus alle kymmeneen prosenttiin, koska yrityksellä on suurempi vaara menettää markkinaosuuttaan.

### 3.5 Yritysten suojautumiskäytännöt

Suojautumiskeinojen käytöstä yrityksissä on tehty kyselytutkimusta Suomessa (Hakkarainen ym. 1998) ja Ruotsissa (Alkeback & Hagelin 1999; Alkeback ym. 2006). Suojautumiskäytäntöjä on mielenkiintoista tarkastella, koska jo pyrki- myksistä valuuttakurssiriskiltä suojautumiseen voidaan päätellä, että yrityksissä pelätään valuuttakurssimuutosten vaikuttavan jollakin lailla niiden liiketoi- mintaan ja mahdollisesti yrityksen osakkeen markkina-arvon.

Hakkarainen ym. (1998) selvittivät vuoden 1995 aikana kyselytutkimuk- sella suomalaisten monikansallisten yhtiöiden suojautumiskäytäntöjä. Suoma- laiset yritykset hyödynsivät tuolloin vielä verrattain vähän kansainvälisten rahoitusmarkkinoiden palveluita, mutta kyselyn mukaan kuitenkin suurin osa yrityksistä pyrki suojautumaan valuuttakurssiriskiltä. Suurella osalla yrityksis- tä oli olemassa käytännöt valuuttakurssimuutosten varalta ja altistumista hallitiin pääosin sisäisesti, niin että ulkomaille suuntautuvia velkoja kohtaan suun- nattiin samasta maasta tulevia saatavia. Ylijäävää altistumaa suojattiin lopulta rahoitusinstrumenteilla. Pääosin yrityksissä pyrittiin suojautumaan transak- toriskeiltä, jotka ovat valuuttakurssiriskityypeistä helpoimmin hallittavissa.

Alkebackin ja Hagelinin (1999, 109–111) vuonna 1996 tekemään tutkimuk- seen vastanneista 163 ruotsalaisyrityksen rahoituspäälliköstä 52 % kertoi yri- tyksensä käyttäneen johdannaisia. Tutkijat havaitsivat käyttöasteen olleen kor- keampi kuin mihin aiemmin Yhdysvalloissa toteutetussa kyselyssä oli päädyt- ty. Johdannaisten käyttö lisääntyi yrityksen koon kasvaessa. Tämän Alkeback ja Hagelin huomauttavat olleen odotettua, koska johdannaisten käyttöön liittyy suuria skaalaetuja. Johdannaiskaupan minimikaupakoot ovat niin suuria, että ne eivät ole kannattavia pienimmille yrityksille. Järjestyksessä eniten johdan- naisia käytettiin teollisuudessa, perusteollisuudessa ja palvelusektorilla.

Johdannaisia käyttävistä yrityksistä 93 % käytti valuuttakurssijohdannai- sia ja suurin osa niistä pyrki suojaamaan niillä transaktioita, joiden toteutumi- seen on alle vuosi. Yritykset käyttivät melko tasaisesti termiini-, futuuri- ja swap-sopimuksia valuuttakurssiriskeiltä suojautumiseen. Optioiden käyttö oli vähäisempää. Havaittiin myös, että suuret yritykset suosivat pääosin OTC- kaupankäynnin kautta ostettavia termiinejä ja keskisuuret sen sijaan futuureja. (Alkeback ja Hagelin 1999, 109–111.)

Vuonna 2003 Alkeback ym. (2006) toteuttivat tutkimuksen uudestaan ja havaitsivat johdannaisten käytön ruotsalaisissa rahoitusalan ulkopuolisissa yri-

tyksissä nousseen 59 prosenttiin. Tähän vaikutti huomattavasti pienten ja keskisuurten yritysten lisääntynyt aktiivisuus johdannaismarkkinoilla. Lähes tuplasti suurempi osa pienistä ruotsalaisyrityksistä käytti johdannaisia vuonna 2003 kuin 1996. Keskisuurten yritysten joukossakin johdannaisia käyttävien osuus oli kasvanut yli puolella. (Alkebäck ym. 2006, 104–105.) Johdannaisten käyttötarkoitus pysyi melko muuttumattomana Ruotsissa 2003, verrattuna aikaisempaan; 90 % yrityksistä käytti yhä johdannaisia valuuttakurssiriskeiltä suojautumiseen ja suurin osa pyrki nimenomaan suojaamaan lähestyviä transaktioita. Käytetyissä instrumenteissa futuurien suosio oli kasvanut seitsemässä vuodessa. (Alkebäck ym. 2006, 105–107.)

Aikaisempaan tutkimukseensa verrattuna Alkebäck ym. (2006, 109) kysyivät nyt myös suojautumisen tavoitteista ja suurin osa yrityksistä kertoi tärkeäksi tavoitteekseen kirjanpidollisten tuottojen vaihtelun minimoinnin. Vastaavasti johdannaisia käyttämättömiltä yrityksiltä kysyttiin nyt miksi ne eivät käy johdannaiskauppaa. Yli puolella niistä oli merkittävänä syynä se, että ne eivät kokeneet olevansa tarpeeksi altistuneita riskille. (Alkebäck ym. 2006, 106.)

Bartram ym. (2010, 169) päätyivät kattavassa tutkimuksessaan toteamaan, että yritykset vaikuttavat olevan melko tietoisia altistumisestaan valuuttakurssiriskeille. He arvioivat, että kaikkia suojautumiskeinoja hyödyntäen yritykset voivat laskea altistumistaan jopa 70 %. Tämä saattaa heidän mukaansa heijastua tutkimuksiin odottamattoman pieninä havaittuina altistumiskertoina.

## 4 AIKAISEMPI TUTKIMUS

Altistumistutkimusta suunniteltaessa täytyy päättää mitä mittareita käytetään kullekin muuttujalle. Yksi tärkeistä päätöksistä on se, millä mitataan yhtiön arvoa. Mittarina on yleensä käytetty yhtiön osakkeen hintaa, tai tarkemmin, hinnan muutosta mittaavaa osaketuottoa. Valintaa perustellaan sillä, että osakkeen arvo on koko ajan ajantasainen ja se reagoi uuteen tietoon välittömästi (Jorion 1990). Tutkimuksesta riippuen osaketuotot ovat olleet joko yksittäisten firmojen tuottoja (esim. Jorion 1990; Doidge ym. 2006) tai toimialaindeksien tuottoja (esim. Koutmos & Knif 2011). Dominguez ja Tesar (2006) laajensivat tutkimustaan tarkastelemalla sekä yhtiötason että toimialatason kuin myös markkinatason osaketuottoja.

Jotkin tutkimukset ovat käyttäneet osaketuottojen tilalla yrityksen kassavirtaa. Kassavirran käyttö on perusteltua Leen ja Jangin (2010, 703) mukaan siksi, että teoriassa yrityksen arvo on sen nykyisten ja tulevien kassavirtojen nykyarvo. Osakkeen arvoon verrattuna kassavirtaan ei kuitenkaan liity markkinanäkemyistä. Osakkeen hintaan saattaa liittyä jo markkinoiden arvio yrityksen altistumisasteesta valuuttakurssiriskille. Myöskään yrityksen suojaustoimenpiteiden käyttö ei näy kassavirroissa ja täten estä paljastamasta yrityksen koko altistumaa.

Kassavirran käyttöön selitettävänä muuttujana liittyy se huono puoli, että aineistoa on usein vaikeampi kerätä, sitä ei julkaista yhtä tiheästi kuin osakursseja ja kassavirralla ei ole valmiina mitään kontrollimuuttujaa, kuten osakkeille on markkinaindeksi. (Lee & Jang 2010, 703.)

Toinen tärkeä valinta tutkimusta suunniteltaessa on, mitä valuuttakurssia käytetään. Monissa, etenkin Yhdysvaltojen aineistolla tehdyissä, tutkimuksissa on käytetty valuuttakurssina kaupankäynnin määrän mukaan painotettua yhdistelmävaluuttakurssia (trade-weighted), mutta siitä saattaa tulla ongelmia valuuttakurssiriskiä arvioitaessa, jos jokin yritys käy kauppaa vain muutamalla kyseisen korin valuutalla (Dominguez & Tesar 2006). Tällöin yrityksen valuuttakurssiriski saattaa tulla aliarvioituksi. Tämän ongelman takia Dominguez ja Tesar (2006) tarkastelivat vaihtoehtoisia valuuttakursseja. He ottivat kaupankäyntipainotetun valuuttakurssin rinnalle Yhdysvaltain dollarin ja suurimman kauppakumppanin kotivaluutan, ja vertailivat valuuttakurssiriskin määrää eri valuuttakursseilla.

Dominguez ja Tesar (2006) toteavat tuloksistaan, että kaupankäyntipainotettu valuuttakurssi ei välttämättä ole yksinään riittävä, mutta toisaalta mikään vaihtoehtoistakaan valuutoista ei välttämättä ole yksittäiselle yritykselle kaikkein kuvaavin. Tämän takia Dominguez ja Tesar (2006) koostivat myös jokaiselle teollisuuden alalle oman valuuttakurssinsa. He kuitenkin huomasivat, että tällaisellakaan valuuttakurssilla ei saatu paljoa dollarin aiheuttamasta valuuttakurssiriskistä poikkeavaa altistumista. Tuloksen he arvelivat johtuvan joko siitä, että kansainvälinen kauppa ei todella lisää valuuttakurssiriskiä, tai että heidän teollisuusaloittainen valuuttakurssinsa oli väärin määritelty. Jälkimmäinen seli-

tys on todennäköisin, koska he huomasivat, että toimialan sisällä noin puolet yrityksistä sai negatiivisen altistumiskertoimen ja puolet positiivisen. Tämä tarkoittaa sitä, että valuuttakurssiriskille altistuminen on hyvin yksilöllistä yksittäisten toimialojenkin sisällä.

Myös Priestley ja Ødegaard (2007) käsittelivät omassa tutkimuksessaan valuuttakurssin valintaa. He toistivat tutkimuksen sekä kahdenvälisillä valuuttakursseilla että valuuttakoreilla ja totesivat, että valuuttakorin kurssimuutos ei saanut esiin valuuttakurssiriskille altistumista heidän tutkimusaineistollaan. Myös Griffin ja Stulz (2001, 234–235) kokeilivat tutkimuksessaan vaihtaa kahdenväliset valuuttakurssit valuuttakoriin, mutta he eivät saaneet merkitseviä eroja lähestymistapojen välille.

Fraser ja Pantzalis (2004, 265–270) käyttivät tutkimuksessaan valuuttakoria, mutta he eivät ottaneet pelkästään valmista keskuspankin kokoamaa koria, vaan he kokosivat jokaiselle tutkimuksensa yhdysvaltalaisyrittäjälle myös yksilöllisen valuuttakorin – samaan tapaan kuin Dominguez ja Tesar (2006) kokosivat toimialoille. Valuutat valittiin koriin sen mukaan missä maissa yrityksellä on omaa toimintaa. Koreista tehtiin kaksi eri tavalla painotettua versiota: tasaisesti painotettu ja toiminnan laajuuden mukaan painotettu. Yksilölliset valuuttakorit saivat esiin enemmän altistumista kuin ainoastaan Yhdysvaltain suurimmat vaihtokumppanit huomioiva MAJCUR-indeksi. Laajempi BROAD-indeksi sai esiin vielä yksilöllisiä valuuttakoreja suuremman joukon valuuttakurssiriskille altistuneita yrityksiä. Fraser ja Pantzalis (2004) päättelevätkin, että tulokset riippuvat paljon käytetyistä valuuttakoreista ja niihin sisältyvistä valuutoista. He pohtivat, että mahdollisesti kaikki yritykset altistuvat jollekin valuuttakurssiriskille, vaikka ne toimisivatkin vain kotimaassaan.

Tutkimuksissa on usein ollut osaketuottoja selittävänä muuttujana myös jokin markkinaindeksi. Dominguez ja Tesar (2006) kiinnittivät erityistä huomiota myös markkinaindeksin valintaan, koska valuuttakurssiriski lasketaan usein niin, että markkinoiden vaikutus on otettu huomioon ja täten tällä *markkinoiden edustajalla* voi olla suurikin merkitys tuloksiin. Monesti CAPM-mallissa käytetään markkina-arvopainotettua markkinaindeksiä, mutta aikaisemmassa tutkimuksessa on pohdittu, että se saattaa painottaa liikaa suuria yrityksiä, jotka harjoittavat paljon riskienhallintaa. Tutkijat arvioivat, että se ei välttämättä sopisi tutkimukseen, jossa on tarkoitus tarkastella valuuttakurssiriskin vaikutuksia yrityksen kannattavuuteen. Tämän takia Dominguez ja Tesar (2006) vertailivat keskenään markkina-arvopainotettua indeksiä, tasapainoista indeksiä, ja lisäksi kansainvälistä indeksiä sillä perusteella, että se saattaisi kuvata parhaiten kansainvälisesti toimivien yritysten todellisia markkinoita. Tuloksista he huomasivat, että kansainvälinen indeksi selitti huonosti yritysten tuottoja (alhainen  $R^2$ ), joten he päätyivät käyttämään omissa tutkimuksissaan kansallisia indeksejä. Markkina-arvopainotetulla ja tasapainotetulla indeksillä saaduissa tuloksissa ei lopulta ollut merkittäviä eroja.

Markkinaindeksin voi myös korvata perustellusti jollakin täysin erityyppisellä indeksillä. Griffin ja Stulz (2001, 220) toteuttivat tutkimuksensa toimialatason aineistolla, joka oli kerätty kuudesta eri maasta. He korvasivat regressio-

mallissaan tavanomaisen markkinaindeksikomponentin ulkomaan vastaavan toimialan indeksillä. USA:n kohdalla vastaava toimiala otettiin Japanista ja muiden maiden kohdalla USA:sta. Tällaisella menetelmällä tutkijat ajattelivat ottavansa huomioon toimialan sisäiset shokit. Heidän ajatuksenaan oli, että toimialat ovat rakenteeltaan yhtenevät maasta riippumatta ja vieraan maan toimialaindeksin ottaminen selittäväksi muuttujaksi kontrolloisi tätä yhteyttä.

#### 4.1 Käytetyt mallit ja menetelmät

Valuuttakurssiriskin ja osakemarkkinoiden suhdetta on tutkittu pääasiassa kahdelta kannalta. Suurin osa tutkimuksista tutkii regressiomallein sitä, altistuuko yksittäisen osakkeen, toimialan tai koko markkinan tuotto valuuttakurssimuutoksille, eli aiheuttaako valuuttakurssin heilahdus liikkeitä osakekursseissa. Toisessa tutkimustavassa hyödynnetään arvopapereiden hinnoittelumalleja, joiden avulla tutkitaan, onko valuuttakurssikomponentti tilastollisesti merkitsevä hinnoittelutekijä. Näihin hinnoittelumalleihin keskittyviin tutkimuksiin en syvenny joitakin tuloksia lukuun ottamatta, koska oma tutkimukseni keskittyy osakemarkkinoista estimoituun altistumiseen.

Jorionin (1990) tutkimusta pidetään alan merkkiteoksena. Hän tutki yhdysvaltalaisien monikansallisten yritysten valuuttakurssille altistumista Adlerin ja Dumasin (1984) tutkimuksesta alkunsa saaneella regressiomallilla, jota on sittemmin käytetty myös muissa tutkimuksissa ja jota on jatkettu edelleen kehittyneemmiksi malleiksi. Jorionin (1990) perusregressiomalli on muotoa:

$$R_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}R_{st} + \beta_{2i}R_{mt} + \eta_{it} \quad (5)$$

jossa yhtiön  $i$  osaketuottoja  $R_{it}$  regressoidaan valuuttakurssimuutoksen  $R_{st}$  ja markkinaindeksimuutoksen  $R_{mt}$  suhteen. Markkinatuoton mukaan ottaminen tarkoittaa, että kerroin  $\beta_{1i}$  kuvaa valuuttakurssiriskille altistumista yli markkinoiden altistuman. Jos kertoimen arvoksi tulee nolla, yritys voi silti altistua valuuttakurssiriskille markkinoiden, kertoimen  $\beta_{2i}$  kautta. Jorion (1990, 336) vertaili mallin tuloksia markkinaindeksin kanssa ja ilman sitä, ja totesi molempien tulosten korreloivan voimakkaasti keskenään. Havaintonsa pohjalta hän päätti yksittäisiin yrityksiin keskittyvässä tutkimuksessaan keskittyä markkinakorjattuun valuuttakurssiriskille altistumiseen. Mallin estimoinnissa Jorion (1990) käytti ensin OLS-menetelmää ja sitten GLS-menetelmää tarkastellakseen, ovatko hänen saamansa valuuttakurssivaikutuksen kertoimet tilastollisesti nollia tai toistensa kanssa yhtä suuria ja onko virhetermeissä korrelaatiota.

Havaittuaan valuuttakurssiriskille altistumista Jorion (1990) tutki altistumiseen vaikuttavia tekijöitä kaksivaiheisella regressiomenetelmällä. Edellä esiteltyyn yhtälön  $\beta_{1i}$ -kerrointa mallinnettiin toisessa vaiheessa kaavalla, jossa selittäväksi muuttujaksi otettiin yrityksen  $i$  kansainvälisen kaupan osuus kokonaismyynnistä,  $F_i$ :

$$\beta_{1i} = \gamma_0 + \gamma_1 F_i + u_i \quad (6)$$

Koutmos ja Knif (2011) käyttivät muuten hyvin Jorionin (1990) käyttämän regressiomallin mukaista yhtälöä, mutta he eivät käyttäneet valuuttakurssin aktuaalista muutosta, vaan he määrittivät yhtälönsä valuuttakurssikomponentin odottamattomana kurssimuutoksena. He mallinsivat valuuttakurssin kulkua Martingale-prosessina ja laskivat erotuksen havaitun ja mallin ennustaman kurssiaron välillä. Lisäksi Koutmos ja Knif (2011) huomasivat, että osakkeiden kaltaisten arvopapereiden tuotot ovat harvoin homoskedastisia, kuten tavallisesti tutkimuksissa on oletettu. Sen sijaan ne ovat ehdollisesti heteroskedastisia. Tutkijat totesivat, että jos tätä ei oteta huomioon, mallin parametreista tulee epätarkkoja. Tämän takia Koutmos ja Knif (2011) antoivat oman regressiomallinsa virhetehtäjän noudattaa GARCH(1, 1) -prosessia. Lopuksi he testasivat tuloksistaan Ljung-Box -testillä virhetermin autokorrelaatiota. Virhetermissä ei havaittu olevan autokorrelaatiota, joten tutkijat päättelivät heidän GARCH-mallisen virhetermin estimoivan varianssin muutosta hyvin. Muller ja Verschoor (2007, 24) arvioivat Englen testin perusteella että yrityksistä 96 % osake tuoton varianssi oli heteroskedastinen.

Bartram ja Bodnar (2012, 772) jatkoivat Jorionin (1990) mallin tutkimista selittämällä tietyn kuukauden osaketuottoa edellisen 60 kuukauden ajalta estimoidulla markkinabeetalla ja valuuttakurssiriskille altistumisella. Tällä toisen vaiheen regressiolla he yrittivät tarkentaa käsitystä siitä vaikutuksesta, joka valuuttakurssiriskille altistumisella on osaketuottoon, ja lisäksi he erottivat markkinabetan vaikutuksen osaketuottoihin ottamalla sen mukaan selittäväksi muuttujaksi. Lisäksi Bartram ja Bodnar (2012, 776) huomauttivat, että valuuttakurssimuutoksen vaikutus osaketuottoon on riippuvainen muutoksen suunnasta ja altistumiskertoimen etumerkistä. Tämän takia he jakoivat joka kuukausi yritykset viiteen salkkuun valuuttakurssiriskille altistumisen suunnan ja suuruuden mukaan. Sitten he tutkivat näiden salkkujen reaktioita erikseen valuuttakurssin vahvistuessa ja heiketessä.

Doidge ym. (2006) ottivat tutkimuksessaan käyttöön aikaisemmista tutkimuksista eroten portfolio-lähestymistavan. Heidän mielestään aikaisemmissa tutkimuksissa oli keskitytty liikaa tutkimaan valuuttakurssin vaikutusta yhtiötasolla. Niissä oli yritetty lineaarisella regressiolla selvittää, kuinka valuuttakurssi vaikuttaa yksittäisen yrityksen osakekurssiin. Tällaisista tutkimuksista saadut tulokset eivät olleet usein antaneet suurta merkitystä valuuttakurssimuutoksille. Doidge ym. (2006) halusivat lähteä tutkimaan valuuttakurssin vaikutusta portfolio-tasolla, koska heidän näkemyksensä mukaan kyseinen lähestymistapa on relevantimpi esimerkiksi hajautetun osakesalkun hallitsijalle. Lisäksi portfolio-lähestymistapa sallii myös valuuttakurssiriskin epälineaarisuuden ja muuttumisen ajan kuluessa, toisin kuin perinteiset regressioanalyysit, joissa valuuttakurssiriski oletettiin lineaariseksi ja ajan suhteen vakioksi.

Doidge ym. (2006) muodostivat portfoliot niin, että toisessa otettiin pitkä positio yrityksiin, jotka tekevät paljon kansainvälistä kauppaa. Toisessa taas myytiin lyhyenä vain vähän kansainvälistä kauppaa tekeviä yrityksiä. Järjeste-

lyn perusteena on se, että jos valuuttakurssit vaikuttavat näihin kahdenlaisiin yrityksiin eri tavalla, niin muodostettujen salkkujen osaketuottojen erot selittäisivät valuuttakurssin vaikutusta yrityksen arvoon. Jokaisesta mukaan otetusta maasta tutkijat valitsivat portfolioon 1 ne yritykset, joiden ulkomaankauppa oli yli 25 % kokonaisymyynnistä ja portfolioon 2 ne yritykset, joilla ulkomaankauppa ei ole lainkaan. Salkkujen kokoonpanot tarkastettiin joka vuosi ja jos niihin jäi alle viisi yritystä, salkkua ei otettu mukaan tutkimukseen. Valuuttakurssina käytettiin Englannin pankin vientipainotettua valuuttakurssia. Valuuttakurssimuutokset jaettiin vielä niiden kokoluokan ja suunnan mukaan neljään eri lohkokoon, ja valuuttakurssiriskin käyttäytymistä näissä lohkoissa tarkasteltiin joka maan kohdalla erikseen.

Yksi tuloksiin vaikuttava aspekti on yritysten harjoittamat suojaamistoimet, kuten johdannaiskauppa. Siitä, miten johdannaiset vaikuttavat valuuttakurssiriskiin, on olemassa ristiriitaista tietoa ja niiden käytöstä ei ole helposti yritystason dataa saatavilla. Siksi Doidge ym. (2006) yksinkertaisesti arvioivat suurten yritysten käyttävän enemmän johdannaisia ja ottivat tämän tutkimuksessaan huomioon tarkastelemalla yrityksen koon ja valuuttakurssiriskin välistä suhdetta. Lopuksi he tosin huomauttavat, että heidän menetelmänsä saattaa aliarvioida riskinhallinnassaan hyvin onnistuvien yritysten valuuttakurssiriskille altistumista.

Toisen täysin muista tutkimuksista eroavan lähestymistavan esittelivät Alayannis ja Ihrig (2001). He tutkivat valuuttakurssiriskin tekijöitä kehittämällä sitä varten oman käytännönläheisen mallin. Mallissa yritys tuottaa ulkomailla tuoduista raaka-aineista tuotteita, joita se myy koti- ja ulkomailla. Heidän mallinsa ottaa täten huomioon kolme seikkaa, jotka vaikuttavat valuuttakurssiriskiin: tuonnin, viennin ja kilpailun. Simuloinnissa käytettiin havaittua dataa muun muassa raaka-aineiden ja lopputuotteiden hinnoista, ja näin tutkittiin kuinka valuuttakurssiliikkeet vaikuttivat yrityksen arvoon.

Osassa tutkimuksista on tutkittu myös epälineaarisen valuuttakurssiriskille altistumisen olemassaoloa (esim. Priestley ja Ødegaard 2007). Käytännössä tämä on toteutettu esimerkiksi lisäämällä lineaariseen malliin toiseen tai kolmanteen potenssiin korotetut valuuttakurssimuutoksen arvot. Priestley ja Ødegaard (2007, 1032) käyttivät omassa tutkimuksessaan neliöityjä jenin ja ECU:n muutoksia. He toteavat, että käytännössä valuuttakurssimuutoksen ja osaketuoton suhde ei ole välttämättä niin yksinkertainen, mitä neliöity muutos kuvastaa, mutta se antaa hyvän lähtökohdan yksinkertaisen epälineaarisen suhteen mallintamiseen. Epälineaarisen mallinnuksen tavoitteena on kuvastaa paremmin osaketuoton reaktioita suurempiin valuuttakurssimuutoksiin.

Bartram (2004, 679) huomauttaa, että vaikka epälineaarisuuden salliminen onkin itsessään jo vapaampaa, kuin lineaarisen altistumisen olettaminen, ei se vielä kerro mitään epälineaarisen altistumisen muodosta. Hän pohtiikin, että jokaisella yrityksellä saattaa olla yksilöllisen muotoinen epälineaarinen valuuttakurssiriskille altistuminen. Se voi olla esimerkiksi loiva tai jyrkkä, konvekksi tai konkaavi.



Joissain tutkimuksissa on tartuttu yleisimmissä regressiomalleissa esiintyvään ongelmaan, jossa yksittäisen osakkeen valuuttakurssiriskille altistuminen kätkeytyy markkina-altistumisen alle, jolloin ulkopuoliset tekijät vaikuttavat yhteisesti ja samanaikaisesti sekä markkinatuottoihin että valuuttakursseihin. Tämän takia joissakin tutkimuksissa on haluttu erottaa valuuttakurssimuutoksen vaikutus markkinatuottokomponentista. Käytettyä menetelmää on kutsuttu ortogonalisoinniksi.

Regressiomallin markkinatuottokomponentti on kooste kaikista osakkeista, jotka altistuvat eri tavoin valuuttakurssiriskille. Jos osake altistuu markkinoiden keskiarvon mukaan valuuttakurssiriskille, saattaa näyttää siltä, että se ei altistu ollenkaan, koska sen yksilöllinen valuuttakurssikerroin jää olemattoman pieneksi. (Priestley & Ødegaard 2007, 1023.) Priestley ja Ødegaard (2007) lähtivät ratkaisemaan tätä regressio-ongelmaa ortogonalisoidulla ensin markkinatuottokomponentin ja lopulta myös valuuttakurssikomponentit. Tekemällä näin, he saivat pienennettyä selittävien muuttujien multikollineaarisuutta ja parannettua mallin selitysastetta. Ortogonalisoinnin ansiosta heidän regressiomallin altistumiskerroin kuvastaa paremmin toimialan yksilöllistä valuuttakurssiriskille altistumista.

Käytännössä Priestley ja Ødegaard (2007) suorittivat ortogonalisoinnin niin, että he loivat uudet muuttujat markkinatuotolle ja valuuttakurssimuutokselle. Tämä toteutettiin seuraavilla regressioyhtälöillä:

$$r_{mt} = \alpha_{JPY}X_{JPY,t} + \alpha_{ECU}X_{ECU,t} + \alpha_{mz}Z_t + u_{mt} \quad (7)$$

$$X_{JPY,t} = \alpha_{JPY,z}Z_t + u_{JPY,t} \quad (8)$$

$$X_{ECU,t} = \alpha_{ECU,z}Z_t + u_{ECU,t} \quad (9)$$

joissa  $r_{mt}$  on markkinatuotto hetkellä  $t$ ,  $X_{JPY,t}$  on jenin valuuttakurssimuutos hetkellä  $t$ ,  $X_{ECU,t}$  on ECU:n valuuttakurssimuutos hetkellä  $t$  ja  $Z_t$  on makromuuttujien vektori hetkellä  $t$ . Kontrolloitaviin makromuuttujiin Priestley ja Ødegaard (2007, 1024) sisällyttivät lyhyiden ja pitkien korkojen erotuksen (term spread), investointitason luottoluokituksen parhaan ja huonoimman luokan tuottoeron (default spread), teollisuustuotannon muutoksen ja kuluttajaindeksin. Regressoidulla markkinatuotto valuuttakurssimuutosten ja makromuuttujien suhteen saatiin näiden vaikutukset erotettua jäännöstermistä  $u_{mt}$ . Kyseistä jäännöstermiä käytettiin edelleen ortogonaloituna markkinatuotona lopullisessa regressiomallissa:

$$r_{it} = \alpha_{i0} + \beta_i u_{mt} + \alpha_{i,JPY} u_{JPY,t} + \alpha_{i,ECU} u_{ECU,t} + \alpha_i Z_t + v_{mt} \quad (10)$$

joissa jäännöstermit  $u_{JPY,t}$  ja  $u_{ECU,t}$  kuvaavat makromuuttujista riippumatonta valuuttakurssimuutosta.

Priestley ja Ødegaard (2007, 1024) ajattelivat yhtälön (10) mukaisen ortogonaalisen mallin selittävän tarkemmin yksittäisen toimialan valuuttakurssiriskille altistumista, kuin pelkästään markkinatuoton ja valuuttakurssimuutoksen suhteen regressointi. Tämän he totesivat myös käytännössä, kun he vertasivat saamia tuloksia ortogonalisoimattomaan regressiomalliin.

Ortogonalisointia sovelsivat tutkimuksessaan myös Aysun ja Guldi (2011). He ortogonalisivat omassa mallissaan markkinamuuttujan vain valuuttakurssimuutoksen suhteen, mutta huomasivat silti jopa 68 % lisäyksen merkitsevästi altistuneiden yritysten määrässä ortogonalisoimattomaan malliin verrattuna. Toisaalta taas Griffin ja Stultz (2001) eivät omissa tutkimuksissaan havainneet merkittävää vaikutusta tällä vaihtoehtoisella markkinatuoton määritelmällä.

Pienimmän neliösumman menetelmään perustuvassa regressioanalyysissä selittäville muuttujille oletetaan jokin tietty jakauma ja regressiofunktiolle jokin tietty vakio muoto. Aysun ja Guldi (2011) halusivat tutkia voiko tämä oletus estää valuuttakurssiriskille altistumisen havaitsemista. He vertasivat tutkimuksessaan lineaarista, epälineaarista ja ei-parametrista mallia. Esittelen mallin vain lyhyesti, koska en sitä tule omassa tutkimuksessani hyödyntämään, mutta ei-parametrinen vaihtoehto on kuitenkin hyvä mainita yhtenä tulevien tutkimusten mahdollisena laajenemissuuntana. Aysunin ja Guldin (2011) käyttämä parametrin funktio on muotoa:

$$\hat{R}_{it}^e = f(\Delta e_t) + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

jossa  $\hat{R}_{it}^e$  on osakkeen  $i$  ylituotto markkinoihin nähden hetkellä  $t$ . Osakkeen ylisuuri tuotto  $\hat{R}_{it}^e$  reagoi valuuttakurssin  $e_t$  muutoksiin funktion  $f$  mukaisesti, mutta funktion muotoa ei ole määritetty, joten se voi olla jokaiselle yritykselle erilainen ja muuttua ajan suhteen. Tutkijat estimoivat malliaan Taylorin ensimmäisen asteen kehittämällä avulla ja pääsevät täten sovittamaan funktiota aineistonsa valuuttakurssimuutoksiin. Lopuksi Aysun ja Guldi (2011, 325–326) laskivat saamastaan valuuttakurssialtistumisen kertoimesta keskiarvon ja sille varianssin menetelmällä, jonka on todettu olevan lähes yhtenevä ja täten vertailukelpoinen parametrin mallien vastaaviin verrattuna.

## 4.2 Kansainvälisten aineistojen tuloksia

Pääosin tutkimuksissa on havaittu valuuttakurssiriskillä olevan vaikutusta yrityksen arvoon. Maiden, toimialojen ja yritysten väliset erot altistumisessa ovat kuitenkin suuria. Seuraavaksi käyn läpi sellaisten tutkimusten tuloksia, jotka ovat aineistoltaan keskittyneet muihin maihin kuin Suomeen ja Ruotsiin. Suomen ja Ruotsin aineistolla saatuja tuloksia käsitelen erikseen, koska ne toimivat omalle tutkimukselleni välittömänä vertailukohtana.

Maiden väliset erot valuuttakurssiriskin vaikutuksissa ovat suuret. Doidge ym. (2006) tuloksista voidaan nähdä, että Iso-Britannian ja erityisesti Japanin yritysten arvot ovat vahvasti riippuvaisia valuuttakurssista, toisin kuin yhdys-

valtalaisyriyten kohdalla on havaittu. Dominguez ja Tesar (2006) arvioivat, että yrityskehittämisen tutkimuksissa havaittu alhainen valuuttakurssiriski saattaa johtua siitä, että riski koskee koko markkinoita ja täten yksittäisen yrityksen riski näyttää pieneltä. Tällaista markkinoiden yhtenäisyyttä voisi odottaa tutkijoiden mukaan esimerkiksi pienemmiltä kehittyviltä markkinoilta. Dominguezin ja Tesarin (2006) tutkimusten tuloksista ei kuitenkaan saada riittävästi tukea tälle päätelmälle.

Altistumistutkimuksen yhdysvaltojen aineistolla aloittanut Jorion (1990, 337–338) havaitsi yllättävän vähän merkitsevästi valuuttakurssiriskille altistuneita yrityksiä. Hän kuitenkin arvioi tuloksensa suurimmaksi syyksi väärin määritellyn altistumisen, jota on myöhemmissä tutkimuksissa lähdetty kehittämään.

Fraser ja Pantzalis (2004, 270) havaitsivat hieman Jorionia (1990) enemmän valuuttakurssiriskille altistuneita yhdysvaltalaisyriksiä. Tutkimustavasta riippuen, parhaimmillaan 91 yritystä 311:stä altistui merkitsevästi valuuttakurssiriskille. He päätyivät tällaiseen tulokseen käyttämällä 35 USA:n vaihtokompania huomioon ottavaa BROAD-valuuttakorin ja ottamatta regressioon mukaan markkinaindeksiä. Erikoista tuloksessa oli se, että kaikki merkitsevästi altistuneet yritykset altistuivat negatiivisesti. Tämä tarkoittaa heidän tutkimuksessaan sitä, että yritysten osakekurssit laskevat, kun dollari vahvistuu. Muilla regressiomallin ja valuuttakorin määritelmillä merkitsevien altistumisten määrä oli pienempi ja altistumisten suunnat jakautuivat tasaisemmin negatiivisiin ja positiivisiin. Keskimäärin Fraser ja Pantzalis (2004, 279) toteavat yhdysvaltalaisyriyksistä 12,6 % altistuvan BROAD-valuuttakorille.

Chaieb ja Mazzotta (2013, 790–791) tutkivat yksittäisten yhdysvaltalaisyriyten altistumista kahdelle eri Yhdysvaltojen keskuspankin laskemalle valuuttakorille, Major Currencies ja Emerging Markets. Heidän aineistonsa ulottui vuodesta 1973 vuoteen 2005, joten Major Currencies -indeksi oli aluksi 16 valuutan vaihtoarvopainotettu kori, mutta muuttui euron käyttöönoton jälkeen vain seitsemän valuutan indeksiksi. Emerging Markets -indeksi taas sisälsi valuuttoja, joilla ei käydä niin paljon kauppaa. Näille indekseille tutkijat eivät havainneet aikaisemmista tutkimuksista poikkeavaa valuuttakurssiriskille altistumista, vaan merkitsevästi altistuneiden yritysten osuus jäi lähes jokaisella alalla alle 10 prosenttiin. Chaieb ja Mazzotta (2013, 791–792) kuitenkin huomauttavat, että lähes jokaisen alan keskimääräinen altistumiskerroin eroaa merkitsevästi nolasta ainakin jommankumman korin kohdalla.

Priestley ja Ødegaard (2007) tekivät hyvin samanlaisen havainnon kuin Chaieb ja Mazzotta (2013) todetessaan, että lopulta hyvin suuri joukko yhdysvaltalaisyriyksistä altistuu valuuttakurssiriskille omalla tavallaan. Lähes jokainen Yhdysvaltain toimiala altistui tilastollisesti merkitsevästi joko lineaariselle tai epälineariselle valuuttakurssiriskille jollakin kolmesta tutkijoiden käsittelemästä ajanjaksosta. Tutkijoiden arvioissa valuuttakurssiriskille altistumisasetta heillä oli käytössään tuloksia useilla eri malleilla, joita summaamalla he havaitsivat, että lähes jokainen toimiala altistui ainakin yhden mallin mukaisesti valuuttakurssiriskille. Allayannis ja Ihrigin (2001, 807–808) tutkimuksen

mukaan prosentin nousu dollarin kurssissa laskee yhden alan osaketuottoja keskimäärin 0,13 %. Tähän laskuun vaikuttaa negatiivisesti 0,02 %-yksikön osalta alan kilpailutilanne ja 0,32 %-yksikön osuudella vienti. Samanlainen valuuttakurssimuutos sen sijaan parantaa yrityksen tuottoja tuonnin kautta 0,21%. Keskimäärin siis yhdysvaltalaistoimialat olivat tutkimusajankohtana nettoviejiä.

Lee ja Jang (2010, 706–707) päätyivät uniikilla tavalla tarkastelemaan ainoastaan yhtä toimialaa, kun he arvelivat, että turismin kautta juuri USA:n matkailu- ja kasinoalan yritykset saattaisivat altistua tavallista enemmän valuuttakurssiriskille. Lopulliseen otokseen päätyneistä 61 yhtiöstä 65 % altistui erityisesti matkailualalle rakennetun dollarihintaisen valuuttakorin vaihteluille. Tutkiessaan tarkemmin altistumiseen vaikuttavia tekijöitä, tutkijat päättelivät, että valuuttakurssiriskille altistuminen ei ole toimialakohtaista vaan se on riippuvaista yritysten ominaisuuksista, joita esittelen myöhemmin tässä luvussa. (Lee & Jang 2010, 708.)

Hinnoittelunäkökulmasta tehdyistä tutkimuksista mainittakoon esimerkkinä Kolarin, Moormanin ja Sorescun (2008, 1079–1082) tutkimus. He tutkivat USA:n julkisten yhtiöiden altistumista valuuttakurssiriskille hinnoittelumallin avulla ja havaitsivat, että suurin osa yhtiöiden osakekurseista ei altistu valuuttakurssiheilahteluille. Tästä huolimatta heidän tuloksistaan oli havaittavissa, että valuuttakurssiriski on hinnoiteltu osakekurssiin ja sen hinta on kokonaisuudessaan negatiivinen. Odotetun tuoton ja valuuttakurssiriskin välinen suhde ei ole kuitenkaan lineaarinen, vaan se on käänteisen U:n muotoinen. Tämä viittaa Kolarin ym. (2008) mukaan siihen, että sijoittajat ovat varuillaan valuuttakurssialtistuman suuruuden suhteen.

Yhdysvallat ovat usein toimineet vertailukohtana muiden maiden osakemarkkinoita tutkittaessa. Chamberlain, Howe ja Popper (1997) keskittyivät vertaamaan yhdysvaltalaisen ja japanilaisten rahoitusyhtiöiden altistumista. He toteuttivat tutkimuksen vuosien 1986–1993 yritysakohtaisella osakeaineistolla ja havaitsivat yhdysvaltalaisista yhtiöistä jopa 30 % altistuneen merkitsevästi valuuttakurssiriskille. Japanilaispankkien kohdalla altistuneiden määrä vaihteli 7,27 % ja 10,11 % välillä ajankohdan mukaan. Muissa tutkimuksissa saatuihin keskimääräisiin USA:n ja Japanin osakemarkkinoiden valuuttakurssialtistumiin verrattuna Chamberlainin ym. (1997) tulos on poikkeuksellinen.

He ja Ng (1998, 738–739) havaitsivat, että heidän tutkimastaan 171 japanilaisen yrityksen joukosta kaikkiaan 25 % altistui valuuttakurssiriskille vuosien 1979 ja 1993 välillä positiivisesti ja noin 2 % negatiivisesti. Heidän mittaamansa altistuminen oli lineaarista ja tulokset olivat merkittäviä verrattuna esimerkiksi Jorionin (1990) aikaisemmin Yhdysvaltojen osakemarkkinoilta saatuihin maltillisempiin altistumislukuihin. Altistumista havaittiin myös huomattavasti enemmän kuin Chamberlain ym. (1997) havaitsivat Japanin rahoitussektorilta. Tutkijoilla ei ollut tietoa yritysten viennin ja tuonnin suhteista, mutta he arvioivat positiivisen altistumisen viittaavan siihen, että suurin osa japanilaisyrityksistä on nettoviejiä, eli ne hyötyvät jenin heikkenemisestä (He ja Ng 1998, 739).

Muller ja Verschoor (2007, 23) keskittyivät Aasiaan kokonaisuutena. He havaitsivat osakeaineistonsa vajaan 4000 yrityksestä neljänneksen altistuvan valuuttakurssiriskille aikavälillä 1993–2003. Käytetyissä valuuttakurssissa vastavaluuttoina olivat USA:n dollari ja Japanin jeni, joista dollarille havaittiin hieman suurempaa altistumista. Selkeästi suurin osa havaituista altistumiskertoimista oli negatiivisia, joka tarkoittaa sitä, että jenin tai dollarin vahvistumisella olisi negatiivinen vaikutus yritykseen. Tämän voidaan tulkita tarkoittavan sitä, että suurin osa altistuvista yrityksistä on erikoistunut tuontiin USA:sta tai Japanista. Tutkimusaineistoon kuului yrityksiä 8 Aasian maasta, ja tulokset eivät merkittävästi poikenneet maiden välillä.

Aysun ja Guldi (2011) sovittivat lineaarisen, epälineaarisen ja ei-parametrisen mallin erilaisten maiden yrityskohtaiseen aineistoon. Mukana olivat USA:n, Brasilian, Chilen, Etelä-Korean, Meksikon ja Turkin osakemarkkinat vuosilta 1995–2006. Maiden välisissä tuloksissa oli jonkin verran eroa, mutta malleista eniten altistuneita yrityksiä havaitsi aina kehittynein – ei-parametrinen malli. Lineaarisella mallilla Aysun ja Guldi (2011, 329) löysivät valuuttakurssiriskille altistuneita yrityksiä vähiten Brasiliasta, 2 %. Eniten altistuneita oli Etelä-Koreassa, jossa 10,8 % yrityksistä altistui merkitsevästi lineaariselle valuuttakurssiriskille. Epälinearisella neliömallilla altistuneiden yritysten suhde vaihteli 2,1–11,2 % välillä maasta toiseen. Ei-parametrisella mallilla sen sijaan tulokset olivat tilastollisesti huomattavasti merkitsevempiä: Etelä-Koreassa havaittiin jopa 53 % yrityksistä altistuneen valuuttakurssiriskille. Ei-parametrisen mallin mukaan valuuttakurssiriskille altistui merkitsevästi 16,2 % sellaisista yhdysvaltalaisyrityksistä, jotka eivät aikaisempien tutkimusten mukaan altistuneet riskille ollenkaan.

Bartram ja Bodnar (2012) laajensivat aineistonsa koskemaan 37 maata. He tutkivat valuuttakurssiriskille altistumista näiden maiden osakemarkkinoilla yritystasolla vuosina 1994–2006. He ottivat yhdeksi näkökulmaksi kehittyneiden ja kehittyvien talouksien eron altistumisessa, ja havaitsivatkin kehittyvien talouksien yritysten altistuvan valuuttakurssiriskille enemmän kuin kehittyneiden. Maissa kuten Brasilia, Indonesia ja Etelä-Afrikka tavanomaisella regressiomallilla havaittiin lähes 40 % yrityksistä altistuvan merkitsevästi valuuttakurssiriskille. Sen sijaan esimerkiksi Ranskan osakeyhtiöistä altistui merkitsevästi vain 7,3 %. Koko aineiston yrityksistä merkitsevän negatiivisesti tai positiivisesti altistui 11,4 %, mikä on samaa suuruusluokkaa esimerkiksi yhdysvaltalaisella yritystason aineistolla aiemmin tehtyjen tutkimusten kanssa. (Bartram ja Bodnar 2012, 775.)

Kuten käytettyjä tutkimusmenetelmiä esitellessä kävi ilmi, Bartram ja Bodnar (2012, 776–779) laajensivat perinteistä valuuttakurssiriskille altistumisen tutkimusmallia saadakseen selitettyä paremmin valuuttakurssiriskin ja osaketuoton suhdetta. Koko aineistolla laskettuna he eivät kuitenkaan havainneet merkitsevää suhdetta valuuttakurssiriskille altistumisen ja osaketuottojen välillä. Yksi yksikkö altistumista olisi vaikuttanut osaketuottoihin vain noin 0,027 %. Kuitenkin kun yritykset jaettiin altistumiskertoimen etumerkin ja koon mukaan portfolioihin ja regressiomalli estimoitui erikseen vahvistuvalle ja heikkenevälle

le valuuttakurssille, tutkijat saivat tilastollisesti merkitsevän yhteyden valuuttakurssiriskille altistumisen ja osaketuoton välille. He havaitsivat, että valuuttakurssimuutoksella on sen suunnasta riippuen 1–3 % vaikutus osaketuottoihin kehittyneissä maissa. Kehittyneissä maissa vaikutus voi olla vielä suurempi, jopa 8 %. Bartram ja Bodnar (2012, 780–782) löysivät täten valuuttakurssimuutoksen suhteen ehdollisen korrelaation valuuttakurssiriskin ja osaketuottojen välille.

Aasian yritysten lisäksi Muller ja Verschoor (2006, 202–205) ovat tutkineet euromaiden yritysten altistumista valuuttakurssiriskille, tarkemmin dollarin, jenin ja punnan valuuttakurssille. Kaikista 817 yrityksestä jenin valuuttakurssivaihteluille altistui merkitsevästi 13 %, 14 % USA:n dollarille ja 22 % punnalle. Jenin ja punnan kohdalla altistumiskertoimet olivat suurimmilta osin negatiivisia, joka viittaa euromaiden yritysten olevan pääosin nettotuojia näistä maista; kun jeni tai punta vahvistuu euroa vasten, tuontihinnat kasvavat ja osaketuotto laskee. Toisaalta myös maiden väliset erot olivat suuria. Tutkijat havaitsivat, että esimerkiksi irlantilaisista ja luxemburgilaisista yrityksistä yksikään ei altistunut merkitsevästi jenin muutoksille, kun Saksassa altistumisprosentti oli 16 %. Toisaalta Portugalissa ja Italiassa merkitsevästi dollarin muutoksille altistuneita yrityksiä oli lähestulkoon sama määrä, mutta kaikkien italialaisyriyten kerroin oli positiivinen ja portugalilaisten negatiivinen.

Bartram (2004) keskittyi pelkästään Saksan osakemarkkinoiden vuosien 1981–1995 aineistoon, ja pyrki tarkentamaan aikaisempaa valuuttakurssiriskille altistumistutkimusta tuomalla regressiomalliin myös epälineaarisia muuttujia. Ajatuksena hänellä oli, että koska yritykset suojautuvat (valikoivasti) lineaarisilla suojautumiskeinoilla ja harvoin kiinnittävät huomiota epälineaariseen altistumiseen, tätä epälineaarista valuuttakurssiriskille altistumista saattaisi esiintyä yllättävän paljon julkisten yhtiöiden osaketuotoissa. Epälineaarista altistumista voi esiintyä, jos yrityksen arvo sen liiketoiminnan tai rahoituksen rakenteen vuoksi reagoi epäsymmetrisesti valuuttakurssimuutokseen. Bartram (2004, 683–685) havaitsi merkitsevän lineaarisesti valuuttakurssiriskille altistuneiden yritysten määrän vaihtelevan 4,3–24,8 % välillä ajanjaksosta ja käytetystä valuuttakurssista riippuen.

Epälineaarisisessa regressiomallissa Bartram (2004, 686–687) kokeili erilaisia epälineaarisuuden määritelmiä ja päätyi raportoimaan ainoastaan konveksilla epälineaarisuudella saadut tulokset, koska ne olivat huomattavasti lineaarisia tuloksia merkitsevämmät. Konkaavin epälineaarisen altistuman tulokset olivat hyvin samankaltaiset kuin lineaarisella mallilla saadut.<sup>1</sup> Kuutioitua altistumista tutkittaessa merkitsevästi altistuneiden yritysten määrä vaihteli 8,6–69 % välillä käytetystä valuutasta ja ajankohdasta riippuen. Samanaikaisesti lineaarisesti ja epälineaarisesti valuuttakurssiriskille altistuneiden yritysten määrä pysyi korkeintaan muutamassa prosentissa valuutasta ja ajanjaksosta riippumatta.

<sup>1</sup> Konveksilla epälineaarisuudella Bartram (2004, 679) tarkoittaa kuutiofunktion ja hyperbolisen sinifunktion muotoja. Konkaaveina funktioina hän käyttää kuutiojuurifunktiota ja hyperbolista kosinifunktiota. Jaottelu on tehty sen graafisen muodon mukaan, minkä funktiot antavat valuuttakurssiriskille altistumiselle.

Valuuttakurssiriskille altistumisen lisäksi myös riskin hinnoittelua on tutkittu Saksan markkinoilla. Apergis, Artikis ja Sorros (2011) havaitsivat, että valuuttakurssiriski oli hinnoiteltu saksalaisissa osakkeissa 2000–2008. Jakamalla yritykset kymmeneen salkkuun sen perusteella kuinka herkkiä niiden osaketuotot olivat valuuttakurssimuutoksille, tutkijat havaitsivat, että osaketuottojen ja valuuttakurssin suhde ei ole lineaarinen. Se oli sen sijaan käänteisen U:n muotoinen, eli pahiten valuuttakurssimuutoksista kärsii niiden osakkeiden tuotot, jotka ovat valuuttakurssiherkkyydessä aivan ääripäissä, positiivisesti ja negatiivisesti altistuneina. Havainto on myös linjassa Kolarin ym. (2008) Yhdysvaltain osakemarkkinoilta saamien tulosten kanssa. Apergin ym. (2011, 326) mukaan valuuttakurssin tulisi olla yksi faktori hinnoittelumalleissa. Tutkijat toteavat, että heidän saamat tulokset osoittavat, että sijoittajat kiinnittävät huomiota valuuttakurssiriskille altistumisen kokoon ja suuntaan.

Kaikki tutkijat eivät kuitenkaan anna suurta arvoa valuuttakurssiriskille suhteessa yrityksen arvoon. Kuuden maan toimialakohtaisen tutkimuksen tulokset eivät saaneet Griffiniä ja Stulzia (2001) vakuuttuneeksi valuuttakurssimuutoksen suuresta merkityksestä osaketuotolle. He perustivat päätelmänsä sille, että toimialojen altistumiskertoimien  $R^2$ -selityskerroin jäi aina hyvin pieneksi, pääosin alle 0,05. Itseisarvoltaan suurin valuuttakurssiriskille altistumiskerroin oli Kanadassa, 0,26. Al-Shboul ja Anwar (2014) vahvistivat omassa kanadalaiseen aineistoon perustuneessa artikkelissaan, että valuuttakurssiriski on hinnoiteltu Kanadan osakemarkkinoilla ja hinta on negatiivinen.

### 4.3 Tulokset Suomesta ja Ruotsista

Suomi ja Ruotsi ovat olleet ajoittain mukana esimerkiksi Euroopan maita koskevissa tutkimuksissa, mutta täysin näihin kahteen maahan keskittyneitä tutkimuksia on vähän. Suomalaisia yrityksiä oli esimerkiksi mukana Mullerin ja Verschoorin (2006, 205–206) eurooppalaisten yritysten valuuttakurssiriskille altistumista käsittelevässä tutkimuksessa. 39 mukana olleesta yrityksestä altistui 3 dollarin valuuttakurssille, 7 jenin kurssimuutoksille ja 6 punnalle. Merkittävästi altistuneiden yritysten kertoimet olivat pääosin negatiivisia, joka viittaa yritysten olevan nettotuojia ja täten hyötyvän euron vahvistumisesta. Bartramin ja Bodnarin (2012) suuressa, 37 maata käsittäneen tutkimuksen aineistossa oli mukana suomalaisten yritysten lisäksi myös ruotsalaisia osakeyhtiöitä. Merkittävästi altistuneiden yritysten osuus oli kuitenkin jonkin verran pienempi kuin Mullerin ja Verschoorin (2006) havaitsema; Suomessa havaittiin valuuttakurssiriskille altistuneen 7,9 % yrityksistä, kun taas Ruotsissa 7,7 %.

Koutmos ja Knif (2011) tutkivat valuuttakurssiriskille altistumista Suomen osakemarkkinoilla ennen ja jälkeen euron. He havaitsivat, että ennen euron käyttöönottoa markkinasalkku reagoi merkittävästi dollarin valuuttakurssimuutoksiin. Kun dollari vahvistui markkaan nähden, markkinaportfolion arvo kasvoi. Lisäksi heidän regressiomallinsa otti huomioon myös valuuttakurssin volatiliteetin muutokset ja valuuttakurssiriskin epäsymmetrisen vaikutuksen

eri yrityksiin. Volatiliteetin vaikutus oli tilastollisesti merkitsevä markkinasalkkuun sekä pieniin ja keskisuuriin yrityksiin nähden. Tämän tutkijat tulkitsevat tarkoittavan sitä, että valuuttakurssin volatilitteetti saattaa olla yksi hinnoittelusta riskitekijöistä Suomen osakemarkkinoilla. Valuuttakurssiriskille altistumisen havaittiin olevan epäsymmetristä ainoastaan isojen yritysten kohdalla. Koutmos ja Knif (2011, 668) kuitenkin muistuttavat, että heidän mallissaan oli yhtenä selittävänä muuttujana markkinaportfolio, kun he vertasivat pienistä, keskisuurista ja suurista yrityksistä muodostettujen salkkujen reaktioita valuuttakursseihin. Tämä tarkoittaa sitä, että näiden salkkujen ilmentämät reaktiot ovat markkinoiden yhteisreaktion lisäksi tapahtuvaa jäännösaltistumaa.

Euron käyttöönoton jälkeen Koutmosin ja Knifin (2011, 668–669, 671) mallilla ei havaittu enää tilastollisesti merkitsevää dollarin valuuttakurssiriskille altistumista markkinaportfoliossa tai yrityksen markkina-arvon mukaan jaetuissa osa-salkuissa. Joitakin tilastollisesti merkitseviä reaktioita havaittiin, kun yritykset jaettiin kuuteen sektoriin: syklinen, ei-syklinen, teknologia-ala, rahoitusala, perusteellisuus ja teollisuus. Tulokset viittaavat siihen, että euron käyttöönotolla on ollut halutun kaltaisia vaikutuksia. Koutmos ja Knif (2011, 672) päättelivät, että heidän saamansa tulokset johtuvat kahdesta asiasta:

1. Yritykset eivät enää altistu valuuttakurssiriskille niin paljon, koska ne tekevät entistä enemmän kauppaa yhteisen valuutan alueella.
2. Euron käyttöönoton myötä valuutan uskottavuus on lisääntynyt.

Nydahlin (1999) aineiston 47:stä ruotsalaisyrityksestä 12 altistui valuuttakurssiriskille 5 % merkitsevyydellä koko aineiston aikavälillä 1990–1997. Yritykset jakautuivat täsmälleen tasan altistumisen suunnassa: positiivisesti ja negatiivisesti altistuneita oli molempia 6. Nydahlin (1999, 7) tutkimuksesta saama noin 25 % altistumisaste on lähestulkoon sama kuin mitä He ja Ng (1998) saivat tulokseksi Japanin osakemarkkinoilta. Altistumisprosentti on huomattavasti suurempi mitä aikaisemmissa vastaavissa tutkimuksissa oli saatu USA:n markkinoiden havaintoaineistolla.

Hinnoittelumalleihin perustuvien tutkimusten joukossa Antell ja Vaihekoski (2007, 2583–2585) tutkivat onko valuuttakurssiriski hinnoiteltu Suomen osakemarkkinoilla. He havaitsivatkin valuuttakurssikomponentin olevan merkittävän negatiivinen hinnoittelutekijä, kun he käyttivät markan/euron ja Yhdysvaltain dollarin kahdenvälistä valuuttakurssia. Toisaalta he arvelivat, että heidän käyttämänsä lineaarinen GARCH-M-malli ei täysin paljastanut koko valuuttakurssiriskin suuruusluokkaa. Suomen markan värikäs historia kiinteiden ja kelluvien kurssiregiimien aikoineen monimutkaisti heidän tutkimustaan, ja he eivät pystyneet esimerkiksi hylkäämään nollahypoteesia valuuttakurssiriskin muuttumisesta ajan suhteen.

Myöhemmin Antell ja Vaihekoski (2012) toteuttivat uuden tutkimuksen GARCH-M-mallia hyödyntäen ja ottivat mukaan myös Ruotsin osakemarkkinat. Lisäksi he laajensivat aineistoa käsittämään vuodet 1970–2009 ja tutkivat myös kansainvälisten valuuttakurssishokkien vaikutusta molempien maiden markkinoihin. Hieman aikaisemmasta tutkimuksesta muokatulla mallilla Antell



ja Vaihekoski (2012, 129–133) havaitsivat, että valuuttakurssi on tilastollisesti merkitsevä ja negatiivinen hintakomponentti molemmissa maissa. Molempien kohdalla valuuttakurssikomponentin merkitys oli lähes yhtä suuri ja molemmat olivat ajan suhteen muuttuvia. Tutkijat havaitsivat lisäksi, että valuuttakurssiriskin hinta laski huomattavasti molemmilla markkinoilla, kun valuutat päästettiin kellumaan. Kelluvalla valuutalla Suomen osakemarkkinoiden valuuttakurssiriskin hinta oli -1,0 % ja Ruotsin -2,7 %, kun kiinteillä valuuttakursseilla ne olivat vastaavasti -5,6 % ja -8,0 %. Valuuttakurssiriskin negatiivinen hinta tarkoittaa Antellin ja Vaihekosken (2012) tutkimuksessa sitä, että kotimaan valuutan vahvistuessa dollaria vastaan, kotimaisen osakeportfolion tuotot laskevat.

#### 4.4 Altistuminen ajan kuluessa

Tutkimuksissa on tutkittu ajan vaikutusta altistumiseen eri tavoin. Monissa tutkimuksissa on vain yksinkertaisesti todettu ajan vaikuttavan altistumisen suuntaan ja suuruuteen. Aikavaikutuksen huomioonottamiseksi taas joissakin tutkimuksissa on jaettu aineisto eri ajanjaksoihin valuuttakurssin kehityksen perusteella. Osassa tutkimuksista on taas tutkittu, esiintyykö altistumista viiveellä, eikä välittömästi. Tämän ajatuksen muotoilivat Bartov ja Bodnar (1994), jotka esittivät, että ehkä osakemarkkinat eivät osaa hinnoitella valuuttakurssiriskiä tehokkaasti ja täten valuuttakurssimuutokset näkyisivät osakekurssissa vasta myöhemmin. Heidän omassa tutkimuksessaan he havaitsivatkin viitteitä tällaisesta ilmiöstä.

Fraser ja Pantzalis (2004, 271–272) havaitsivat, että merkitsevästi viivästetyille valuuttakurssimuutoksille altistuvia yrityksiä oli hieman yli puolet välittömille muutoksille altistuvien yritysten määrästä. Toisaalta kaikki viivästetyille muutoksille altistuneet yritykset eivät altistuneet välittömille valuuttakurssimuutoksille. Heidän tulokset osoittavat siis, että viivästetty altistuminen on mahdollista joidenkin yritysten kohdalla ja joillakin yrityksillä se on ainut valuuttakurssiriskille altistumisen muoto. Toisaalta Priestley ja Ødegaard (2007, 1035) eivät havainneet viivästetyn valuuttakurssimuutoksen tuovan merkitsevästi lisää selittävyttä malliinsa. Myöskään Nydahl (1999, 248) ei havainnut merkitsevän määrän osakkeita reagoivan viivästettyyn valuuttakurssimuutokseen.

Yksi tapa saada esiin altistumisen muutos ajan saatossa on estimoida mallia rullaavana regressiona, kuten Al-Shboul ja Anwar (2014) tekivät. He huomasivat, että valuuttakurssiriski on ajan suhteen muuttuva ja eri valuuttakurssien vaikutukset vaihtelevat negatiivisesta positiiviseen, ja päinvastoin, ajan kuluessa. Myös Allayannis ja Ihrig (2001) tekivät saman huomion. Vuosien saatossa toimialojen valuuttakurssiriskiä kuvaava kerroin saattoi muuttua kymmeniä prosentteja ja vaihtaa etumerkkiä. Tämä tarkoittaa, että aikaisemmin positiivisen reaktion yrityksen tuottoon aiheuttanut valuuttakurssimuutos saattaakin myöhemmin vuosina laskea yrityksen tuottoa. Valuuttakurssiriskille altistumi-

sen muutos ajan suhteen saattaa Allayannisin ja Ihrigin (2001) mukaan johtua yrityksen viennin, tuonnin ja kilpailutilanteen rakennemuutoksista.

Altistumisen muuttumisesta ajan suhteen ovat raportoineet myös Muller ja Verschoor (2007, 23–25) aasialaisella aineistolla toteutetussa tutkimuksessaan. Eri ajanjaksoihin jaettu aineisto paljasti suuria eroja eri ajanjaksojen välillä ja tutkijat arvelivat, että 1997–1999 vuosien välinen myllerrys Aasian valuuttamarkkinoilla aiheutti aikaisempaa ajanjaksoa suurempaa valuuttakurssiriskille altistumista.

Priestley ja Ødegaard (2007) ottivat tutkimuksessaan huomioon altistumisen aikamuutoksen jakamalla aineistonsa eri ajanjaksoihin, joissa vallitsi selkeästi yhtenäiset olosuhteet. Heidän aineistonsa oli Yhdysvaltojen osakemarkkinoilta toimialoittain kerätty, joten ajanjaksoihin jako tapahtui Yhdysvaltain dollarin kurssikehityksen perusteella. Vuosien 1979–1985 välinen ajanjakso valittiin ensimmäiseksi aikaväliksi, koska maassa oli korkea korkotaso ja dollarille kysyntää. Tästä seurasi dollarin vahvistumisen kausi suhteessa jeniin ja ECUun. Vuonna 1985 dollari alkoi heiketä alijäämäisen vaihtotaseen takia. Kurssin heikkenemistä pyrittiin hillitsemään, mutta laskua jatkui aina vuoteen 1990 asti. Aikavälin 1985–1990 Priestley ja Ødegaard (2007, 1021) valitsivat toiseksi tarkastelujaksoksi selkeästi heikkenevän dollarin aikakautena. Vuodesta 1991 tutkijoiden aineiston viimeiseen vuoteen 1998 dollarin kehitys oli tasaisempaa; dollari heikkeni hieman jeniä vasten, mutta vahvistui suhteessa ECUun. Tämän viimeisen aikavälin Priestley ja Ødegaard (2007) erottivat leimallisesti vakaana ajanjaksona tutkimuksessaan.

Ajanjaksojaollaan Priestley ja Ødegaard (2007, 1021–1023) näkivät olevan sen hyödyn, että se saattaisi tuoda esiin epälineaarista altistumista. Sellaista voisi heidän mukaansa syntyä, kun yritysjohtajat pitkään jatkuvan dollarin heikkenemisen tai vahvistumisen aikakautena alkaisivat ajaa muutoksia, joilla pyritään hyötymään suotuisista valuuttakurssimuutoksista tai suojautumaan epäedullisilta heilahduksilta.

Priestley ja Ødegaard (2007, 1027–1030) havaitsivat ajanjaksoihin jaon parantavan merkittävästi altistumisen havaitsemista lineaarisella mallilla. Koko aineiston aikavälin kattavassa tarkastelussa havaittiin tilastollisesti merkitsevää altistumista vain viidellä toimialalla, kun taas eri ajanjaksoina merkitsevästi altistuneita toimialoja oli huomattavasti enemmän. Samanlaisia tuloksia tutkijat havaitsivat myös epälineaarisen mallin avulla. Altistumisen havaitseminen paranee, kun kurssikehitykseltään selkeästi erilaiset ajanjaksot erotetaan toisistaan.

Kizys ja Pierdzioch (2007) kehittivät tavan tutkia valuuttakurssimuutosten ja osaketuottojen ajassa muuttuvaa suhdetta ja niitä tekijöitä jotka siihen vaikuttavat. Myöhemmin toteutetussa tutkimuksessa (Kizys & Pierdzioch 2010, 377) he tarkastelivat valuuttakurssiriskille altistumisen muuttumista ajan suhteen vuosina 1970–2006 14 eri maassa, Suomi ja Ruotsi mukaan luettuina, ja vahvistivat altistumiskertoimen vaihtelun. Hollannissa ja Saksassa kertoimen trendi oli vakaa, mutta monissa muissa maissa nouseva. Suomen markkinoilla valuuttakurssiriskille altistuminen nousi pitkään, mutta jäi suunnilleen tasolle 1,5

vuoden 2002 alussa. Ruotsissa altistumiskerroin heilahteli ajanjaksolla noin välillä -0,5-+1,6.

He ja Ng (1998, 738-741) havaitsivat valuuttakurssiriskille altistumisen muuttumisen ajan suhteen japanilaisyriyten kohdalla. He jakoivat tutkimusajanjaksonsa kahteen osaan ja altistuneiden yritysten määrässä ja altistuman suunnassa tuli ilmi suuria eroja ajanjaksojen välillä. Kokonaisuudessaan merkittävästi valuuttakurssiriskille altistuneiden yritysten määrä kasvoi myöhemmällä ajanjaksolla. Negatiivisesti altistuneiden yritysten määrä laski 26:sta 11:een, mutta positiivisten määrä kasvoi 81:een aikaisemmasta 41:stä. Toisin kuin Priestley ja Ødegaard (2007), He ja Ng (1998) eivät jakaneet tutkimusajan kohtaa valuuttakurssin trendien mukaan, joten heidän tutkimuksestaan ei voi vetää johtopäätöksiä pitkän ajan suhdanteiden vaikutuksista valuuttakurssiriskille altistumiseen. Sen sijaan he tulivat Priestleyn ja Ødegaardin (2007) kanssa samaan tulokseen viivästetyn valuuttakurssimuutoksen merkitsemättömyydestä.

Chaieb ja Mazzotta (2013, 798-799) vahvistivat muiden tulokset siitä, että valuuttakurssiriskille altistuminen on ajassa muuttuvaa. He lisäksi yhdistivät altistumisen muuttumisen ajassa kahteen erilaiseen suhdanneindikaattoriin. Toinen indikaattori oli Aaa ja Baa luokiteltujen yrityslainojen korkoero (luottoriskipremio) ja toinen oli Yhdysvaltain keskuspankin 10 vuoden ja 3 kuukauden korkoinstrumenttien tuottoero (aikapremio). Aikapremio kuvastaa korkojen tuottokäyrän muotoa ja negatiivinen aikapremio tarkoittaisi käänteistä tuottokäyrää, joka on usein viite odotettavissa olevista talousongelmista. Aikapremiomuuttujan kerroin oli aina merkitsevä ja useimmiten positiivinen, joka viittasi siihen, että valuuttakurssiriskille altistuminen kasvaa, kun lähestytään taantumaa. Samaa viittaa luottoriskipremion saama pääosin merkitsevän positiivinen kerroin.

## 4.5 Yrityksen ominaisuuksien vaikutus altistumiseen

Tutkimuksissa on usein yritetty selvittää kuinka yritysten eri ominaisuudet vaikuttavat sen altistumiseen valuuttakurssiriskille. Yrityksen kannattavuuden ja koon vaikutuksista altistumiseen on saatu ristiriitaista tietoa. Mullerin ja Verschoorin (2007, 33-35) mukaan yrityksen kannattavuus korreloi positiivisesti valuuttakurssiriskille altistumisen kanssa. Tutkijat arvelevat tämän viittaavan siihen, että kannattavuudeltaan heikommat yritykset altistuvat suuremmalle konkurssiriskille ja täten ajautuvat suojautumaan tehokkaammin valuuttakurssiriskiltä. Sen sijaan yrityksen koon ja altistumisen välillä tutkijat eivät havainneet yhtä selkeää yhteyttä aasialaisessa aineistossaan.

Japanilaisia yrityksiä tutkimalla on havaittu, että yrityksen markkina-arvolla mitatulla koolla on tilastollisesti merkitsevä vaikutus valuuttakurssiriskille altistumiseen (He & Ng 1998, 745-747). He ja Ng (1998) havaitsivat, että suuremmat yritykset altistuvat enemmän valuuttakurssiriskille. Koon lisäksi tutkijat ottivat tarkasteluun myös yritysten kirjanpitoarvon ja markkina-arvon

välisen suhteen, eli niiden tilinpäätöksessä ilmoitetun oman pääoman ja osakkeiden markkina-arvon välisen suhteen. Lähtökohtana tutkijoilla oli se, että kirjanpitoarvon ja markkina-arvon välinen suhde kuvaa yrityksen kasvupotentiaalia ja alhaisemman suhdeluvun omaavat yritykset haluavat todennäköisemmin käyttää suojautumiskeinoja ali-investoimiskustannuksilta säästyäkseen (underinvestment costs). He ja Ng (1998, 744–747) havaitsivat merkitsevää yhteyttä kirjanpitoarvon ja markkina-arvon välisen suhdeluvun ja valuuttakurssiriskille altistumisen välillä vain tutkimuksensa myöhemmällä tarkasteluajankohdalla. Täten kirjanpitoarvon ja markkina-arvon välisellä suhteella oli muita heidän tarkastelemissaan selittäjiä pienempi painoarvo altistumisen lähteitä etsittäessä.

Bartram (2004, 694–696) havaitsi yrityksen koon vaikuttavan merkitsevästi valuuttakurssiriskille altistumisen määrään ainoastaan yhdellä tutkimuksensa kolmesta ajanjaksosta, kun hän tutki Saksan osakemarkkinoita. Vaikutuksen suunta oli kuitenkin aina negatiivinen, mikä viittaa siihen, että isompi yritys altistuu valuuttakurssiriskille vähemmän. Apergis ym. (2011, 322) päätyivät päinvastaiseen tulokseen. Pienen koon lisäksi, myös suuri kirjanpitoarvon ja markkina-arvon välinen suhde vaikutti aiheuttavan ylimääräistä altistumista, mikä on linjassa Hen ja Ng:n (1998) motivoinnin kanssa. Muller ja Verschoorin (2006, 216) löysivät selkeän yhteyden yrityksen koon ja dollaririskille altistumisen välille heidän laajasta eurooppalaisaineistostaan.

Bartram ja Karolyi (2006, 542–544) havaitsivat, että valuuttakurssiriskille altistuminen on suurempaa monikansallisilla yrityksillä, joiden myynnin määrällä mitattu koko on pienempi. Toisaalta he myös huomauttavat, että näiden yritysten absoluuttinen altistuminen pieneeni suurempia yrityksiä enemmän euron käyttöönoton jälkeen.

Yrityksen rahoitusrakenteen ja taloudellisen tilanteen vaikutukset altistumiseen ovat myös olleet tutkijoiden kohteena. Muller ja Verschoor (2007, 33–35) havaitsivat, että aasialaisista yrityksistä eniten valuuttakurssiriskille altistuvat yritykset, joilla on alhaisin quick ratio, eli likvidien varojen ja lyhytaikaisten velkojen suhde. Tämän voisi selittää tutkijoiden mielestä se, että yritykset, joilla on alhainen likviditeetti, eivät mielellään altista itseään ylimääräiselle likviditeettiriskille yrittämällä suojautua valuuttakurssiriskiltä. Tämän lisäksi he havaitsivat, että alhaisen osinkotuoton yritykset altistuvat enemmän. He tulkitsivat sen tarkoittavan, että jotkin yritykset eivät käytä suojautumiskeinoja, vaan maksavat vähemmän osinkoja, ja jättävät täten yritykseen enemmän varoja kattamaan valuuttakurssiriskin tuoman epävarmuuden. Lisäksi tutkijat huomasivat, että korkeamman velka-asteen yritykset altistuvat enemmän valuuttakurssiriskille.

Eurooppalaisella aineistolla Muller ja Verschoor (2006, 216) havaitsivat samankaltaista korrelaatiota osinkotuoton ja valuuttakurssiriskille altistumisen välillä, kuin Aasiassa: alhaisemman osinkotuoton yritykset altistuvat enemmän. Sen sijaan yhtä selkeää yhteyttä valuuttakurssiriskille altistumisen ja quick ration tai velka-asteen välille tutkijat eivät eurooppalaisella aineistolla saaneet. Erilaiseen tulokseen päätyi Bartram (2004, 694–696) ainoastaan saksalaisia yrityksiä sisältäneellä aineistolla. Hän havaitsi quick ration ja valuuttakurssiriskille

altistumisen välillä olevan samanlaisen suhteen, kuin Muller ja Verschoor (2007) olivat havainneet aasialaisyriyten kohdalla; korkeamman likviditeetin omaavat yritykset altistuvat vähemmän.

He ja Ng (1998) tarkastelivat japanilaisia yrityksiä käsittelevässä tutkimuksessaan velkasuhteen ja valuuttakurssiriskille altistumisen suhdetta. Heidän ajatuksenaan oli, että pitkän aikavälin velkojen ja pääoman suhde kuvastaa yrityksen rahoituksellisten ongelmien mahdollisuutta. Täten korkeasti velkaantuneella yrityksellä olisi suurempi kiinnostus positionsa suojaamiseen, joka johtaisi alhaisempaan valuuttakurssiriskille altistumiseen. Tällainen odotetunlainen merkitsevä suhde velka-asteen ja altistumisen välille löytyikin. Quick ration ja altistumisen välillä he havaitsivat merkitsevää yhteyttä pääosin tutkimusajanjaksonsa myöhemmällä periodilla, mutta myös koko ajanjaksoa kerralla tarkasteltaessa. Vaikutusten suunnat olivat aikaisemman tutkimuksen kanssa linjassa osinkotuoton osalta: mitä suurempi osinkotuotto sitä vähemmän yritys altistuu valuuttakurssiriskille. Sen sijaan quick ration kohdalla he päätyivät tulokseen, jossa suurimman likviditeetin omaavat yritykset myös altistuivat enemmän. Tulos on siis täysin päinvastainen Mullerin ja Verschoorin (2007) sekä Bartramin (2004) tutkimukseen verrattuna. Tutkijat ajattelivat näiden molempien muuttujien olevan yrityksen suojautumisinnokkuuden mittareita ja tätä kautta olevan yhteydessä valuuttakurssiriskille altistumiseen. He ja Ng (1998) päättelivät, että yritys ei halua käyttää suojautumiskeinoja, jos sillä on tarpeeksi likvidejä varoja kattamaan valuuttakurssiriskiä.

Kansainvälisen toiminnan määrällä voisi helposti kuvitella olevan suuri merkitys valuuttakurssiriskille altistumiseen, ja se onkin useimmiten ollut tutkijoiden tärkeimpänä näkökulmana. Jorion (1990) huomasi USA:n markkinoita tutkiessaan, että valuuttakurssiriskille altistuminen vaihtelee hyvin paljon niiden yhdysvaltalaisyriyten välillä, jotka käyvät kansainvälistä kauppaa. Kotimaisille markkinoille keskittyneiden yritysten altistumisessa ei ollut niin suuria eroja. Jorioniin (1990) verrattuna eri näkökulmasta aihetta lähestyneet Friberg ja Nydahl (1999) havaitsivat samanlaisen seikan. He huomasivat, että koko markkinan avoimuudella, eli sillä kuinka paljon vientiä ja tuontia maalla on suhteessa sen bruttokansantuotteeseen, on merkittävä vaikutus sen osakemarkkinoiden valuuttakurssiriskille altistumiseen. Doidge ym. (2006) vahvistivat, että ulkomaankauppaa harjoittavilla yrityksillä kuukausittainen tuotto saattaa olla jopa 1 % korkeampi kuin pelkästään kotimarkkinoille myyvillä yrityksillä, joka viittaa riskipitoisempaan liiketoimintaan.

Priestley ja Ødegaard (2007, 1034) huomasivat tutkimuksissaan, että epälineaarisen altistumisen kohdalla kansainvälisen kaupan määrä ei itse asiassa vaikuta altistumiseen merkitsevästi. Tämän he tulkitsivat johtuvan siitä, että epälineaarinen termi altistumismallissa vahvistaa valuuttakurssimuutosta ja suuret valuuttakurssimuutokset voivat saada aikaisemmin kotimaille keskittyneissä yrityksissä aikaan kansainvälistymishalua uusien suotuisten olosuhteiden vallitessa. Näin ollen, vähäistä kansainvälistä kauppaa käyvät yrityksetkin voisivat suurilla valuuttakurssimuutoksilla altistua valuuttakurssiriskille. Lineaarisen altistumisen kohdalla kansainvälisen kaupan määrällä oli Priestleyn ja

Ødegaardin (2007) tutkimuksessa odotetunlainen vaikutus: enemmän kansainvälistä vaihtoa harjoittavat yritykset kärsivät suuremmasta valuuttakurssiriskille altistumisesta.

Bartram (2004, 694–696) havaitsi merkitsevää positiivista korrelaatiota yrityksen valuuttakurssiriskille altistumisen ja sen kansainvälisen kaupan määrän välillä Saksan osakemarkkinoilla aikavälillä 1981–1990. Vuosien 1991 ja 1995 välillä suhde ei ollut enää tilastollisesti merkitsevä. Toisin kuin Priestley ja Ødegaard (2007), hän päätyi näihin tuloksiin lineaarisen lisäksi myös epälineaarisen mallin avulla. Myöhemmässä tutkimuksessa Bartram yhdessä Karolyin (2006, 542–544) kanssa vahvistivat nämä tulokset laajemmalla aineistolla, mutta totesivat kuitenkin kansainvälisten ja kotimaisten yritysten altistumiserojen kasvaneen euron käyttöönnoton myötä.

Nydahl (1999, 252–254) suoritti poikkileikkaustutkimuksen saamilleen altistumiskertoimille ja kontrolloi altistumista muun muassa kansainvälisen myynnin osuudella kokonaisymyynnistä, kansainvälisten varojen osuudella kaikista varoista ja ulkomaisten työntekijöiden palkkojen osuudella kaikista palkkamenoista. Näistä ainut merkitsevä (positiivinen) kerroin saatiin kansainvälisen myynnin osuudelle kokonaisymyynnistä. Positiivinen kerroin viittaa jälleen siihen, että suurempaa kansainvälistä myyntiä seuraa myös suurempi valuuttakurssiriskille altistuminen.

Vastoin monista muista tutkimuksista saatuja tuloksia, Lee ja Jang (2010, 707–708) huomasivat, että yhdysvaltalaisista matkailu- ja kasinoalan yrityksistä enemmän valuuttakurssiriskille altistuivat kotimaiset kuin monikansalliset yritykset. Kuitenkin myös monikansallisten yritysten keskuudessa valuuttakurssiriskille altistumisen havaittiin lisääntyvän, kun ulkomaan valuutalla mitattu kauppa lisääntyi. Tulosten perusteella tutkijat kuitenkin arvioivat tämän vaikutuksen pienenevän kansainvälisen kaupan kasvaessa tarpeeksi suureksi, ja täten muodostavan niin sanotusti käänteisen u:n muotoisen suhteen valuuttakurssiriskille altistumisen kanssa. Franchising-toiminta vaikutti myös laskevasti altistumiseen. Kansainvälisten varojen vaikutuksella ei sen sijaan havaittu olevan merkitsevää vaikutusta altistumisen suuruuteen.

Kizys ja Pierdzioch (2010) löysivät yhteyden maan tuontirakenteen ja ajassa muuttuvan valuuttakurssiriskille altistumisen välillä. Tuontirakennetta kuvattiin suhteena öljyä viemättömistä maista peräisin olevan tuonnin ja öljyä vievistä maista tulevan tuonnin välillä. He huomasivat, että tämän suhteen kasvaessa myös valuuttakurssiriskille altistuminen kasvaa pitkällä aikavälillä. Kizys ja Pierdzioch (2010) eivät kuitenkaan havainneet erityisen vahvaa suhdetta maan vaihdon avoimuuden ja valuuttakurssiriskille altistumisen välillä.

Griffin ja Stulz (2001, 230) eivät vakuuttuneet kansainvälisen toiminnan vaikutuksista. He päättelivät, että suurempaa yhteyttä altistumiseen ei ole, koska he eivät havainneet toimialoittaisten altistumiskerrottensa kasvavan, kun kansainvälisen kaupan merkitys kasvoi 1990-luvulla. Toisaalta Griffin ja Stulz (2001, 237) myös toistivat tutkimuksensa yksittäisten yritysten osaketuotoilla, eivätkä silti havainneet, että enemmän ulkomailla toimivat yritykset myös altistuivat enemmän.

Laajentaakseen kansainvälisen toiminnan käsitettä Fraser ja Pantzalis (2004) tutkivat miten valuuttakurssiriskille altistumiseen vaikuttavat sellaiset muuttujat, jotka kuvaavat yrityksen kansainvälisten haarojen määrää sekä niiden maiden ja alueiden määrää, jossa haarat sijaitsevat. Lisäksi he ottivat huomioon haarojen keskittyneisyyden maittain ja alueittain Herfindahl-indeksillä. Keskimäärin, kansainvälisten haarojen määrä vaikutti olevan positiivisessa yhteydessä valuuttakurssiriskille altistumiseen. Aluejaottelusta Fraser ja Pantzalis (2004, 279) saivat ristiriitaisia tuloksia käytetystä valuuttakorista riippuen. He antavat esimerkin Keski-Amerikasta ja Aasian kriisialueelta: yrityskohtaisilla valuuttakoreilla yritys altistuu valuuttakurssiriskille enemmän kuin Aasian kriisialueilla, kun taas laajemmalla valuuttakorilla tulokset ovat täysin päinvastaisia. Haarojen keskittyneisyydellä ei sen sijaan ollut merkitsevää eroa valuuttakurssiriskille altistuneiden ja altistumattomien välillä.

Yhdysvaltalaiset pankkiiriliikkeet täyttävät Y-9 raportin, josta käy ilmi niiden positio ulkomaisissa varoissa ja veloissa. Chamberlain ym. (1997) käyttivät hyväkseen tätä raporttia tutkiessaan valuuttakurssiriskille altistumisen indikaattoreita. He huomasivat, että raportin tiedot eivät kokonaisuudessaan selittäneet kovin suurta osaa pankkiiriliikkeiden havaitusta valuuttakurssiriskille altistumisesta. Joitakin korrelaatioita kuitenkin havaittiin: esimerkiksi muuttuja, joka kuvasti yrityksen ulkomaista nettopositiota, eli ulkomaiset varat vähennettynä ulkomaisilla veloilla, sai negatiivisen kertoimen valuuttakurssiriskin suhteen. Tämä tarkoittaa sitä, että mitä suurempi on ulkomaisten velkojen suhde ulkomaisiin varoihin sitä suurempi on valuuttakurssiriskille altistumiskerroin.

Markkinoiden kilpailullisuuden vaikutuksista valuuttakurssin aiheuttamiin reaktioihin on ristiriitaisia tuloksia. Dominguez ja Tesar (2006) eivät havainneet markkinoiden kilpailullisuudella olevan suurta merkitystä valuuttakurssien ja osaketuottojen suhteeseen. Sen sijaan Allayannis ja Ihrig (2001, 808) olivat Dominguezia ja Tesaria (2006) ennen kokeilleet kehittämänsä mallia markkinoiden kilpailullisuutta kuvaavan katekomponentin kanssa ja ilman. Tällöin he havaitsivat valuuttakurssiriskin laskevan samoin kuin mallin selityskyvyn, kun alan kilpailullisuutta ei huomioitu. Allayannis ja Ihrig (2001) päättelivätkin aikaisempien tutkimusten aliarvioineen markkinoiden kilpailullisuuden merkityksen. Keskimäärin virhearvion suuruusluokka on heidän tulostensa mukaan noin 11 %.

## 4.6 Suojautuminen

Nydahl (1999) yritti selvittää Ruotsin osakeaineistolla tekemässä tutkimuksessaan myös suojautumiskeinojen vaikutusta valuuttakurssiriskille altistumiseen. Hän käytti Ruotsin keskuspankin keräämää kyselyaineistoa kontrolloidessaan valuuttasuojauksen vaikutusta valuuttakurssiriskille altistumiseen. Nydahl (1999, 254) havaitsi suojautumismuuttujan regressiokertoimen olevan negatiivinen ja tilastollisesti melko merkitsevä 10 % tasolla. Regressiokertoimen etu-

merkki viittaa siihen, että suojautumiskeinojen käyttö laskee valuuttakurssiriskille altistumista.

Aysun ja Guldi (2011, 330) tutkivat laajemman tutkimuksensa ohessa yhdysvaltalaisien osakeyhtiöiden valuuttakurssiriskille altistumisen ja johdannaisten käytön yhteyttä vuosina 2004–2006. Tuolta ajalta oli yhdysvaltalaisista yhtiöistä saatavilla yksilöllistä tietoa johdannaiskäytöstä, jota he pystyivät käyttämään selittävänä muuttujana regressiossaan. He havaitsivat, että johdannaisten saama kerroin oli aina negatiivinen, eli niiden käyttö laskee valuuttakurssiriskille altistumista, kun he tutkivat altistumista valuuttakorille. Kuitenkin kertoimen tilastollinen merkitsevyys oli heikko. Tilastollinen merkitsevyys oli kuitenkin huomattavasti vahvempi, kun Aysun ja Guldi (2011, 331) käyttivät valuuttakorin sijaan valuuttakurssia, jonka yhtiöt olivat ilmoittaneet heille merkittävimmäksi suojautumisen kannalta.

Myös Chamberlain ym. (1997, 888) havaitsivat, että valuuttajohdannaisten määrä vaikutti altistumiseen laskevasti, kun he tutkivat ainoastaan rahoitus-alaa. Tämä tarkoitti, että pankinjohtajien raportoima johdannaisten avulla suojautuminen oli jokseenkin onnistunutta.

#### 4.7 Altistuvat toimialat

Osassa tutkimuksista on tarkasteltu altistumista toimialoittain. Toisaalta esimerkiksi Lee ja Jang (2010) keskittyivät tutkimuksessaan täysin yhteen toimialaan, matkailuun, jossa he havaitsivat poikkeuksellisen suurta valuuttakurssiriskille altistumista.

Muller ja Verschoor (2007, 26–27) havaitsivat toimialakohtaisten altistumiskerrointen olevan hyvin suuria heidän aasialaisessa aineistossaan. 26 toimialan joukosta vain viidellä toimialalla kertoimet olivat tilastollisesti merkitsevämpiä: öljynjalostus, lääketeollisuus, mediapalvelut, jälleenmyynti ja *muut teollisuuden alat*. Tutkijat arvelivat tämän altistumattomuuden voivan johtua siitä, että näiden alojen yritykset käyttävät paljon valuuttajohdannaisten suojautuakseen kurssiriskeiltä. Tämä pienentäisi toimialalla toimivien yritysten osake-tuottojen korrelaatiota valuuttakurssin kanssa ja voisi täten pienentää valuuttakurssialtistumista.

Myös aikaisemmassa eurooppalaisella aineistolla tehdyssä tutkimuksessa Mullerin ja Verschoorin (2006, 207) toimialakohtaiset tulokset olivat hyvin samantyyppisiä. Eurooppalaiset julkiset yhtiöt oli jaettu 20 eri toimialaan, joista vain neljä ei altistunut merkittävästi dollarille, punnalle tai jenille: paperintuotanto, julkaisu- ja painoala, liiketoiminnan tukitoimet ja *muut*. Kaikkien toimialojen altistumiskertoimet olivat negatiivisia, paitsi öljyntuotannon, joka vaikuttaisi hyötyvän heikkenevästä eurosta.

He ja Ng (1998, 742–743) havaitsivat, että heidän tutkimukseensa kuuluneista 43 japanilaisesta metalli- ja konealan yrityksestä ei yksikään altistunut valuuttakurssiriskille koko ajanjaksoa 1979–1993 tarkasteltaessa. Merkittävästi altistuneita yrityksiä löytyi kuitenkin näiltäkin toimialoilta, kun tutkimusajan-



jakso jaettiin kahteen osaan. Suurimmin altistui jokaisella toimialalla sähkölaitteita valmistavat yritykset. Niin ikään Japaniin keskittyneessä tutkimuksessaan Griffin ja Stulz (2001) havaitsivat, että vietyjen tuotteiden toimialoilla altistumiskertoimet olivat kaikki negatiivisia, eli kyseiset toimialat hyötyivät jenin heikkenemisestä. Pääosin kotimaille suuntaavien toimialojen kertoimet taas jakautuivat tasaisemmin positiivisiin ja negatiivisiin.

Chaieb ja Mazzotta (2013, 792–793) havaitsivat, että lähestulkoon jokainen yhdysvaltalainen toimiala altistuu merkitsevästi jonkin valuuttakurssin liikkeille. Ainoastaan kemikaali- sekä televisio- ja puhelinala eivät altistuneet kummankaan heidän käyttämänsä valuuttakorin arvomuutoksille.

Bartram (2004, 685, 689) raportoi USA:n dollarin valuuttakurssiriskille merkitsevän lineaarisesti altistuneet yritykset toimialoittain. Täysin ilman tilastollisesti merkitsevää altistumista jäivät maa- ja metsätalouden sekä sekalaisen kokoonpanon toimialat. Yksi suurimmin altistuneista aloista oli jälleenmyynti, jonka yrityksistä 33,3–42,9 % altistui dollarin valuuttakurssiriskille aikavälillä 1981–1990. Epälineaarista valuuttakurssimuuttujaa käytettäessä maa- ja metsätaloudenkin yrityksistä 50 % altistui merkitsevästi vuosina 1991–1995. Sekalaisen kokoonpanon toimialalla ei havaittu tälläkään määritelmällä altistumista. Jälleenmyyntiala pysyi yhtenä suurimmin altistuneista aloista myös epälineaarilla mallilla tarkasteltuna, mutta myös kemikaalialalla merkitsevän epälineaarisesti altistuneiden yritysten määrä pysyi vakaana, noin viidenneksessä, koko tutkimusajanjakson.

Monista tutkimuksista on jätetty finanssiala pois, koska se on erityisiteesä esimerkiksi johdannaisiin, joilla valuuttakurssiriskiltä usein suojaudutaan. Tällöin rahoitusalan yritykset ovat johdannaiskaupassa mukana sekä asiakkaan että välittäjän roolissa. Chamberlain ym. (1997) kuitenkin toteuttivat tutkimuksen aineistolla, jossa oli mukana pelkästään pankkiiriliikkeitä. 1990-luvun aikana alettiin kiinnostua enemmän pankkien altistumisesta eri riskeille, joista valuuttakurssiriski oli yksi. He ottivat mukaan yhdysvaltalaisia ja japanilaisia osakeyhtiömuotoisia pankkiiriliikkeitä ja tulokset olivat siinä mielessä yllättävät, että altistumista havaittiin verrattain paljon ja se oli erilaista kuin mitä keskimäärin muissa tutkimuksissa oli esiintynyt. Chamberlain ym. (1997, 877) havaitsivat, että yhdysvalloissa altistuminen oli aikaisempiin tutkimuksiin verrattuna melko korkea: päiväaineistolla mitattuna 30 % yrityksistä altistui. Japanissa vastaava luku oli hieman yli 10 %, mikä on muiden japanilaisella aineistolla saatujen tulosten valossa melko alhainen. Tutkijat esittivät syyksi maiden pankkiirialojen eroavaisuuksia. USA:ssa suuri osa pankeista on niin sanottuja rahakeskuspankkeja (money center bank), jotka käyvät kauppaa vain julkisten laitosten ja yritysten kautta. Yhdysvaltalaispankit ovat maan talouden kokoon suhteutettuna myös verrattain pieniä. Japanissa taas vain osa pankeista saa pitää hallussaan muiden maiden valuuttoja.

Chamberlainin ym. (1997, 878) tutkimus osoittaa, että ainakaan finanssialan kohdalla valuuttakurssiriskille altistuminen ei ole sidoksissa itse toimialaan, vaan pikemminkin kunkin maan kyseisen toimialan rakenteeseen. Altis-

tumiseen vaikuttaisi täten toimialaa enemmän yritysten toimintaympäristö ja sääntely.

Pankkiala oli osittain mukana myös Bartramin (2004, 685) tutkimuksessa, jossa havaittiin merkitsevästi dollarin valuuttakurssimuutoksille altistuneiden yritysten määrän pysyneen melko lailla samana vuosina 1981–1995. Kun tutkimusajanjakso jaettiin kolmeen yhtä pitkään aikaväliin, vaihteli merkitsevästi altistuneiden pankkilaitosten määrä välillä 17,2–23,1 %.

#### 4.8 Altistuminen euron käyttöönoton jälkeen

Teoriassa euron käyttöönoton olisi tullut pienentää valuuttakurssiriskille altistumista, koska se poistaa riskin kokonaan euromaiden välisestä kaupankäynnistä (Kizys & Pierdzioch 2010, 387). Kizys ja Pierdzioch (2010) eivät kuitenkaan saaneet tutkimuksessaan selvää näyttöä altistumisen pienenemisestä euron käyttöönoton jälkeen, mutta toteavat kuitenkin, että monissa euromaissa altistumiskertoimen aikavaihtelu vakautui 1990-luvun toisella puoliskolla. Tutkijat arvelivat, että euron käyttöönotto voisi olla ainakin osasyynä tähän ilmiöön.

Bartram ja Karolyi (2006, 530) keskittyivät tutkimuksissaan pääosin tarkastelemaan euron käyttöönoton vaikutusta valuuttakurssiriskille altistumiseen. Ennen varsinaista altistumistutkimusta he tekivät huomion, että osakemarkkinoiden volatiliteetti oli kasvanut euron jälkeisenä aikana edeltävään verrattuna. Suomen osakemarkkinoiden varianssi nelinkertaistui ja Ruotsissakin se kaksinkertaistui. Toisaalta tutkijat myös huomauttavat, että koko maailman osakemarkkinoiden volatiliteetti oli suurempi vuoden 1999 jälkeen kuin sitä ennen ja kokonaisuudessaan euroalueella volatiliteetin kasvu oli hieman pienempää kuin euroalueen ulkopuolella. He pohtivat, että tämä seikka voisi jo viitata euron käyttöönoton positiiviseen vaikutukseen valuuttakurssiriskin pienenemisen kautta. Kuitenkin Bartram ja Karolyi (2006, 531–532) havaitsivat tarkemmin analysoidessaan, että itse asiassa monikansallisten yhtiöiden kohdalla osakkeiden volatiilisuuden ei voidakaan katsoa kasvaneen vähemmän euroalueella kuin muussa maailmassa. Täten he eivät voineet vahvistaa euron vaikuttaneen positiivisesti euroalueella kauppaa käyviin yrityksiin.

Varsinaista altistusta tutkiessaan Bartram ja Karolyi (2006, 536–537) esittivät tuloksensa nelikentässä. He olivat ensin erottaneet yritykset eri ryhmiin sen mukaan oliko niillä positiivinen vai negatiivinen valuuttakurssiriskille altistumiskerroin ennen euron käyttöönottoa. Toiseksi heillä oli eri muuttuja euron jälkeiselle ajalle, jolla he pääsivät tarkastelemaan altistumisen muuttumista euron käyttöönoton jälkeen. Lisäksi he jakoivat yritykset euroalueen, rahaliittoon kuulumattomiin eurooppalaisiin ja Euroopan ulkopuolisiin ryhmiin. Näistä ryhmistä eroteltiin monikansalliset yritykset, jotka paritettiin kontrolliyritysten kanssa yrityksen koon ja toimialan mukaan.

Tuloksista oli heti selvää, että tilastollisesti merkitsevää valuuttakurssiriskille altistumista ei havaittu suurta määrää missään ryhmässä: korkein altistuneiden määrä oli Euroopan ulkopuolisessa kokokontrolliryhmässä, jossa oli

positiivisen altistumiskertoimen saaneita 3,3 % ja negatiivisen 10,5 %. Merkittävää oli kuitenkin, että euron käyttöönoton jälkeisellä ajanjaksolla altistumiskertoimet pienenevät merkitsevästi suunnilleen samansuuruisella yritysjoukolla. Monikansallisten ja kontrolliryhmien välillä ei kuitenkaan yleisesti ottaen ollut merkitsevää eroa altistumiskertoimien muutoksissa. Tämä tarkoittaa, että euron käyttöönoton jälkeen valuuttakurssiriskille altistuminen on pienentynyt yleisesti lähes koko maailmassa, eikä vain euroalueella toimivissa monikansallisissa yrityksissä. (Bartram & Karolyi 2006, 536–538.)

## 5 VALUUTTAKURSSIRISKILLE ALTISTUMINEN SUOMESSA JA RUOTSISSA

Tutkimukseni tarkoituksena on selvittää Ruotsin ja Suomen eri toimialojen välistä eroja valuuttakurssiriskille altistumisessa. Lisäksi tarkastelen miten tämä altistuminen on muuttunut euron käyttöönoton myötä. Aloitan ensin kertomalla aineiston keruusta ja siihen liittyneistä haasteista, jonka jälkeen analysoin valitun aineiston. Sen jälkeen muodostan regressiomallit, jota estimoimalla tutkin valuuttakurssialtistuman kokoa valituilla toimialoilla. Lopuksi analysoin saadut tulokset ja liitän ne aikaisempaan tutkimukseen ja teoriaan. Keskityn vastaamaan tuloksia arvioidessani määrittelemiini neljään tutkimuskysymykseen:

1. Altistuvatko Suomen ja Ruotsin osakemarkkinat valuuttakurssiriskille?
2. Onko maiden välillä eroa?
3. Onko euron käyttöönotto vaikuttanut valuuttakurssiriskille altistumiseen?
4. Eroavatko eri toimialojen altistumiskertoimet toisistaan?

Sekä Tukholman että Helsingin pörssin toimialakohtaisella aineistolla tutkimusta toteuttaessa tulee vastaan joitakin ongelmia. Toimialaindeksejä pörssseitä rakennetaan useitakin: omat indeksinsä julkaisevat ainakin MSCI, FTSE sekä Thomson Reuters, jonka palvelusta aineistoni hankin. Kaikki rakentavat indeksinsä hieman eri kriteerein, mutta kaikkien kohdalla ongelmana on markkinoiden koko. 30.12.2014 Helsingin pörssissä käytiin kauppaa 119 yhtiön osakkeella ja Tukholman pörssissä 263 yrityksen. Molemmissa pörsseissä yritysten määrä on laskenut vuodesta 2007 alkaen. (*The Nordic list with First North 2014*.) Kun osakkeita jaetaan toimialoittain indekseihin, syntyy esimerkiksi sellaisia indeksejä kuin Suomen jälleenmyyntisektori, jossa ainoat osakkeet ovat Keskon A- ja B-sarjat, tai Suomen kodintarvikkeiden indeksi, jossa ainoa yritys on Fiskars.

Yksi ratkaisu ongelmaan olisi tutkia yksittäisiä osakkeita, mutta se olisi melko työlästä pro gradu -tutkielman tavoitteisiin nähden ja toisaalta yksittäisen yrityksen valuuttakurssiriskille altistuminen on ominaista vain sille yritykselle. Jotta yksittäisen yrityksen altistumaa voitaisiin yleistää koskemaan muita yhtiöitä, tulisi kontrolloida joitakin lisämuuttujia, jotka kertoisivat yrityksen rakenteesta. Tällaisia kontrollimuuttujia on käytetty laajemmissa tutkimuksissa, mutta nekin lisäävät entisestään tutkimuksen monimutkaisuutta ja työmäärää. Toimialakohtaisen tarkastelun valitsemalla pystytään jo kertomaan jotain tietyn yritysryhmän keskimääräisestä valuuttakurssiriskille altistumisesta, vaikka yritykset toimialojen sisällä eivät olisikaan rakenteeltaan identtisiä.

Tarkasteltaviksi valittavat toimialat täytyy siis valita niin, että ne sisältävät riittävän määrän yrityksiä kuvaamaan omaa toimialaansa. Lisäksi tavoitteeni on ottaa mukaan sekä kansainvälisiä toimialoja että sellaisia jotka keskittyvät

pääosin kotimarkkinoille. Näin voidaan ehkä havaita jotain eroja toimialojen altistumiskertoimissa.

Viikoittaisen aineiston valintaa voidaan perustella aikaisemmasta tutkimuksesta saadulla tiedolla. Tutkimuksissa on huomattu havaintovälin vaikuttavan saatuihin tuloksiin. Dominguez ja Tesar (2006, 200–202) huomasivat että päivittäisellä aineistolla valuuttakurssiriskille altistumista havaitaan joidenkin maiden kohdalla kymmeniä prosenttiyksiköitä vähemmän kuin vuosittaisella aineistolla. Altistumisprosentti kasvoi monotonisesti tarkasteluväliä kasvatettaessa. Tutkijat tarkastelivat asiaa tarkemmin ja havaitsivat, että eniten valuuttakurssiriskeille altistuneet yritykset pysyivät jotakuinkin samoina tarkasteluvälistä huolimatta, joten he pysyttäytyivät omassa tutkimuksessaan viikoittaisessa aineistossa. Itsekin tulen käyttämään tutkimuksessani viikoittaista aineistoa, koska sillä saavutetaan todennäköisesti riittävän kuvaavat altistumiskertoimet.

Toimialojen kansainvälisyyttä voi arvioida Ruotsin tilastokeskukselta ja Suomen tullilta saatavilla havaintoaineistoilla. Suomessa toimialaluokituksena käytetään TOL2008-luokitusta ja Ruotsissa SNI2007-luokitusta. Molemmat perustuvat päätoimialojen ja neljän alatason osalta eurooppalaiseen NACE rev.2 -luokitukseen, joten ne ovat keskenään vertailukelpoisia. Luokituksessa on huomioitava, että kirjaimin A–X ilmaistu toimialajako on tehty lopputuotteiden perusteella. Luokitukset eivät täysin vastaa tutkimusta varten saatavilla olevia indeksejä, joten oheisista kaavioista saadaan vain suuntaviittoja tutkittavien toimialojen kansainvälisyysasteen arviointiin.

Tuonti ja vienti toimialoittain ovat esitettynä taulukoissa 1 ja 2. Tiedonhankutkella uusin saatavilla ollut lopullinen tilasto molemmista maista oli vuodelta 2013. Aivan samojen toimialojen tietoja ei ollut maista saatavilla, joten taulukoissa on esitetty niiden toimialojen luvut, joista tietoa oli. Ruotsin datassa huomattava erikoisuus on, että tukku- ja vähittäiskaupan kansainväliset luvut puuttuvat.

TAULUKKO 1 Viennin ja tuonnin arvo päätoimialoittain (TOL2008), Suomi 2013 (Tulli)

	Tuonti EUR, tuhatta	Vienti EUR, tuhatta
B Kaivostoiminta ja louhinta	99 863	373 795
C Teollisuus	26 013 256	42 851 733
D Sähkö-, kaasu- ja lämpöhuolto	1 127 432	104 215
E Vesi-, viemäri- ja jätevesihuolto	57 512	255 912
F Rakentaminen	462 945	82 844
G Tukku- ja vähittäiskauppa	27 153 426	9 702 883
H Kuljetus ja varastointi	813 227	340 582
I Majoitus- ja ravitsemistoiminta	36 936	2 787
J Informaatio ja viestintä	799 802	145 014
L Kiinteistöalan toiminta	28 647	4 447
M Ammatillinen, tieteellinen ja tekninen toiminta	347 367	315 325
N Hallinto- ja tukipalvelutoiminta	233 262	60 361

Teollisuus on luonnollisesti molemmissa maissa suurin kansainvälisen kaupan toimiala. Kummassakin maassa teollisuustuotteita viedään enemmän kuin niitä tuodaan, eli toimiala on nettoviejä. Ruotsissa teollisuus on suurin toimiala tuonnissa ja viennissä, mutta Suomessa teollisuutta suurempi tuoja on tukku- ja vähittäiskaupan toimiala. Muita nettoviejiä ovat Suomessa ainoastaan kaivos-toimiala sekä vesi-, viemäri- ja jätevesihuolto. Ruotsissa nettoviejiä ovat energia-ala, ammatillinen-, tieteellinen- ja tekninen toiminta, terveys- ja sosiaalipalvelut sekä taide ja viihde.

TAULUKKO 2 Viennin ja tuonnin arvo päätoimialoittain (SNI2007), Ruotsi 2012 (Statistiska centralbyrån)

	Tuonti SEK, tuhatta	Vienti SEK, tuhatta
A Maatalous, metsätalous ja kalatalous	40 847 708	21 954 259
B Kaivostoiminta ja louhinta	96 280 067	22 606 235
C Teollisuus	887 824 910	1 022 434 688
D Sähkö-, kaasu- ja lämpöhuolto	4 519 163	7 764 067
E Vesi-, viemäri- ja jätevesihuolto	9 273 382	8 327 463
J Informaatio ja viestintä	6 687 346	6 357 824
M Ammatillinen, tieteellinen ja tekninen toiminta	6 626	95 051
Q Terveys- ja sosiaalipalvelut	379 908	952 363
R Taiteet, viihde ja virkistys	205 117	304 923
S Muu palvelutoiminta	273	17

Taulukoiden 1 ja 2 luvuista voidaan tehdä perusteltuja arvioita toimialojen valuuttakurssiriskille altistumisen suunnasta. Kun valuuttakurssi vahvistuu, muuttuu tuonti kannattavammaksi. Suurin osa maiden toimialoista on nettotuojia, joten niiden tulisi saada positiivinen altistumiskerroin, kun valuuttakurssi on ilmoitettu kotimaan valuutan hintana ulkomaan valuutassa. Tässä vaiheessa vaikuttaa siltä, että teollisuus on selkeästi eniten vaarassa altistua negatiiviselle valuuttakurssiriskille sen ulkomaankaupan määrän ja suunnan perusteella. Tosin taulukoiden luvut kuvaavat vain yhden vuoden tilannetta, joten altistumisen suuruus ja suunta voivat vaihdella.

Valuuttakursseina tulen käyttämään dollarikursseja SEK/USD, EUR/USD ja FIM/USD, koska dollari on maailman vaihdetuin valuutta ja se toimii välivaluuttana useiden maiden välisessä valuuttavaihdossa. Valuuttakurssin valintaa käsiteltiin aikaisemmassa luvussa ja tarkastellun tutkimustiedon perusteella pidän dollarikurssien valintaa riittävänä, vaikka Yhdysvallat ei kaikkein suurin kauppakumppani kummallekaan maalle ole (Taulukko 3). Suomella oli vuonna 2013 eniten kauppaa Venäjän ja Ruotsin suuntaan. Ruotsi taas käy kauppaa eniten Saksan ja Norjan kanssa. Saksan lisäksi tärkeimpien kauppakumppaneiden joukossa on monia muitakin euromaita, joten on mielenkiintoista nähdä kuinka euron käyttöönotto on vaikuttanut kummankin maan toimialoittaisiin altistumiskertoihin.

TAULUKKO 3 Tärkeimmät kauppakumppanit tuonti ja vienti yhteenlaskettuna 2013 (Tilastokeskus; Statistiska centralbyrån)

<b>Suomi</b>	€, miljoonaa	<b>Ruotsi</b>	SEK, miljoonaa
Venäjä	15 880	Saksa	291 551
Ruotsi	13 182	Norja	209 620
Saksa	12 774	Tanska	159 342
Alankomaat	6 831	Alankomaat	138 655
Kiina	6 445	Suomi	134 810
Yhdysvallat	5 523	Iso-Britannia	134 443
Iso-Britannia	4 775	Yhdysvallat	96 521
Ranska	3 751	Belgia	94 606
Viro	3 436	Ranska	91 697
Belgia	3 150	Kiina	83 340

## 5.1 Toimialaindeksit

Lopullisessa toimialaindeksien valinnassa oli kolme kriteeriä:

1. Aikasarjassa tulee olla tarpeeksi havaintoja ennen ja jälkeen euron käyttöönoton.
2. Indeksien tulee olla koko aikavälillä jatkuvasti aktiivinen, eli sen sisältämien yritysten määrä ei missään vaiheessa mene nolllaan.
3. Indeksissä on tarpeeksi yrityksiä edustamaan toimialaa

Yllä olevin kriteerein Ruotsista valikoitui tutkimukseeni neljän päätoimialan indeksit ja Suomesta viiden. Taulukossa 4 on tarkemmin esitelty tutkimukseen valikoituneet toimialat ja niitä kuvaavat indeksit. Kaikki indeksit ovat markkina-arvopainotettuja ja niihin on haettu havainnot aikavälille 28.3.1988–29.3.2015. Ajanjakso on rajattu niin, että se alkaa Suomen toimialaindeksien elinkaaren ensimmäisestä maanantaista ja päättyy aineiston keruuhetkellä viimeiseen mahdolliseen perjantaihin. Aineistosta on saatu viikoittainen laskemalla päivittäisistä havainnoista keskiarvo jokaiselle viikolle. Suomesta ja Ruotsista valikoitui Suomen terveydenhuoltoalaa lukuun ottamatta yhtenevät toimialat. Yritykset, jotka ovat listattu molemmissa pörsseissä, sisältyvät vain sen maan toimialaindeksiin, jossa sen pääkonttori sijaitsee.

Tutkimukseni poikkeaa monista muista tutkimuksista siinä, että otan mukaan myös rahoitusalan, joka monesti jätetään tämän kaltaisista tutkimuksista pois. Rahoitusalan poisjättäminen voisi olla perusteltua sen nojalla, että se toimii välittäjänä niille instrumenteille, joita käytetään valuuttakurssiriskiltä suojautumiseen. Toisaalta juuri välittäjäroolinsa takia se on mielenkiintoista sisällyttää aineistoon ja selvittää alan altistuminen valuuttakursseille.

TAULUKKO 4 Tutkimukseen valitut päätoimialat, niitä kuvaavat indeksit ja esimerkkejä indekseihin sisältyvistä toimialoista

<b>Päätoimiala</b>	<b>Indeksi(t)</b>	<b>Sisältyvät toimialat</b>
Perusteollisuus	<i>Datastream Basic Materials Finland</i> <i>Datastream Basic Materials Sweden</i>	Metsäteollisuus, paperiteollisuus, kemikaalit, kaivostointa, metalliala
Teollisuus	<i>Datastream Industrials Finland</i> <i>Datastream Industrials Sweden</i>	Koneala, elektroniikka, rakennusala, painoala, lentokoneiteollisuus, puolustusteollisuus
Rahoitus	<i>Datastream Financials Finland</i> <i>Datastream Financials Sweden</i>	Liike- ja sijoituspankkitoiminta, vakuutusala, kiinteistönvälitys
Telekommunikaatio, media ja IT	<i>Datastream Telecom, Media &amp; IT Finland</i> <i>Datastream Telecom, Media &amp; IT Sweden</i>	Lehti- ja kirjajulkaisu, sähköinen julkaisu- ja toiminta, teleoperaattorit, tietotekniikan tuotanto, mobiilituotteet
Terveydenhuolto	<i>Datastream Health Care Finland</i>	Terveydenhoitopalvelut, lääkeala, lääketieteelliset välineet, bioteknologia, lääketieteellinen tutkimus

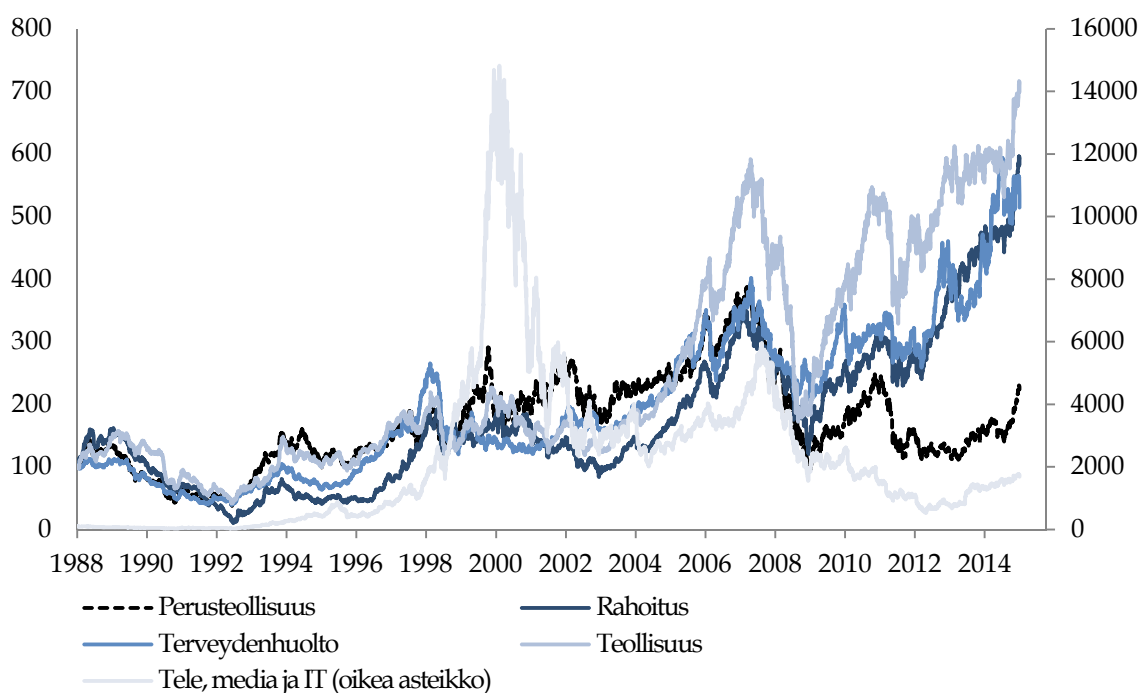
Toimialaindeksien kehitystä tarkasteltaessa huomio kiinnittyy IT-kuplaan. 1990-luku oli räjähdysmäisen teknologisen kehityksen aikaa ja Suomen toimialaindeksien kokonaiskuvassa se näkyy telekommunikaatio-, media- ja IT -alaa kuvaavan indeksin dominoivana luonteena (kuvio 1). Erityisesti Nokian vauhdittamana kyseinen päätoimiala on kasvanut suhteettoman suureksi muihin aloihin verrattuna. Indeksien huippukohtana on vuosituhannen käänne, jolloin IT-kupla lopulta puhkesi ja syöksi teknologiayritysten osakkeet jyrkkään laskuun.

IT-kuplan lisäksi kuviosta 1 paljastuu telekommunikaatio-, media ja IT -alan vahva reaktio vuonna 2007 pitkän nousukauden jälkeen alkaneeseen maailmanlaajuisen finanssikriisiin. Monilla aloilla finanssikriisistä toipuminen alkoi vuoden 2009 aikana, mutta tätä ei ole havaittavissa Suomen telekommunikaatio-, media- ja IT -alan käyrässä. Tämä johtuu todennäköisesti Nokian suuresta painotuksesta indeksissä. Nokian markkinaosuus päätoimialallaan, matkapuhelimissa, alkoi pienentyä 2010-luvun alussa ja siitä syystä koko indeksi jatkoi alaspäin aina 2013 vuoden kynnykselle. Vahvistusta näkemykselle antaa Ruotsin toimialojen kehitys (kuvio 2), josta voi nähdä, että heidän markkinoilla vastaava indeksi aloitti nousun jo ennen vuotta 2009.

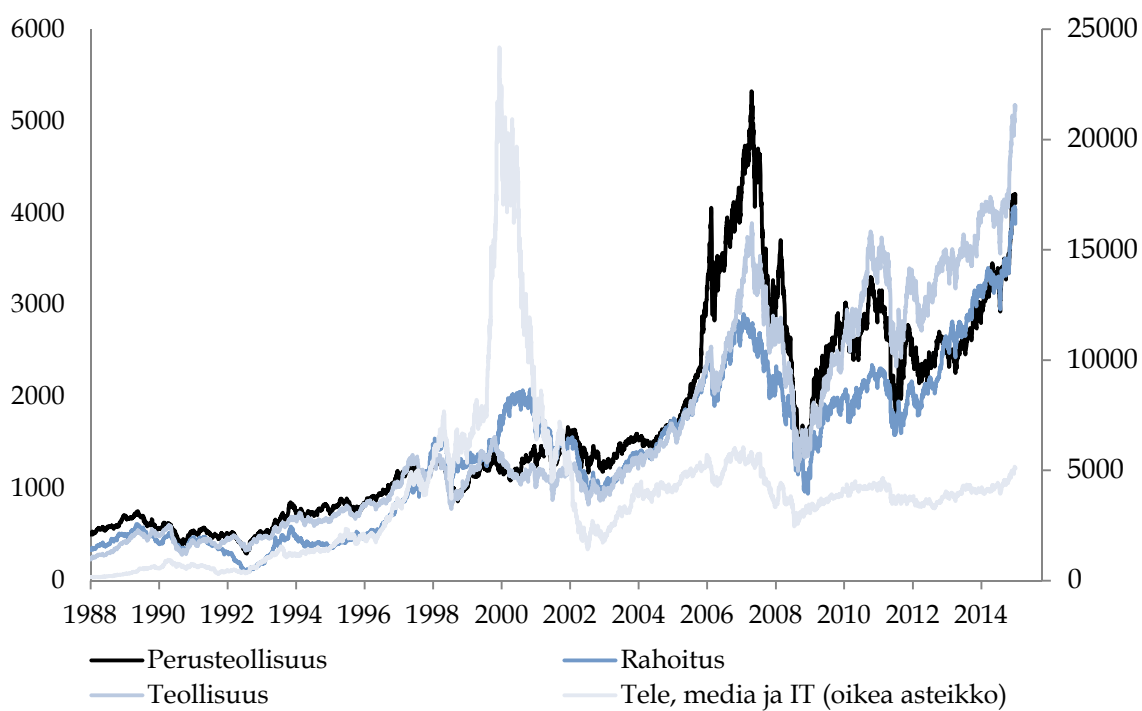
Muiden kuin IT-alan indeksien arvot ovat joinakin aikoina liikkuneet hyvin yhtenäisesti, kuten lamavuosina 1988–1992 ja ennen finanssikriisiä vuosina 2004–2007. Toisaalta kuviosta 1 on huomattavissa, että Suomen perusteollisuus ei ole vielääkään toipunut finanssikriisistä, vaan sen indeksiluku on jäänyt 2000-luvun alun tasolle. Kolme muuta toimialaa ovat tätä vastoin toipuneet kriisistä hyvin. Ennen euroon siirtymistä perusteollisuutta, erityisesti metsäteollisuutta, pyrittiin auttamaan stimuloimalla vientiä markan devalvaatioilla. Euroaikaan devalvaatio ei ole enää mahdollista ja mahdollisesti osittain tästä syystä perusteollisuus on jäänyt kehityksessä jälkeen muista tarkastelluista toimialoista. Ruotsin perusteollisuus (kuvio 2) sen sijaan näyttää toipuneen hyvin finansi-



kriisistä; sitä kuvaavan indeksin trendi on ollut kasvava muiden toimialojen kanssa jo suunnilleen 2009 vuoden alusta.



KUVIO 1 Suomen päätoimialojen indeksien kehitys (indeksipiste)



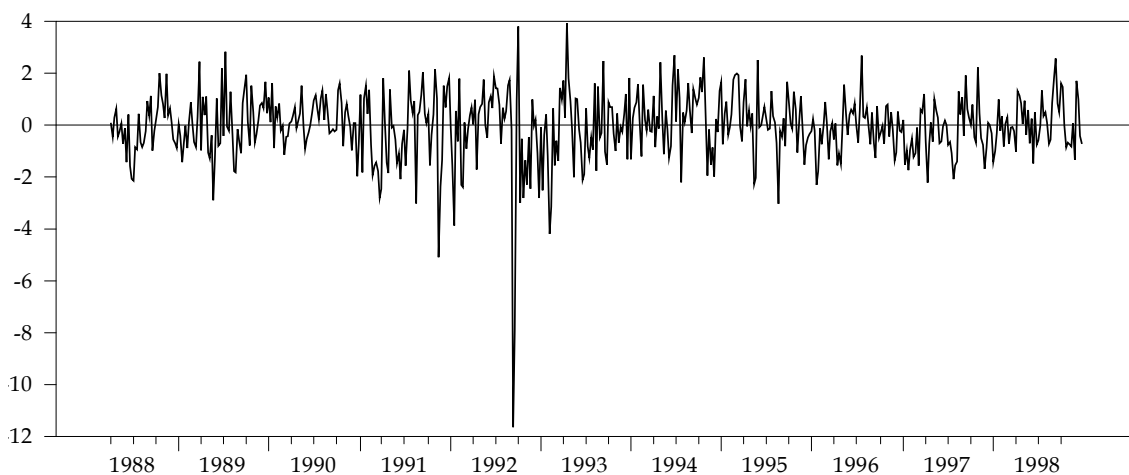
KUVIO 2 Ruotsin päätoimialojen indeksien kehitys (indeksipiste)

Ruotsinkin aineistossa (kuvio 2) näkyy IT-kuplan vaikutus telekommunikaatio, media- ja IT-alaan, mutta ala ei ole aivan yhtä hallitseva suhteessa muihin päätoimialoihin kuin Suomessa. Ruotsissa perusteollisuuden, rahoitusalan ja teollisuuden indeksien kehitys vaikuttaisi silmämääräisesti olleen jopa Suomen vastaavia harmonisempaa.

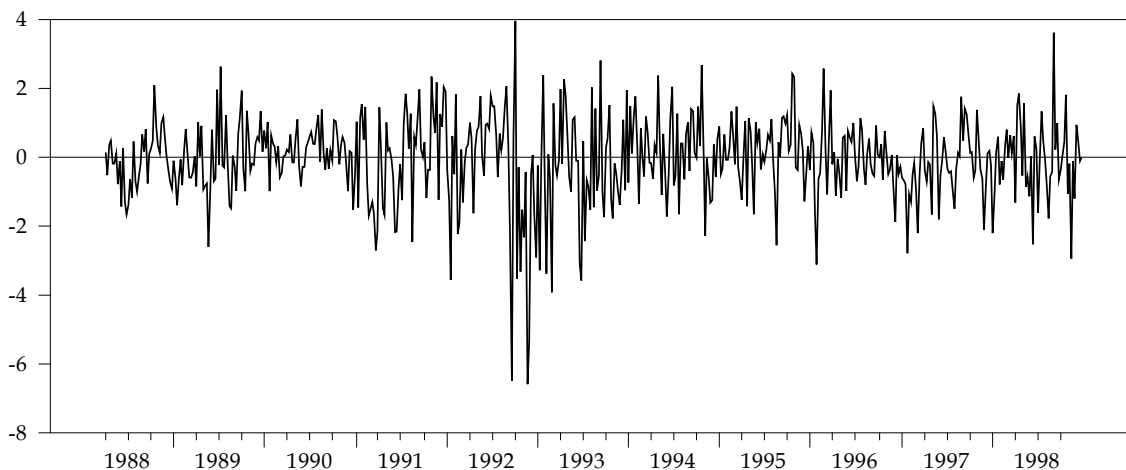
Toimialaindeksien verrattain yhtenäisestä liikkeestä voidaan päätellä, että toimialojen arvovaihteluihin vaikuttaa suurelta osin jotkin koko osakemarkkinoille yhteiset tekijät. Tämä motivoi markkinakomponentin kontrollointia regressiomallissa esimerkiksi koko osakemarkkinan kattavan indeksin avulla.

## 5.2 Valuuttakurssit ja markkinaindeksit

Valitsin siis tutkimukseen Ruotsin kruunun, Suomen markan ja euron dollarihintaisten kurssit aiemmin perustelluista syistä. Kuviossa 3 on esitettyä Suomen markan ja dollarin välisen kurssin viikoittainen muutos. Silmämääräisesti arvioiden valuuttakurssin volatilitetissa ei ole tapahtunut merkittäviä muutoksia esitetyn kymmenen vuoden periodin aikana, poislukien negatiivinen piikin syyskuun 1992 kohdalla. Tällöin markan arvon pitäminen kapeiden vaihtelurajojen sisällä lopetettiin ja valuutta päästettiin kellumaan. Kelluttamisilmoituksesta seurasi välitön valuuttakurssin romahdus. (Kuusterä & Tarkka 2012, 665–667) Viikoittaisen valuuttakurssimuutoksen keskihajonta esitetyllä aikavälillä oli 1,32.



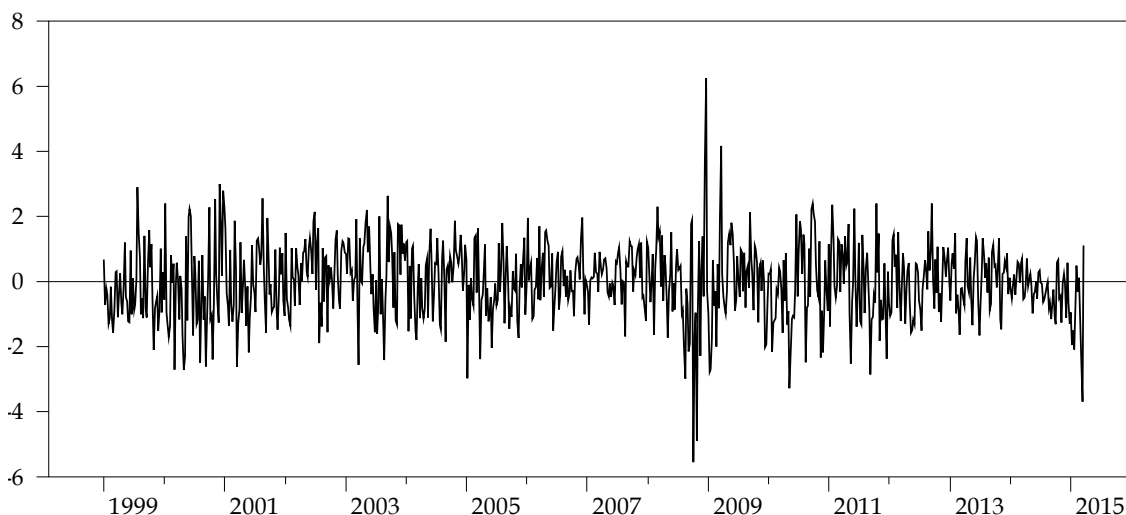
KUVIO 3 Suomen markan ja USA:n dollarin välisen kurssin viikoittainen prosenttimuutos 1988–1998



KUVIO 4 Ruotsin kruunun ja USA:n dollarin välisen kurssin viikoittainen prosenttimuutos 1988–1998

Kuviossa 4 on esitetty Ruotsin kruunun ja Yhdysvaltain dollarin välisen kurssin viikkovaihtelu ennen euroaikaa. Kuvio on hyvin samannäköinen Suomen markan vastaavan kuvion kanssa. Ruotsinkin kohdalla selkeimpänä piikkinä näkyy 1992 marraskuussa hieman Suomen jälkeen tapahtunut kellutus päätös ja sitä seurannut valuutan arvon romahtaminen suhteessa dollariin. (Kuusterä & Tarkka 2012, 669) Ruotsin kruunun viikoittaisen valuuttakurssimuutoksen keskihajonta oli hieman markkaa alhaisempi  $-1,24$ .

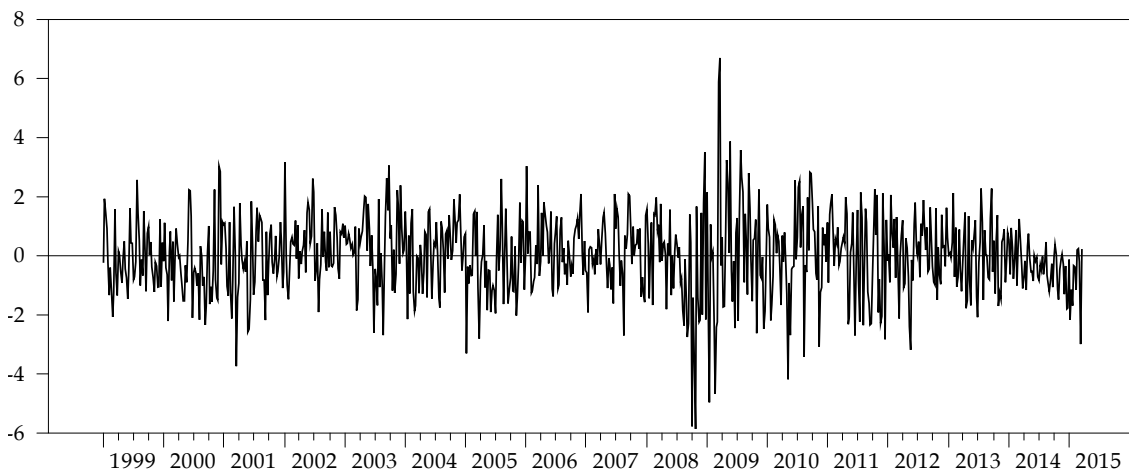
Euron ja dollarin välisen valuuttakurssin viikoittaisen muutoksen käyrässä (kuvio 5) ei ole havaittavissa aivan niin suuria piikkejä kuin Suomen markan dollarikurssissa. Isoimmat heilahtelut osuvat finanssikriisin aikaan vuodelle 2008. Valuuttakurssin volatilitetti laski euroaikana, viikkomuutoksen keskihajonnan ollessa  $1,15$ .



KUVIO 5 Euron ja USA:n dollarin välisen kurssin viikoittainen prosenttimuutos 1999–2015

Euroaikana Ruotsin kruunun ja USA:n dollarin välinen valuuttakurssi (kuvio 6) on käyttäytynyt hyvin samankaltaisesti kuin euron dollarikurssi. Valuutta-

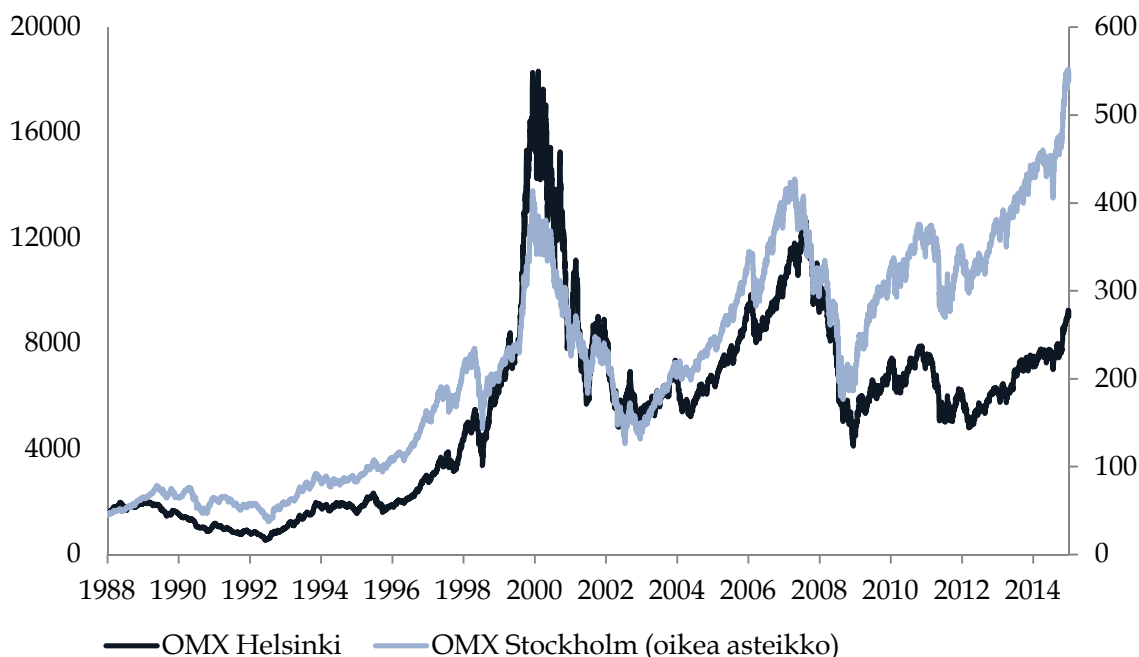
kurssimuutoksen keskihajonta tällä aikavälillä oli 1,14. Täten voidaan todeta, että sekä Ruotsin että Suomen kotivaluutoiden volatilitteetti dollariin nähden on pienentynyt euron käyttöönoton jälkeisenä aikana. Kehitykseen saattaa olla osaltaan vaikuttanut euroalueen yhteinen rahapolitiikka, joka välillisesti vaikuttaa myös Ruotsiin. Ruotsi on Euroopan keskuspankkijärjestelmän jäsen ja pyrkii noudattamaan yhtenevää rahapolitiikkaa, vaikka se ei olekaan alttiina sanktioille, jos tavoitteet eivät täyty (Wetterberg 2009, 454).



KUVIO 6 Ruotsin kruunun ja USA:n dollarin välisen kurssin viikoittainen prosenttimuutos 1999–2015

Valitsin Tukholman ja Helsingin pörssien markkina-arvopainotetut yleisindeksit kuvaamaan regressiomallin markkinakomponenttia. Koko pörssiä kuvaavia indeksejä on käytetty aikaisemmissa tutkimuksissa paljon ja niiden on todettu selittävän osaketuottoja hyvin. Lisäksi Dominguez ja Tesar (2006) totesivat tutkimuksensa perusteella, että markkina-arvopainoitteisen ja tasa-arvoisen indeksin avulla saaduissa estimaateissa ei ollut merkittäviä eroja, joten en ole huolissani yksittäisten yritysten ylisuuresta painoarvosta indeksissä. Myös markkinaindeksien havainnot on haettu Thomson Reuters Datastreamista.

Kuviosta 7 näkee kuinka Helsingin ja Tukholman pörssin markkina-arvopainotetut yleisindeksit vahvistavat toimialakohtaisten indeksien välittämän kuvan. Molemmissa näkyy IT-kupla vuosituhannen vaihteessa ja finanssikriisi vuonna 2007. Lisäksi on havaittavissa kuinka Suomen perusteellisuuden ja IT-alan heikko kehitys finanssikriisin jälkeen heijastuu koko pörssin yleisindeksiin Tukholman pörssiä heikompana kasvuna vuosina 2009–2015.



KUVIO 7 Helsingin ja Tukholman pörsien yleisindeksien kehitys (indeksipiste)

### 5.3 Tutkimusmenetelmä

Tutkin aluksi käytettyjen aikasarjojen stationaarisuutta augmented Dickey-Fuller -testillä (Liite 1). Kuten odotettua, kaikki aikasarjat paljastuivat epästationaarisiksi, joten muutin ne logaritmoituiksi differensseiksi tavanomaisella muunnoksella:

$$\ln\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right) * 100 \quad (12)$$

Logaritmoidut muutokset kerrottiin sadalla ainoastaan muutettujen havaintojen tulkinnan helpottamiseksi.

Aloitan tutkimuksen yksinkertaisimmalla mahdollisella valuuttakurssirisikille altistumista mallintavalla regressioyhtälöllä:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_{1i}R_{st} + u_{it} \quad (13)$$

jossa yksittäisen toimialaindeksin viikoittaisia logaritmoituja tuottoja  $R_{it}$  selitetään valuuttakurssin logaritmoidulla muutoksella  $R_{st}$ . Tällä tavalla regressiomalla saadaan hyvä vertailupohja, kun mallia lähdetään laajentamaan. Tulosten tulkinta on helppoa, koska kerroin  $\beta_{1i}$  kuvastaa täsmälleen valuuttakurssin muutoksen ja toimialaindeksin tuoton lineaarista suhdetta. Estimoin mallin pienimmän neliösumman menetelmällä (OLS) jokaiselle toimialaindeksille ensin aikavälille ennen euroa ja lopuksi aikavälille euron käyttöönnoton jälkeen.

Estimoinnissa käytän heteroskedastisuudelle ja autokorrelaatiolle robusteja Newey-West-keskivirheitä.

Kun olen estimoinut yhtälön (13) lisäksi regressiomalliin markkinaindeksin muutoksen, eli markkinatuottokomponentin. Regressioyhtälö tulee muotoon:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_{1i}R_{st} + \beta_{2i}R_{mt} + u_{it} \quad (14)$$

jossa  $R_{mt}$  on markkinaindeksin logaritmoitu viikoittainen tuotto. Tämä malli on yleisimmin valuuttakurssialtistuman tutkimiseen käytetty lineaarinen regressiomalli. Kun yhtälöön lisätään markkinatuottokomponentti, kertoimen  $\beta_{1i}$  merkitys muuttuu, koska osa valuuttakurssimuutoksen aiheuttamasta osake-markkinavaikutuksesta on koko markkinoille yhteistä ja sisältyy täten kertoi-meen  $\beta_{2i}$ . Täten  $\beta_{1i}$  kuvastaa ainoastaan toimialan altistumista valuuttakurssi-riskille *yli markkinoiden altistumisen*. Tällöin, vaikka  $\beta_{1i}$  olisikin tilastollisesti nol-la, toimiala saattaa silti altistua valuuttakurssiriskille yhtä laajasti kuin markki-nat kokonaisuutena.

Viimeisenä variaationa muokkaan mallia niin, että virhetermin  $u_{it}$  va-rianssi ei ole enää vakio vaan se on ajassa muuttuva ja ehdollinen  $h_{i,t}$ , jolloin virhetermi on jakautunut  $u_{it} \sim N(0, h_{i,t})$ . Tällöin tuottofunktiio pysyy yhtälön (14) mukaisessa muodossa, mutta sen virhetermi tulee noudattamaan GARCH(1,1)-prosessia. Kyseistä GARCH-mallia on käytetty aikaisemmassakin vastaavassa tutkimuksessa, mutta lisäksi arvioin sen sopivuutta vielä AIC ja BIC -informaatiokriteereillä (Liite 2). Tarkalleen ottaen ehdollisen varianssin kaava on yhtälön muotoa:

$$h_{i,t} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}u_{i,t-1}^2 + \alpha_{2i}h_{i,t-1} \quad (15)$$

jossa varianssi  $h_{i,t}$  on ehdollinen regressiomallin (14) viivästetyn neliöidyn resi-duaalin,  $u_{i,t-1}^2$ , ja viivästetyn ehdollisen varianssin,  $h_{i,t-1}$ , suhteen. Nämä termit tekevät mallista dynaamisen. Tavoitteena on täten ottaa huomioon aikaisem-massa tutkimuksessa (esim. Bartov & Bodnar 1994; Allayannis & Ihrig 2001) havaittu valuuttakurssialtistumisen ominaisuus, eli altistumisen muuttuminen ajan suhteen. Estimoin GARCH-mallin Berndt, Hall, Hall ja Hausman (1974) mukaisella maximum likelihood -menetelmällä.

Taulukossa 5 on esiteltyä tunnuslukuja tutkimuksessa käytetyistä ai-kasarjoista, eli kaavan (12) mukaisesti lasketuista tuottomuuttujista. Taulukosta on havaittavissa, että aikasarjat eivät ole normaalisti jakautuneita, vaan hui-pukkaita ja vinoja. Lisäksi jokaisessa aikasarjassa on havaittavissa autokorrelaa-tiota.

Aikasarjojen vaihteluvälit ovat melko suuret, joka on ymmärrettävää vii-koittaisella aineistolla. Viikon aikana osakekurssissa ehtii tapahtua suuria vaih-teluita. Suomen toimialaindeksien varianssi on hieman korkeampaa, samoin kuin koko Helsingin pörssin yleisindeksin. Ainoana poikkeuksena on teolli-suus, jonka varianssi on molemmissa kaikista toimialoista pienin ja Suomessa hieman pienempi kuin Ruotsissa. Mielenkiintoisena yksityiskohtana voi huo-

mata, että ainoastaan Tukholman pörssin yleisindeksin ja Ruotsin rahoitus-, teollisuus ja telealojen indeksien tuotot ovat tilastollisesti merkitsevästi nollasta poikkeavia.

TAULUKKO 5 Tutkimuksessa käytettyjen aikasarjojen tunnuslukuja koko aikaväliltä

	M	Maks.	Min.	$\sigma^2$	SK	Kurt	JB	Q(10)
<b>Toimialat</b>								
<i>Suomi</i>								
Perusteellisuus	0,06	12,75	-19,48	12,34	-0,16*	1,77*	190*	89*
Rahoitus	0,13	31,02	-19,80	12,64	0,77*	11,63*	8069*	151*
Teollisuus	0,14	9,06	-15,37	8,10	-0,52*	1,96*	287*	181*
Tele, media ja IT	0,21	23,94	-27,25	20,53	-0,25*	2,69*	438*	156*
Terveystenhoito	0,12	10,62	-16,59	6,72	-0,73*	4,26*	1188*	88*
<i>Ruotsi</i>								
Perusteellisuus	0,15	12,89	-18,93	8,33	-0,41*	3,91*	936*	94*
Rahoitus	0,18*	24,55	-16,66	9,90	-0,03	5,27*	1629*	111*
Teollisuus	0,22*	12,28	-14,21	8,17	-0,44*	2,28*	351*	80*
Tele, media ja IT	0,25*	18,94	-24,76	15,44	-0,45*	3,97*	973*	100*
<b>Valuuttakurssit</b>								
EUR/USD	-0,01	6,24	-6,77	1,30	-0,24*	1,97*	241*	118*
SEK/USD	-0,03	6,70	-6,59	1,66	-0,33*	2,34*	348*	90*
FIM/USD	0,00	3,92	-11,64	1,48	-1,18*	9,23*	4047*	87*
<b>Markkinaindeksit</b>								
OMX Helsinki	0,13	11,26	-20,82	9,34	-0,56*	3,25*	693*	136*
OMX Stockholm	0,18*	11,87	-13,99	5,68	-0,45*	2,96*	560*	97*

M = odotusarvo, Maks. = sarjan maksimiarvo, Min. = sarjan minimiarvo,  $\sigma^2$  = varianssi, SK = vinous, Kurt = huipukkuus, JB = Jarque-Bera normaalisuustestisuure, Q(10) = Ljung-Box Q-testisuure viiveellä 10  
\* = tilastollisesti merkitsevä vähintään 5% tarkkuudella

## 5.4 Selittävänä muuttujana valuuttakurssimuutos

Taulukossa 6 on esitetty regressiomallin (13) empiiriset tulokset aikavälille ennen euroa. Taulukossa on ilmoitettu vakiotermin sekä valuuttakurssiparametrin  $\beta_{1i}$  saamat arvot ja niiden keskivirheet sekä regression  $R^2$ -selitysaste. Taulukossa 7 on vastaavasti jälkimmäisen aikavälin tulokset. Euro otettiin käyttöön 1.1.1999, mutta euroa edeltävä aikakausi ulottuu tässä viikoittaisessa tutkimuksessa päivään 3.1.1999, jolloin päättyi viimeinen vuoden 1998 puolella alkanut viikko.

Tuloksista on välittömästi nähtävissä, että valuuttakurssimuutos yksinään on huono selittäjä toimialatuotoille. Toimialasta ja aikavälistä riippuen mallin selitysaste sijoittuu välille 0,00–0,06, eli valuuttakurssimuutos selittää parhaimmillaankin vain 6 % toimialatuoton varianssista. Tämä oli jo aikaisemman tutkimuksen perusteella odotettavissa, koska esimerkiksi Griffin ja Stultz (2001) saivat estimoinneilleen saman suuruusluokan selitysasteita.

Merkittävää on kuitenkin vahvasti tilastollisesti merkitsevien valuuttakurssiparametrien esiintyminen. Ennen euroa ainoastaan molempien maiden rahoitusala ja ruotsin perusteellisuus vaikuttaisivat olleen jokseenkin suojassa valuuttakurssiriskiltä, kun taas muiden toimialojen altistuminen on ollut tilastollisesti merkitsevää vähintään 5 % tarkkuudella, mutta useimmiten jopa 1 %

tasolla. Ennen euron käyttöönottoa jokaisen toimialan valuuttakurssimuutoksen parametrit olivat myös negatiivisia, joka voisi viitata vientipainotteiseen liiketoimintaan. Valuuttakurssi on määritelty kotimaan valuutan hintana dollareissa, jolloin valuuttakurssin arvon kasvaessa kotimaan valuutta vahvistuu. Negatiivinen kerroin tarkoittaa, että kotimaan valuutan vahvistuminen laskee toimialan tuottoja, joka voi juontua viennin heikkenemisestä.

TAULUKKO 6 Tulokset selitettäessä toimialaindeksin tuottoa valuuttakurssimuutoksella. Aikaväli 28.3.1988–3.1.1999, ennen euroa.

Toimiala	$\beta_0$	$\beta_1$	$R^2$	SER
<b>Suomi</b>				
Perusteollisuus	0,055 (0,189)	-0,491** (0,132)	0,03	3,306
Rahoitus	0,062 (0,261)	-0,180 (0,290)	0,00	4,515
Teollisuus	0,045 (0,183)	-0,419** (0,107)	0,04	2,812
Tele, media ja IT	0,613* (0,265)	-0,397* (0,171)	0,01	4,245
Terveydenhuolto	0,058 (0,146)	-0,338** (0,101)	0,03	2,522
<b>Ruotsi</b>				
Perusteollisuus	0,091 (0,137)	-0,323 (0,165)	0,02	2,520
Rahoitus	0,234 (0,219)	-0,062 (0,188)	0,00	3,617
Teollisuus	0,230 (0,158)	-0,365** (0,115)	0,02	2,741
Tele, media ja IT	0,612** (0,208)	-0,632** (0,212)	0,03	3,982
<b>Havaintoja</b>	561			
Estimoitu yhtälöä (13) pienimmän neliösumman metodilla heteroskedastisuudelle ja autokorrelaatiolle robusteilla keskivirheillä (HAC, suluissa). Kerroin $\beta_{1i}$ kertoo toimialan $i$ :n lineaarisen altistumisen USA:n dollarin ja kotivaluutan valuuttakurssiriskille. * = tilastollisesti merkitsevä 5% tarkkuudella ** = tilastollisesti merkitsevä 1% tarkkuudella				

Erityisen mielenkiintoista tuloksissa on euron käyttöönoton jälkeinen aika. Suomi valitsi euron valuutakseen 1.1.1999 alkaen, mutta Ruotsi pitäytyi kruunussa. Dramaattinen muutos aiemmalla aikavälillä hyvin yhteneväisissä tuloksissa alkaa mallien selitysasteista. Euro-Suomessa pelkkä valuuttakurssi selitti enää hyvin heikosti toimialojen tuottojen varianssia  $R^2$ -arvon tippuessa nolnaan, teollisuusalan pientä poikkeusta lukuun ottamatta. Sen sijaan Ruotsissa valuuttakurssin selityskyky itse asiassa parani huomattavasti ja sillä pystyttiin rahoitusalan tuottojen varianssista selittämään 6 %. Ruotsissa valuuttakurssiriskin altistumiskertoimet ovat myöhemmällä aikakaudella pääosin kasvaneet ja tulleet vahvemmin tilastollisesti merkitseviksi. Suomessa sen sijaan kaikki tilastollisesti merkitsevä altistuminen on kadonnut. Suomen tulokset käyvät hyvin yhteen sen odotuksen kanssa, että valuuttakurssiriskille altistuminen olisi pienentynyt euroaikana, koska valuuttakurssiriski on poistunut tärkeimpien kauppakumppaneiden väliltä.



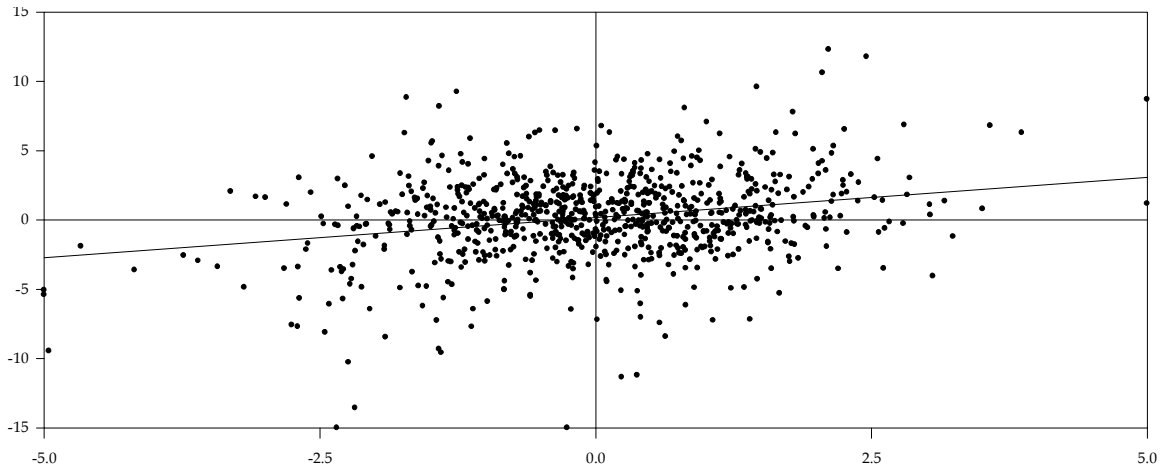
TAULUKKO 7 Tulokset selitettäessä toimialaindeksin tuottoa valuuttakurssimuutoksella. Aikaväli 4.1.1999–29.3.2015, euron käyttöönoton jälkeen.

Toimiala	$\beta_0$	$\beta_1$	$R^2$	SER
<b>Suomi</b>				
Perusteollisuus	0,047 (0,140)	0,042 (0,141)	0,00	3,610
Rahoitus	0,164 (0,105)	0,184 (0,136)	0,00	2,734
Teollisuus	0,193 (0,125)	0,275 (0,151)	0,01	2,820
Tele, media ja IT	-0,078 (0,209)	-0,216 (0,189)	0,00	4,672
Terveystenhoito	0,157 (0,101)	0,120 (0,074)	0,00	2,613
<b>Ruotsi</b>				
Perusteollisuus	0,183 (0,118)	0,580** (0,110)	0,06	2,992
Rahoitus	0,140 (0,104)	0,516** (0,112)	0,06	2,711
Teollisuus	0,205 (0,110)	0,532** (0,129)	0,06	2,828
Tele, media ja IT	-0,014 (0,172)	0,289** (0,111)	0,01	3,809
<b>Havainnot</b>	847			
Estimoitu yhtälöä (13) pienimmän neliösumman metodilla heteroskedastisuudelle ja autokorrelaatiolle robusteilla keskivirheillä (HAC, suluissa). Kerroin $\beta_{1i}$ kertoo toimialan $i$ :n lineaarisen altistumisen USA:n dollarin ja kotivaluutan valuuttakurssiriskille. * = tilastollisesti merkitsevä 5% tarkkuudella ** = tilastollisesti merkitsevä 1% tarkkuudella				

Erikoista euron käyttöönoton jälkeisissä tuloksissa on, että Suomen telekommunikaatio-, media- ja IT-alaa lukuun ottamatta kaikki valuuttakurssiparametrit ovat kääntyneet positiivisiksi. Tämä tarkoittaisi sitä, että kotimaan valuutan vahvistuessa toimialan tuotto myös paranisi. Tällainen tilanne voi syntyä esimerkiksi, jos toimiala on nettotuota ja ulkomailta tuonti halpenee kotivaluutan vahvistuessa. Radikaalia muutosta nettoviejistä nettotuojiksi tukee aiemmin esitellyt vuoden 2013 toimialakohtaiset vienti- ja tuontiluvut, joskaan teollisuudella ei ole negatiivista etumerkkiä, kuten ennustettiin.

Kuviossa 8 on esitettyä esimerkimmielessä hajontakaavio, johon on sovittu yhtälön (13) estimoima suora. Kuviossa on esitettyä Ruotsin perusteollisuuden toteutuneet tuotot valuuttakurssimuutoksen suhteen jälkimmäiseltä aikaväliltä ja niille estimoitu malli. Vaaka-akselilla on esitettyä valuuttakurssimuutos ja pystyakselilla toimialan tuotto. Molemmat ovat esitettyinä prosentteina.

Kuvion 8 regression selitysaste oli yksi parhaista saavutetuista ja valuuttakurssikomponentin kerroin oli hyvin vahvasti tilastollisesti merkitsevä. Hajontakaavio kuitenkin osoittaa, että mitään silmämääräisesti selkeää kuviota toimialatuotot ja valuuttakurssimuutos eivät tuota. Havainnot ovat melko hajallaan regressiosuoran ympärillä, joka oli jo selitysasteesta odotettavissa. Tosin voidaan havaita, että silmämääräisesti arvioituna residuaalit jakautuvat melko tasaisesti estimoidun suoran molemmin puolin.



KUVIO 8 Hajontakaavio Ruotsin perusteellisuuden tuotoista valuuttakurssin suhteen aikavälillä 4.1.1999–29.3.2015

TAULUKKO 8 Standardisoitujen residuaalien diagnostiikkaa ajalta 28.3.1988–3.1.1999

Toimiala	M	$\sigma$	SK	Kurt	Q(4)	Q(12)
<b>Suomi</b>						
Perusteellisuus	0,000	0,302	0,244*	0,884*	52,13*	61,92*
Rahoitus	0,000	0,221	1,232*	9,863*	79,31*	114,46*
Teollisuus	0,000	0,355	-0,228*	1,366*	130,71*	149,52*
Tele, media ja IT	0,000	0,235	0,136	1,933*	95,16*	103,87*
Terveydenhuolto	0,000	0,396	-0,165	1,978*	54,08*	65,26*
<b>Ruotsi</b>						
Perusteellisuus	0,000	0,397	0,050	2,402*	38,64*	42,15*
Rahoitus	0,000	0,276	0,325*	4,877*	62,39*	84,72*
Teollisuus	0,000	0,365	-0,246*	2,174*	44,64*	55,37*
Tele, media ja IT	0,000	0,251	-0,191	2,379*	26,01*	29,73*

Tunnusluvut: M = odotusarvo,  $\sigma$  = keskivirhe, SK = vinous, Kurt = hui-pukkuus, Q(d) = Ljung-Box Q-testisuure lagilla d,  
\* = tilastollisesti merkitsevä vähintään 5% tarkkuudella

Taulukoissa 8 ja 9 on vielä tarkasteltu regressioiden standardisoitujen residuaalien diagnostisia lukuja molemmilta aikaväleiltä. Luvut vahvistavat entisestään regressioiden selitysasteiden tulosta siitä, että mallin sopivuus dataan oli melko heikko. Residuaalien odotusarvo on nolla, mutta keskivirheet, vinous ja hui-pukkuus johtavat jokaisen toimialan kohdalla siihen, että residuaalit eivät noudata normaalijakaamaa, kuten olisi toivottavaa. Lisäksi residuaaleissa esiintyy vahvaa autokorrelaatiota Ljung-Boxin Q-testillä 4:llä ja 12:lla viiveellä mitattuna. Seuraavaksi otan regressioon mukaan markkinatuoton, jolla pyrin parantamaan mallin sopivuutta havaintoaineistoon.

TAULUKKO 9 Standardisoitujen residuaalien diagnostiikkaa ajalta 4.1.1999–29.3.2015

Toimiala	M	$\sigma$	SK	Kurt	Q(4)	Q(12)
<b>Suomi</b>						
Perusteollisuus	0,000	0,277	-0,379*	2,074*	34,03*	48,91*
Rahoitus	0,000	0,366	-0,864*	3,272*	34,58*	39,83*
Teollisuus	0,000	0,354	-0,639*	2,108*	56,28*	69,50*
Tele, media ja IT	0,000	0,214	-0,433*	2,805*	56,48*	67,76*
Terveystenhoito	0,000	0,382	-1,104*	5,699*	33,19*	45,44*
<b>Ruotsi</b>						
Perusteollisuus	0,000	0,334	-0,585*	3,693*	27,75*	58,81*
Rahoitus	0,000	0,369	-0,466*	3,453*	13,49*	40,07*
Teollisuus	0,000	0,354	-0,444*	1,908*	24,34*	38,64*
Tele, media ja IT	0,000	0,262	-0,700*	4,968*	53,99*	77,10*

Tunnusluvut: M = odotusarvo,  $\sigma$  = keskivirhe, SK = vinous, Kurt = hui-pukkuus, Q(d) = Ljung-Box Q-testisuure lagilla d,  
\* = tilastollisesti merkitsevä vähintään 5% tarkkuudella

## 5.5 Selittävinä muuttujina valuuttakurssimuutos ja markkina-tuotto

Taulukoissa 10 ja 11 on eritelty tulokset yhtälön (14) estimoinnista. Markkina-tuoton ottaminen toiseksi selittäväksi muuttujaksi kasvattaa mallin selitysas-tetta huomattavasti. Markkinatuotolle estimoidut parametrit viittaavat siihen, että sekä Suomen että Ruotsin toimialat ovat melko yhtenäisiä ja niiden tuottoihin vaikuttavat monet yhteiset markkinavoimat. Lineaarisen regression selitysas-teet ovat pääosin melko hyvät, joskin Suomen terveydenhuoltoalan toimiala-tuottojen selittämiseen jälkimmäisellä aikavälillä malli ei tuntunut sopivan ko-vin hyvin.

Mallin (14) tulokset eroavat aiemmin esitellystä siinä, että nyt osa valuut-takurssiriskille altistumisesta saattaa kätkeytyä markkinatuottokomponenttiin, jos markkinat altistuvat valuuttakurssimuutoksille yhtenäisellä tavalla. Ennen euron käyttöönottoa olevalla aikavälillä onkin havaittavissa hyvin vähän tilas-tollisesti merkitseviä valuuttakurssimuutoksen parametreja. Ainoastaan Ruot-sin rahoitusala ja telekommunikaatio-, media- ja IT-ala näyttävät altistuvan ti-lastollisesti merkitsevästi valuuttakurssiriskille yli markkinoiden altistuman. Aikaisempien tutkimusten tulokset siitä, että Suomessa ja Ruotsissa merkitse-västi altistuneita yrityksiä on alle 10 % (Bartram & Bodnar 2012) voivat pitää paikkansa omien tulostenikin kohdalla.

TAULUKKO 10 Tulokset lineaarisesta regressiomallista selitettäessä toimialaindeksien tuottoja valuuttakurssimuutoksella ja markkinatuotolla. Aikaväli 28.3.1988–3.1.1999, ennen euroa.

Toimiala	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	SER
<b>Suomi</b>					
Perusteollisuus	-0,166 (0,099)	-0,106 (0,085)	1,021** (0,041)	0,67	1,928
Rahoitus	-0,211 (0,152)	0,297 (0,276)	1,264** (0,151)	0,54	3,057
Teollisuus	-0,135 (0,100)	-0,105 (0,058)	0,831** (0,044)	0,62	1,767
Tele, media ja IT	0,335** (0,148)	0,087 (0,118)	1,285** (0,058)	0,64	2,567
Terveydenhuolto	-0,083 (0,103)	-0,092 (0,061)	0,652** (0,044)	0,48	1,851
<b>Ruotsi</b>					
Perusteollisuus	-0,145* (0,059)	-0,012 (0,059)	0,968** (0,036)	0,76	1,242
Rahoitus	-0,056 (0,136)	0,318** (0,101)	1,184** (0,068)	0,55	2,430
Teollisuus	-0,027 (0,074)	-0,026 (0,055)	1,051** (0,044)	0,76	1,358
Tele, media ja IT	0,294* (0,151)	-0,213* (0,102)	1,304** (0,063)	0,56	2,673
<b>Havainnot</b>	561				

Estimoitu yhtälöä (14) pienimmän neliösumman metodilla heteroskedastisuudelle ja autokorrelaatiolle robusteilla keskivirheillä (HAC, suluissa). Kerroin  $\beta_{1i}$  kertoo toimialan  $i$ :n lineaarisen altistumisen USA:n dollarin ja kotivaluutan valuuttakurssiriskille yli markkinoiden valuuttakurssialtistuman.  $\beta_{2i}$  kertoo markkinatuoton vaikutuksesta toimialan tuottoon. SER = Standard Error of Regression  
 \* = tilastollisesti merkitsevä 5% tarkkuudella  
 \*\* = tilastollisesti merkitsevä 1% tarkkuudella

Toimialojen altistumiskertoimien suuruudet ovat maltillisia ja vastaavat hyvin esimerkiksi Koutmosin ja Knifin (2011) suomalaisella aineistolla saamien kertoimien suuruusluokkaa. Suurimman altistumiskertoimen sai Ruotsin rahoitusala, hieman yli 0,3. Tämä tarkoittaisi sitä, että valuuttakurssimuutoksesta noin 30 % heijastuisi suoraan osaketuottoon. Kertoimen ollessa positiivinen, valuutan vahvistuminen vaikuttaisi osaketuottoihin positiivisesti. Kerroin on suuri ja vahvasti tilastollisesti merkitsevä, mutta Chaieb ja Mazzotta (2013) havaitsivat toimialakohtaisella yhdysvaltalaisaineistolla vielä suurempia kertoimia.

Myöhemmällä aikavälillä (taulukko 11) eräs huomattava seikka on, että markkinatuoton vaikutus toimialan tuottoihin pienenee. Samalla myös suurin osa selitysasteista pienenee. Tämän voisi tulkita kertovan siitä että aikojen saatossa toimialat ovat hieman erkaantuneet toisistaan ja kokonaisuudessaan markkinat ovat heterogenisoituneet. Tätä tukee myös se, että euron käyttöönoton jälkeisellä ajalla valuuttakurssikomponentin parametreista huomattavasti suurempi osa on tilastollisesti merkitseviä molemmissa maissa. Valuuttakurssiriskille altistumisesta on täten tullut mahdollisesti toimialalle yksilöllisempää ja vähemmän markkinoille yhteistä. Aikaisemmalla regressiomallilla saaduissa tuloksissa nähtyä altistumiskertoimien kääntymistä negatiivisista positiiviksi

ajanjaksojen välillä ei ole enää tämän mallin tuloksilla niin selkeästi nähtävissä. Osa tästä muutoksesta saattaa kätkeytyä markkinatuotokomponenttiin.

TAULUKKO 11 Tulokset lineaarisesta regressiomallista selitettäessä toimialaindeksien tuottoja valuuttakurssimuutoksella ja markkinatuotolla. Aikaväli 4.1.1999–29.3.2015, euron käyttöönoton jälkeen.

Toimiala	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	SER
<b>Suomi</b>					
Perusteollisuus	0,010 (0,118)	0,083 (0,106)	0,643** (0,072)	0,34	2,928
Rahoitus	0,136 (0,086)	0,215* (0,090)	0,494** (0,053)	0,35	2,202
Teollisuus	0,159 (0,093)	0,312** (0,097)	0,585** (0,054)	0,47	2,065
Tele, media ja IT	-0,152* (0,091)	-0,134 (0,072)	1,277** (0,032)	0,81	2,054
Terveystenhoito	0,144 (0,099)	0,135* (0,062)	0,240** (0,039)	0,09	2,493
<b>Ruotsi</b>					
Perusteollisuus	0,069 (0,086)	0,211** (0,060)	0,906** (0,061)	0,55	2,076
Rahoitus	0,018 (0,059)	0,119 (0,063)	0,974** (0,043)	0,75	1,405
Teollisuus	0,081 (0,064)	0,129 (0,068)	0,989** (0,034)	0,71	1,567
Tele, media ja IT	-0,177 (0,097)	0,241** (0,069)	1,301** (0,071)	0,66	2,219
<b>Havainnot</b>	847				

Estimoitu yhtälöä (14) pienimmän neliösumman metodilla heteroskedastisuudelle ja autokorrelaatiolle robusteilla keskivirheillä (HAC, suluissa). Kerroin  $\beta_{1i}$  kertoo toimialan  $i$ :n lineaarisen altistumisen USA:n dollarin ja kotivaluutan valuuttakurssiriskille yli markkinoiden valuuttakurssialtistuman.  $\beta_{2i}$  kertoo markkinatuoton vaikutuksesta toimialan tuottoon. SER = Standard Error of Regression

\* = tilastollisesti merkitsevä 5% tarkkuudella

\*\* = tilastollisesti merkitsevä 1% tarkkuudella

Standardisoidut residuaalit eivät käyttäytyneet estimoiduissa regressioissa täysin toivotunlaisesti. Taulukoista 12 ja 13 näkee, että ne eivät olleet normaalisti jakautuneita ja niissä oli myös autokorrelaatiota. Aikaisemmissa tutkimuksissaakin residuaalien jakauma on usein ollut vino tai huipukas, mutta autokorrelaation esiintyminen ei ole ollut yleistä. Lisädiagnostiikkana tehdyt ARCH-testit viittaisivat ehdollisen heteroskedastisuuden olevan mahdollista lähes jokaisen alan kohdalla. Tämän takia lähdin sovittamaan aineistoon GARCH-mallia, jossa tuottoregressio pysyy samana kuin yhtälö (14), mutta residuaalien varianssia mallinnetaan GARCH-prosessilla yhtälön (15) mukaisesti.

TAULUKKO 12 Standardisoitujen residuaalien diagnostiikkaa ajalta 28.3.1988–3.1.1999

Toimiala	M	$\sigma$	SK	Kurt	Q(4)	Q(12)	ARCH
<b>Suomi</b>							
Perusteollisuus	0,000	0,518	0,220*	1,314*	23,054*	38,068*	9,324*
Rahoitus	0,000	0,327	0,922*	8,137*	53,367*	92,119*	33,715*
Teollisuus	0,000	0,565	-0,320*	2,348*	55,371*	57,817*	3,556*
Tele, media ja IT	0,000	0,389	0,354*	2,230*	60,251*	71,023*	4,953*
Terveystenhoito	0,000	0,539	-0,003	3,000*	30,647*	65,995*	4,606*
<b>Ruotsi</b>							
Perusteollisuus	0,000	0,804	-0,009	1,724*	18,103*	30,040*	1,921
Rahoitus	0,000	0,411	0,474*	3,588*	36,318*	50,887*	16,682*
Teollisuus	0,000	0,735	-0,095	1,454*	41,626*	48,410*	7,126*
Tele, media ja IT	0,000	0,373	-0,218*	2,134*	53,298*	73,273*	13,105*

Tunnusluvut: M = odotusarvo,  $\sigma$  = keskivirhe, SK = vinous, Kurt = hui-pukkuus, Q(d) = Ljung-Box Q-testisuure lagilla d, ARCH = Engle (1982) arch-testisuure  
\* = tilastollisesti merkitsevä vähintään 5% tarkkuudella

TAULUKKO 13 Standardisoitujen residuaalien diagnostiikkaa ajalta 4.1.1999–29.3.2015

Toimiala	M	$\sigma$	SK	Kurt	Q(4)	Q(12)	ARCH
<b>Suomi</b>							
Perusteollisuus	0,000	0,341	-0,133	2,431*	36,411*	48,698*	25,457*
Rahoitus	0,000	0,453	-0,705*	4,827*	61,799*	71,912*	44,991*
Teollisuus	0,000	0,483	-0,221*	1,569*	77,549*	82,353*	8,682*
Tele, media ja IT	0,000	0,486	0,392*	10,247*	86,639*	108,635*	2,701*
Terveystenhoito	0,000	0,401	-1,168*	6,498*	43,432*	54,904*	0,507
<b>Ruotsi</b>							
Perusteollisuus	0,000	0,481	-0,149	2,403*	33,937*	37,491*	13,236*
Rahoitus	0,000	0,711	0,137	3,570*	19,437*	40,772*	32,080*
Teollisuus	0,000	0,637	-0,398	4,564*	28,990*	51,425*	30,030*
Tele, media ja IT	0,000	0,450	-0,136	4,919*	44,327*	50,975*	4,667*

Tunnusluvut: M = odotusarvo,  $\sigma$  = keskivirhe, SK = vinous, Kurt = hui-pukkuus, Q(d) = Ljung-Box Q-testisuure lagilla d, ARCH = Engle (1982) arch-testisuure  
\* = tilastollisesti merkitsevä vähintään 5% tarkkuudella

## 5.6 Tulokset GARCH-mallilla

Taulukoissa 14 ja 15 on esitettyinä tulokset GARCH-mallin estimoinnista molemmille aikaväleille eri toimialoille. Ehdollinen heteroskedastisuus näyttäisi sopivan tähän tutkimustarkoitukseen, koska sekä ARCH että GARCH -komponenttien kerroin on aina tilastollisesti merkitsevä vähintään 5 % tarkkuudella. Positiivisuusehto rikkoutuu kahdesti: Suomen perusteellisuuden kohdalla ensimmäisellä aikavälillä ja Suomen terveydenhuollon tuottoa estimoitaessa jälkimmäisellä aikavälillä. Kaikki estimoidut tulokset ovat kuitenkin stationaarisia varianssissa, eli  $\alpha_1$  ja  $\alpha_2$  termien summa ei ole koskaan yli 1. Varianssin stationaarisuutta voidaan pitää yhtenä ehtona hyvin toimivalle GARCH-mallille.

TAULUKKO 14 Tulokset GARCH-mallin estimoinnista aikavälille 28.3.1988–3.1.1999, ennen euroa.

Toimiala	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	SER
<b>Suomi</b>							
Perusteellisuus	-0,180* (0,084)	-0,080 (0,057)	1,030** (0,028)	5,594** (0,429)	0,058* (0,025)	-0,526** (0,078)	1,925
Rahoitus	-0,171 (0,100)	-0,007 (0,080)	0,983** (0,035)	0,722** (0,181)	0,251** (0,050)	0,662** (0,051)	3,150
Teollisuus	-0,113 (0,077)	-0,084 (0,054)	0,820** (0,025)	1,191** (0,357)	0,207** (0,048)	0,420** (0,134)	1,765
Tele, media ja IT	0,378** (0,099)	0,093 (0,070)	1,327** (0,032)	0,216* (0,105)	0,093** (0,021)	0,875** (0,023)	2,566
Terveydenhuolto	-0,068 (0,074)	-0,071 (0,066)	0,710** (0,023)	0,734** (0,239)	0,186** (0,049)	0,606** (0,107)	1,855
<b>Ruotsi</b>							
Perusteellisuus	-0,136** (0,051)	-0,037 (0,042)	0,985** (0,020)	0,380* (0,198)	0,095* (0,044)	0,658** (0,153)	1,241
Rahoitus	-0,010 (0,083)	0,282** (0,066)	1,128** (0,036)	0,356** (0,102)	0,162** (0,031)	0,772** (0,040)	2,429
Teollisuus	0,024 (0,056)	-0,050 (0,048)	1,038** (0,021)	0,145* (0,058)	0,107** (0,026)	0,814** (0,047)	1,356
Tele, media ja IT	0,338** (0,110)	-0,150 (0,090)	1,317** (0,041)	1,718** (0,534)	0,135** (0,033)	0,619** (0,090)	2,670
<b>Havainnot</b>	561						

Estimoitu GARCH(1,1)-malli, jossa yhtälön (14) residuaalin ehdollinen varianssi käyttäytyy yhtälön (15) mukaisesti. Kerroin  $\beta_{1i}$  kertoo toimialan  $i$  altistumisen USA:n dollariin ja kotivaluutan valuuttakurssiriskille yli markkinoiden valuuttakurssialtistuman.  $\beta_{2i}$  kertoo markkinatuoton vaikutuksesta toimialan tuottoon. SER = Standard Error of Regression (residuaalin keskivirhe)

\* = tilastollisesti merkitsevä 5% tarkkuudella

\*\* = tilastollisesti merkitsevä 1% tarkkuudella

Aikaisempaan lineaariseen malliin verrattuna GARCH-mallilla havaittiin keskimäärin enemmän merkitsevää valuuttakurssiriskille altistumista myöhemmällä aikavälillä, mutta vähemmän ennen euron käyttöönottoa. Valuuttakurssikomponentille  $\beta_1$  estimoidut kertoimet ovat molemmissa maissa pääosin negatiivisia ennen euroa, mutta kääntyvät suurissa määrin positiivisiksi euron käyttöönoton jälkeisellä periodilla. Samanlainen ilmiö on havaittavissa myös

Koutmosin ja Knifin (2011, 666-670) tuloksissa. GARCH-mallistakin saaduista tuloksista on havaittavissa, että toimialat ovat mahdollisesti ajan kuluessa hie- man erkaantuneet toisistaan, koska markkinakomponentin parametri on pää- sääntöisesti menettänyt absoluuttista arvoaan jälkimmäisellä periodilla. Tästä voi olla seurauksena se, että valuuttakurssit vaikuttavat toimialoihin aiempaa aikaväliä yksilöllisemmin ja se näkyy parametrin  $\beta_1$  itseisarvon kasvamisena tietyillä aloilla. Saadut kertoimet ovat keskimäärin samaa suurusluokkaa kuin esimerkiksi Koutmos ja Knif (2011) ja Muller ja Verschoor (2006) ovat raportoi- neet, joskin omassa tutkimuksessani euroajalta löytyi huomattavasti enemmän tilastollisesti merkitsevää altistumista, kuin aiemmissa tutkimuksissa.

Ainoat tilastollisesti merkitsemättömät altistumiskertoimet saatiin euroai- kana Suomen perusteellisuudelle ja Ruotsin teollisuudelle. Bartram (2004) on saanut vastaavia tuloksia omassa tutkimuksessaan, jossa maa- ja metsäteolli- suus (perusteellisuus) jäivät myös ilman tilastollisesti merkitsevää altistumista dollarin valuuttakurssille. Muller ja Verschoorin (2007) havaitsivat monen te- ollisuuden alan altistuvan muita vähemmän ja arvioivat tämän johtuvan teolli- suusyritysten muita korkeammasta suojausasteesta. Tämä päätelmä voi olla perusteltu, kun ottaa huomioon alojen aiemmin esitellyt vienti- ja tuontimäärät.

TAULUKKO 15 Tulokset GARCH-mallin estimoinnista aikavälille 4.1.1999–29.3.2015, eu- ron käyttöönnoton jälkeen.

Toimiala	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	SER
<b>Suomi</b>							
Perusteellisuus	-0,008 (0,077)	0,027 (0,069)	0,943** (0,024)	0,076** (0,027)	0,074** (0,016)	0,914** (0,017)	3,087
Rahoitus	0,239** (0,054)	0,147** (0,050)	0,668** (0,018)	0,028 (0,015)	0,073** (0,009)	0,920** (0,010)	2,274
Teollisuus	0,199** (0,058)	0,229** (0,051)	0,764** (0,018)	0,041* (0,017)	0,063** (0,014)	0,926** (0,015)	2,148
Tele, media ja IT	0,020 (0,057)	-0,122** (0,043)	1,286** (0,018)	1,200** (0,117)	0,436** (0,062)	0,376** (0,049)	2,052
Terveystenhoito	0,173 (0,094)	0,168* (0,080)	0,239** (0,023)	6,041** (0,367)	0,149** (0,034)	-0,098* (0,050)	2,490
<b>Ruotsi</b>							
Perusteellisuus	0,036 (0,057)	0,105* (0,043)	0,917** (0,020)	0,055** (0,019)	0,102** (0,016)	0,888** (0,017)	2,078
Rahoitus	0,035 (0,034)	0,127** (0,027)	1,020** (0,017)	0,017* (0,007)	0,084** (0,016)	0,904** (0,016)	1,408
Teollisuus	0,052 (0,042)	0,040 (0,030)	1,123** (0,019)	0,014** (0,005)	0,043** (0,007)	0,947** (0,007)	1,598
Tele, media ja IT	-0,141** (0,054)	-0,239** (0,042)	1,057** (0,024)	0,022* (0,009)	0,064** (0,012)	0,932** (0,012)	2,295
<b>Havainnot</b>	847						

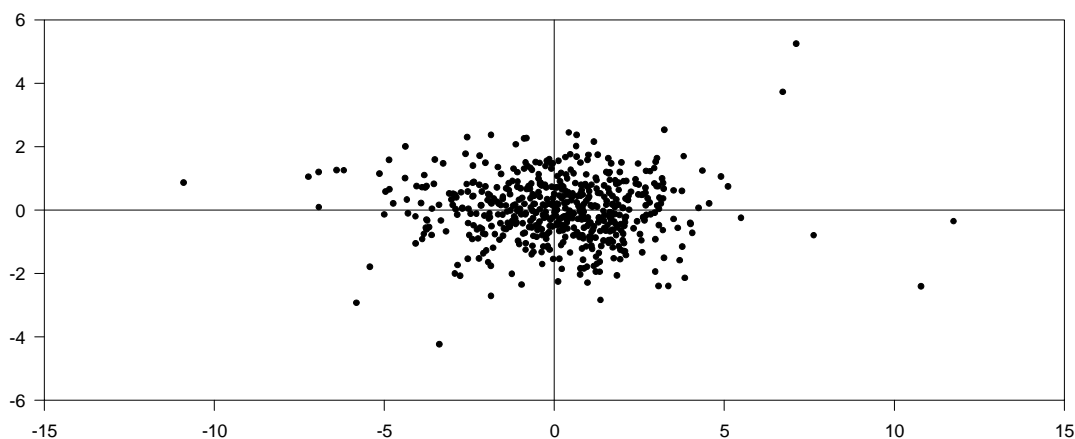
Estimoitu GARCH(1,1)-malli, jossa yhtälön (14) residuaalin ehdollinen varianssi käyttäytyy yhtälön (15) mukaisesti. Kerroin  $\beta_{1i}$  kertoo toimialan i altistumisen USA:n dollarin ja kotivaluutan valuuttakurssiriskille yli markkinoiden valuuttakurssi-altistuman.  $\beta_{2i}$  kertoo markkinatuoton vaiku- tuksesta toimialan tuottoon. SER = Standard Error of Regression (residuaa- lin keskivirhe)

\* = tilastollisesti merkitsevä 5% tarkkuudella

\*\* = tilastollisesti merkitsevä 1% tarkkuudella



Kuvio 9 on hajontakuvio standardisoitujen residuaalien jakautumisesta estimaatin ympärille. Pystyakselilla olevat residuaalit vaikuttavat jakautuvan melko satunnaisesti vaaka-akselilla olevan estimoidun arvon ympärille, mutta täysin toivotunlaisia residuaalit eivät vielä ole. Tarkemmin GARCH-mallin sopivuutta arvioitiin taulukoiden 16 ja 17 diagnostiikkalukujen avulla.



KUVIO 9 Standardoitujen residuaalien hajontakuvio, kun selitettävänä muuttujana oli Ruotsin perusteellisuuden tuotto ennen euron käyttöönottoa. Vaaka-akselilla estimaatti ja pystyakselilla residuaali

TAULUKKO 16 Standardisoitujen residuaalien diagnostiikkaa ajalta 28.3.1988–3.1.1999

Toimiala	M	$\sigma$	SK	Kurt	Q(4)	Q(12)	ARCH
<b>Suomi</b>							
Perusteellisuus	0,006	0,988	0,224*	1,124*	23,231*	40,102*	7,835*
Rahoitus	-0,010	1,001	-0,020	1,157*	33,022*	44,581*	0,415
Teollisuus	-0,007	1,001	-0,200	1,887*	35,571*	37,901*	0,605
Tele, media ja IT	-0,026	0,997	0,222*	1,488*	47,964*	54,498*	1,011
Terveystenhoito	-0,014	1,001	0,121	1,431*	16,895*	35,363*	0,305
<b>Ruotsi</b>							
Perusteellisuus	-0,006	0,998	0,054	1,822*	14,541*	26,849*	0,187
Rahoitus	-0,026	0,996	0,424*	2,399*	32,545*	40,709*	0,455
Teollisuus	-0,028	0,996	-0,105	0,514*	41,394*	44,675*	0,764
Tele, media ja IT	--0,012	1,000	-0,071	1,488*	41,560*	65,330*	0,659

Tunnusluvut: M = odotusarvo,  $\sigma$  = keskivirhe, SK = vinous, Kurt = huipukkuus, Q(d) = Ljung-Box Q-testisuure lagilla d, ARCH = Engle (1982) arch-testisuure

\* = tilastollisesti merkitsevä vähintään 5% tarkkuudella

Residuaaleissa ollut ARCH-efekti on pääosin hävinnyt, joten ehdollisen varianssin yhtälömuodon valintaa voidaan pitää melko onnistuneena. Ainoastaan kahden estimoinnin kohdalla standardisoituihin residuaaleihin jäi vielä jäljelle

tilastollisesti merkitsevää ARCH-efektiä. Standardisoitujen residuaalien odotusarvot ja keskivirheet ovat nyt suunnilleen sen suuruiset, kuin niiden tulisikin olla, eli 0 ja 1. Liika huipukkuus ja joidenkin kohdalla merkitsevä jakauman vinous kuitenkin tekevät sen, että residuaalit eivät ole täysin normaalisti jakautuneita.

Mallin suurin heikkous on se, että se ei poistanut autokorrelaatiota residuaaleista. Ljung-Boxin Q-arvoissa näkyy hieman muutosta aikaisemmin saatuihin OLS-residuaaleihin verrattuna, mutta nollahypoteesi toisistaan riippumattomista residuaaleista hylätään kuitenkin hyvin vahvasti.

Residuaalien käyttäytyminen eroaa autokorrelaation osalta Koutmosin ja Knifin (2011, 671) tuloksista. Heidän saamansa Ljung-Box-testin Q-arvot olivat huomattavasti omaa tutkimustani pienempiä, eivätkä tilastollisesti merkitseviä. Käytetyissä malleissa oli toki hieman eroa, heidän käyttäessä GARCH-M -tyyppistä metodologiaa, jossa valuuttakurssimuutosta mallinnettiin vielä erillisellä GARCH-prosessilla. Residuaalien huipukkuus ja vinous olivat kuitenkin melko yhtenevät tutkimusten välillä.

TAULUKKO 17 Standardisoitujen residuaalien diagnostiikkaa ajalta 4.1.1999–29.3.2015

Toimiala	M	$\sigma$	SK	Kurt	Q(4)	Q(12)	ARCH
<b>Suomi</b>							
Perusteollisuus	-0,013	1,003	0,132	1,418*	46,162*	50,202*	0,597
Rahoitus	-0,039	1,000	-0,073	0,842*	40,816*	48,431*	3,401*
Teollisuus	-0,023	1,003	0,028	1,465*	64,146*	65,521*	0,738
Tele, media ja IT	-0,076*	0,997	1,095*	22,913*	31,555*	39,160*	0,085
Terveystenhoito	-0,007	1,001	-1,148*	6,886*	37,211*	49,246*	0,358
<b>Ruotsi</b>							
Perusteollisuus	0,010	0,999	0,019	1,545*	35,363*	54,172*	0,864
Rahoitus	-0,023	0,998	0,140	0,506*	23,346*	35,869*	1,242
Teollisuus	0,007	1,000	-0,013	1,379*	29,718*	39,193*	0,758
Tele, media ja IT	-0,007	0,998	-0,320*	3,343*	43,959*	48,313*	1,260

Tunnusluvut: M = odotusarvo,  $\sigma$  = keskivirhe, SK = vinous, Kurt = huipukkuus, Q(d) = Ljung-Box Q-testisuure lagilla d, ARCH = Engle (1982) arch-testisuure  
 \* = tilastollisesti merkitsevä vähintään 5% tarkkuudella

Tutkimusten aikana kokeilin erilaisia (raportoimattomia) muotoja tuottofunktiolle lähtien GARCH-M muotoisesta mallista erikoisempiin useampia eri viiveitä sisältäviin malleihin. Kokeiluissa kuitenkin ilmeni uusia ongelmia, kuten ylimääräisten parametrien jäämistä tilastollisesti merkitsemättömiksi sekä estimoinnin epäonnistumista, kun konvergenssia ei saavutettu. Lisäksi kokeellisilakaan malleilla saadut residuaalit eivät useimmiten olleet autokorrelaatiosta vapaita.

Todennäköiseksi syylliseksi autokorrelaation ilmenemiselle löytyy tarkemmalla tutkimuksella tuottoaikasarjoissa olevat poikkeavat havainnot, jotka saavat Q-testin indikoimaan pidempää viiverakenteita. Suurin autokorrelaatio on jokaisen toimialan kohdalla ensimmäisellä viiveellä, jonka jälkeen autokorrelaatiot pienenevät merkityksettömiksi. Carnero ym. (2012) arvioivat, että poikkeavien havaintojen esiintyminen saattaa johtaa riskien yliarviointiin ja he esittävät vaihtoehtoisia estimointitapoja, jotka ovat robusteja niille. Toinen tapa korjata tutkimusta voisi olla ongelmallisten havaintojen muokkaaminen tai poistaminen, mutta kuten Eraker ym. (2003) huomauttavat, se on metodina kyseenalainen. Taloudellisessa aineistossa suuret yksittäiset muutokset ovat reaalistisia ja markkinaperusteisen aineiston mittausvirheiden määrä vähäinen.

TAULUKKO 18 Tuottosarjojen suurimmat ja pienimmät arvot (viikoittainen prosenttimuutos) sekä päivämäärät, jotka osoittavat kyseisen havaintoviikon maanantain

Tuottosarja	Maksimiarvo	Minimiarvo
<b>Toimialaindeksit</b>		
<i>Suomi</i>		
Perusteollisuus	12,75 30.10.2000	-19,48 8.8.2011
Rahoitus	31,02 9.11.1992	-19,80 31.8.1992
Teollisuus	9,06 5.12.2011	-15,37 8.8.2011
Tele, media ja IT	23,94 9.9.2013	-27,25 18.6.2001
Terveystenhoito	10,62 24.2.1992	-16,59 30.3.2009
<i>Ruotsi</i>		
Perusteollisuus	12,89 10.12.1990	-18,93 22.5.2006
Rahoitus	24,55 30.11.1992	-16,66 13.10.2008
Teollisuus	12,28 10.12.1990	-14,21 8.8.2011
Tele, media ja IT	18,94 19.10.1998	-24,76 29.4.2002
<b>Valuuttakurssit</b>		
EUR/USD	6,24 22.12.2008	-5,54 6.10.2008
SEK/USD	6,70 23.3.2009	-6,59 23.11.1992
FIM/USD	3,92 19.4.1993	-11,64 14.9.1992
<b>Markkinaindeksit</b>		
OMX Helsinki	11,26 21.10.2002	-20,82 18.6.2001
OMX Stockholm	11,87 30.11.1992	-13,99 13.10.2008

Taulukosta 18 havaitaan, että käytettyjen tuottosarjojen suurimmat ja pienimmät havainnot osuvat pääsääntöisesti kolmeen merkittävään kohtaan Suomen ja Ruotsin markkinoilla: valuuttojen kelluttamis päätös 1992, IT-kupla ja sen puhkeaminen 2000-luvun vaihteessa sekä finanssikriisi ja sen jälkivaikutukset vuodesta 2007 eteenpäin.

Suomen markka laskettiin kellumaan 8.9.1992 ja Ruotsin kruunu 19.11.1992. Tuolloin valuuttojen arvot suhteessa dollariin romahtivat ja jatkoivat laskuaan vuoden 1993 vuoden puolelle. (Kuusterä & Tarkka 2012, 670.) Kyseiset ajankohdat ovat molempien valuuttojen suurimmat yksittäiset negatiiviset viikkomuutokset. Vuoden 1993 huhtikuulle ajoittuva markan jyrkkä vahvistuminen sen sijaan signaloi sitä hetkeä, jolloin luotto markkaan palautui. Tuolloin Suomen hallitus ilmoitti ensi kertaa tukevansa Suomen Pankin inflaatiotavoitetta. Lisäksi hyvin vetänyt vienti oli saanut kauppataaseen paranemaan. Viimeisen sysäyksen vahvistuvalle markalle antoi Masa Yardsin saama suuri laivatilaus, jonka työllisyysvaikutus oli valtava ja joka toi paljon dollareita Suomeen. (Kuusterä & Tarkka 2012, 680.) Ruotsin kruunun dollarikurssin korkein tuottoviikko osuu finanssikriisin jälkeiseen aikaan, jolloin valuuttakurssin volatiliiteetti oli tavallista korkeampaa. Ruotsin kruunu oli tuolloin heikentynyt dollaria vasten jo pitkään ja vuoden 2009 maaliskuulle osui viikko, jolloin valuutta lähti jälleen vahvistumaan. Euron ja dollarin välisen kurssin suuret heilahtelut osuvat myös finanssikriisin aikaan.

OMX Helsingin suurimmat piikit ovat syntyneet IT-kuplan puhjetessa. Tukholman pörssin yleisindeksi sen sijaan on reagoinut vahvimmin kruunun kelluttamispäätökseen ja maailmanlaajuiseen finanssikriisiin. Suomen ja Ruotsin teollisuuden synkimmät hetket osuivat mielenkiintoisesti samalle elokuun viikolle vuodelle 2011. Kyseinen ajankohta oli vielä jonkin verran globaalin finanssikriisin leimaama, ja mahdollisesti ainakin Suomessa teollisuustoimialojen jyrkkään laskuun vaikutti elokuun alussa julkaistut odotettua synkemmät suhdanneluvut ja teollisuuden tilauskannat ("*Nyt ei saa jäädä tuleen makaamaan*" 2011). Suomen telealan huippunousu taas osuu hetkeen, jolloin Nokia myi matkapuhelintoimintonsa Microsoftille, jonka seurauksena osakekurssi lähti rajuun nousuun.

Voidaan todeta, että taulukossa 18 esitetyille äkillisille liikkeille löytyy luonnollinen selitys historiasta. Tämän kaltaiset äkilliset romahdukset tai nousut ovat verrattain harvinaisia, mutta silti rahoitusmarkkinoille ominaisia, joten katson niiden kuuluvan aineistoon. Tulevassa tutkimuksessa tulisi kyseiset poikkeavat havainnot ottaa paremmin huomioon regressiomallin rakentamisessa.

## 6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Analysoin saamiani tuloksia neljän tutkimuskysymyksen kannalta. Ensimmäisenä tavoitteenani oli selvittää, altistuvatko Suomen ja Ruotsin osakemarkkinat valuuttakurssiriskille. Taulukkoon 19 on koottu eri tutkimusmenetelmilläni saadut tilastollisesti merkitsevät parametrit valuuttakurssikomponentille. Taulukosta voi havaita, että jokainen toimiala on altistunut merkitsevästi valuuttakurssiriskille jollakin aikavälin ja regressiomallin yhdistelmällä. Täten voidaan päätellä, että valuuttakurssimuutoksilla on yhteys toimialojen osaketuottoihin. Taulukon pohjalta voi tehdä saman johtopäätöksen kuin Doidge ym. (2006): jokainen toimiala altistuu jollakin tavalla valuuttakurssiriskille.

TAULUKKO 19 Tilastollisesti merkitsevät altistumiset valuuttakurssiriskille toimialoittain ja tutkimusasetelmittain

	Ennen euroa			Euroaikana		
	(13)	(14)	GARCH	(13)	(14)	GARCH
<b>Suomi</b>						
Perusteollisuus	x					
Rahoitus					x	x
Teollisuus	x				x	x
Tele, media ja IT	x					x
Terveydenhuolto	x				x	x
<b>Ruotsi</b>						
Perusteollisuus				x	x	x
Rahoitus		x	x	x		x
Teollisuus	x			x		
Tele, media ja IT	x	x		x	x	x

Taulukkoon on koottu tilastollisesti merkitsevät altistumiset aiemmassa luvussa esitellyistä eri mallien tuloksista, eli regressiomallien (13) ja (14) sekä GARCH-mallin estimoinneista.

x = Tilastollisesti merkitsevä parametri valuuttakurssimuutoksella

Vähiten merkitsevästi altistuneita toimialoja havaittiin GARCH-mallilla ensimmäisellä aikavälillä, jolloin ainoastaan Ruotsin rahoitusalan havaittiin altistuneen tilastollisesti merkitsevästi. Eri menetelmillä havaittiin tilastollisesti merkitsevästi altistuneita toimialoja Suomessa keskimäärin 37 % ja Ruotsissa 47 %. Toki tutkimukseni toimialajoukko ei kata kovin suurta osaa Suomen ja Ruotsin koko osakemarkkinoista, mutta tulosteni rinnalla Bartramin ja Bodnarin (2012) saamat 7,9 % ja 7,7 % altistumisosuudet Suomelle ja Ruotsille vaikuttavat hyvinkin mahdollisilta. Muller ja Verschoor (2006) havaitsivat yhteensä 16 suomalaisyrityksen 39:sta altistuneen joko dollarin, punnan tai jenin valuuttakurssiriskille. Altistuneiden suhteellinen osuus (41 %) kaikista yrityksistä on samaa suuruusluokkaa saamani luvun kanssa, mutta yritysten joukossa saattaa kuitenkin olla sellaisia, jotka altistuvat useamman valuutan kurssiheilahteluille, joten todennäköisesti altistuneiden yritysten suhteellinen osuus on pienempi.

Toisena tutkimuskysymyksenä oli, onko maiden välillä eroa altistumisessa. Liitteessä 3 olevista taulukoista on nähtävissä, että lähes jokaisen toimialan altistuminen valuuttakurssiriskille on yksilöllistä ja poikkeaa tilastollisesti mer-

kitsevästi muista toimialoista. Taulukoista myös havaitaan, että samat toimialat eri maissa altistuvat eri tavoin dollarin valuuttakurssiriskille. Tämän lisäksi las-  
kin kummallekin maalle altistumiskerrointen keskiarvon, olettaen toimialat keskenään yhtä merkittäviksi. Kokosin nämä laskelmat taulukkoon 20.

Taulukosta 20 voi havaita, että keskimäärin Suomen ja Ruotsin välillä ei ole niin suurta eroa valuuttakurssiriskille altistumisen määrässä kuin yksittäisten toimialojen välillä on. Regressiomalleilla (13) ja (14) tarkastellen, maiden välinen ero altistumisessa ei ole tilastollisesti merkitsevä ensimmäisellä aikavälillä.

TAULUKKO 20 Suomen ja Ruotsin keskiarvoaltistumien vertailua

	(13)		(14)		GARCH	
<b>Suomi</b>	-0,37	0,08	0,02	0,12	-0,03	0,09
<b>Ruotsi</b>	-0,35	0,48	0,02	0,18	0,01	0,01
T-testi	-0,80	-26,60*	-0,03	-5,96*	-4,49*	14,11*

Taulukkoon on koottu Suomen ja Ruotsin toimialojen yksittäisistä altistumiskertoimista lasketut maakohtaiset altistumiskeskisarvot jokaiselle kolmesta regressiomallista kummaltakin aikaväliltä. T-testin arvo kuvastaa maiden altistumiskerrointen välisen erotuksen tilastollista merkitsevyyttä. T-testin laskentakaava on liitteessä 3.

\* = Tilastollisesti merkitsevä 5 % tarkkuudella

	Ennen euroa
	Euron jälkeen

Etenkään GARCH-mallilla mitattuna Suomen ja Ruotsin toimialojen keskimääräiset altistumiskertoimet eivät suuruusluokaltaan hirveästi eroa toisistaan, vaikka ero onkin tilastollisesti merkitsevä. Tämä tutkimukseni kehittyneimmällä mallilla saatu tulos on jälleen linjassa Bartamin ja Bodnarin (2012) tulosten kanssa siinä, että Suomen ja Ruotsin välillä ei ole suurta eroa altistumisessa.

Kolmanneksi pyrin vastaamaan siihen, onko euron käyttöönotto vaikuttanut valuuttakurssiriskille altistumiseen. Taulukossa 21 on tarkasteltu sitä, muuttuiko kunkin toimialan altistumiskerroin tilastollisesti kahden aikavälin välillä. Testisuureessa on siis verrattu yksittäisen toimialan altistumiskerrointa ensimmäisellä periodilla saman toimialan jälkimmäisen periodin altistumiskerrotimeen. Kaikki saadut testisuureet ovat tilastollisesti merkitseviä vähintään 5 % tarkkuudella, joten jokaisen toimialan altistumiskerroin on muuttunut merkitsevästi edeltävän ja jälkimmäisen periodin välillä. Tuloksista ei voida kuitenkaan varsinaisesti tehdä johtopäätöksiä euron käyttöönoton vaikutuksista, koska aikaisemmissa tutkimuksissa on todettu altistumiskertoimen olevan luonnostaan hyvin volatiili (Esim. Al-Shboul & Anwar 2014). Myöskään taulukosta 20 ei ole havaittavissa euron käyttöönoton selkeää vaikutusta; keskimääräinen valuuttakurssiriskille altistuminen väheni euroaikana, kun selittävänä muuttujana oli ainoastaan valuuttakurssin muutos, mutta samanlaista ilmiötä ei ole enää havaittavissa, kun otetaan käyttöön muita selittäviä tekijöitä ja kehittyneempiä regressiomalleja.

TAULUKKO 21 Toimialojen edeltävän ja jälkimmäisen aikavälin altistumiskerrointen tilastollinen merkitsevyys

		(13)	(14)	GARCH
<b>Suomi</b>	Perusteollisuus	-72,18	-39,96	-31,67
	Rahoitus	-27,78	6,80	-40,63
	Teollisuus	-100,88	-101,50	-108,84
	Tele, media ja IT	-18,64	39,73	65,07
	Terveystenhoito	-92,25	-67,92	-61,06
Ruotsi	Perusteollisuus	-113,93	-68,97	-61,52
	Rahoitus	-65,52	41,61	52,77
	Teollisuus	-136,44	-47,05	-39,58
	Tele, media ja IT	-94,66	-92,35	21,89

Taulukkoon on laskettu liitteen 3 mukaiset t-testisuuret kunkin toimialan molempien aikavälien altistumiskerrointen välille. Kaikki testisuuret ovat tilastollisesti merkitseviä 5 % tarkkuudella.

Bartram ja Karolyi (2006) arvioivat, että euron käyttöönotto ei ole merkitsevästi pienentänyt valuuttakurssiriskille altistumista euromaissa. Omien tulosteni-kaan perusteella ei voida vetää kyseistä johtopäätöstä. Sen sijaan, päinvastoin kuin Koutmos ja Knif (2011) havaitsivat, valuuttakurssiriskille merkitsevästi altistuneiden toimialojen määrä kasvoi euroaikana. Tämä ei suoranaisesti tarkoita, että euron käyttöönotto olisi *lisännyt* valuuttakurssiriskille altistumista, vaan ero voi johtua markkinarakenteen muutoksesta, joka paljastaa enemmän aloille yksilöllistä altistumaa, yli markkinoiden altistuman. Tulevissa tutkimuksissa voisi ehkä soveltaa Al-Shboulin ja Anwarin (2014) hyödyntämää rullaavaa estimointia euron käyttöönottoajankohdan ympärillä, jotta voitaisiin paremmin erottaa euron vaikutus altistuman luonnollisesta aikavaihtelusta.

Viimeisessä tutkimuskysymyksessä kysyttiin, eroavatko eri toimialojen altistumiskertoimet toisistaan. Liitteessä 3 olevissa taulukoissa on esitetty t-testisuuret, jotka on saatu toimialojen saamien altistumiskerrointen eroista laskemalla. Testisuuret ovat todella isoja ja ainoastaan muutamien toimialaparien kohdalla nollahypoteesia altistumiskerrointen yhtäsuuruudesta ei voida hylätä. Tämän perusteella voidaan sanoa, että toimialojen altistumisessa valuuttakurssiriskille on tilastollisesti merkitseviä eroja.

Havaitsemani erot toimialojen välillä ovat huomattavasti suurempia kuin Mullerin ja Verschoorin (2007, 27) estimoimien altistumiskerrointen välillä aasialaisella aineistolla. Sen sijaan eurooppalaisella aineistolla havaittu toimialojen altistumiskerrointen hajonta oli paljon lähempänä omia tuloksiani (Muller & Verschoor 2006, 211–213). Myös Chaiebin ja Mazzottan (2013, 792) havaitsemat toimialoittaiset altistumiskertoimet ovat kokoluokaltaan ja etumerkeiltään lähellä minun havaitsemia.

Toimialojen altistumiskerrointen näennäinen sattumanvaraisuus vaatisi lisätutkimusta. Tarkemmalla tutkimuksella tulisi selvittää, ovatko erot toimialojen välillä niinkään toimialoista itsestään riippuvaisia, vai ainoastaan yritysten rakenteista johtuvia, kuten Lee ja Jang (2010, 708) arvioivat.

## 7 YHTEENVETO

Tässä tutkimuksessa tutkittiin kolmella erilaisella regressiomallilla suomalaisten ja ruotsalaisten toimialojen osakeindeksien ja dollarimääräisten valuuttakurssien välistä suhdetta. Päämielenkiinnon kohteiksi asetettiin neljä tutkimuskysymystä: altistuvatko Suomen ja Ruotsin osakemarkkinat valuuttakurssiriskille, onko maiden välillä eroa altistumisessa, onko euron käyttöönotto vaikuttanut altistumiseen ja eroavatko toimialojen altistumiskertoimet toisistaan. Tutkimustulosten perusteella voidaan todeta, että valuuttakurssiriskille altistumista esiintyy molempien maiden osakemarkkinoilla, ja maiden välillä on tilastollisesti merkitsevää eroa altistumisessa. Useimmille toimialoille myös havaittiin toisistaan tilastollisesti merkitseviä altistumiskertoimia, eli toimialojen välillä oli selkeästi eroa altistumisessa. Erot valuuttakurssiriskille altistumisissa sekä toimialojen että eri ajanjaksojen välillä olivat kuitenkin sen verran hajanaisia, että tuloksista ei voida tehdä kovin voimakkaita päätöksiä euron käyttöönoton vaikutuksista.

Tulokset olivat jokseenkin odotetunlaisia: valuuttakurssiriskille altistumista löytyi, kuten teoria esittää, mutta sitä on hyvin vaikea saada näkyviin. Altistumiskertoimet vaihtelevat paljon periodien, mallien ja toimialojen välillä. Näiden tulosten valossa (dollarin) valuuttakurssiriskin merkitys toimialoille on melko vähäinen, jokseenkin ei aina merkityksetön. Riskille altistuminen on myös osaltaan riippuvaista toimialasta, tai sen rakenteesta. Aikaisemmissa tutkimuksissa usein poisjätetty rahoitusala oli mielenkiintoinen kohde, jolle usein havaittiin tilastollisesti merkitsevää valuuttakurssiriskille altistumista, vaikka ala onkin suojautumisen kannalta erityisasemassa.

Altistumiskerrointen kokoluokka on yhtenevä aikaisemmista tutkimuksista saatujen tulosten kanssa. Täytyy kuitenkin muistaa, että tässä sovelletuilla malleilla saadut tulokset kuvastavat valuuttakurssin ja toimialatuottojen pitkäaikaista suhdetta. Aikaisemmissa tutkimuksissa on todettu, että altistuminen valuuttakurssiriskille muuttuu ajan kuluessa, josta johtuen malleihin jää vielä runsaasti selittämätöntä varianssia.

Altistumisen arviointia vaikeuttaa saman mallin sopimattomuus jokaiselle toimialalle. Tuloksista päätellen jokainen toimiala altistuu hieman erilaisen prosessin kautta, joten malli tulisi rakentaa jokaiselle toimialalle yksilöllisesti. Tämän suuntaista lähestymistapaa ovat kokeilleetkin jo ainakin Aysun ja Guldi (2011). Heidän parametritonta funktioita hyödyntävässä tutkimuksessa ei tuotofunktion muotoa oltu tarkkaan määritelty. Suomen ja Ruotsin valuuttakurssiriskien tutkimusta tulisi myös laajentaa tarkastelemalla tarkemmin valuuttakurssiriskille altistavia tekijöitä ja ottamalla huomioon useampia valuuttoja, koska, vaikka dollarikurssi on todettu merkittäväksi muuttujaksi, voi jotkin toimialat altistua pelkästään yhdelle valuuttakurssille, kuten esimerkiksi Fraser ja Pantzalis (2004) ovat todenneet.



## LÄHTEET

- 10th Anniversary of the ECB. Monthly bulletin 05/2008. Frankfurt am Main: European central bank.
- Adler, M. & Dumas, B. 1984. Exposure to currency risk: definition and measurement. *Financial management* 13 (2), 41–50.
- Al-Shboul, M. & Anwar, S. 2014. Time-varying exchange rate exposure and exchange rate risk pricing in the Canadian Equity Market. *Economic Modelling* 37, 451–463.
- Alkeböck, P., & Hagelin, N. 1999. Derivative usage by nonfinancial firms in Sweden with an international comparison. *Journal of International Financial Management & Accounting* 10 (2), 105–120.
- Alkeböck, P., Hagelin, N., & Pramborg, B. 2006. Derivative usage by non-financial firms in Sweden 1996 and 2003: what has changed?. *Managerial Finance* 32 (2), 101–114.
- Allayannis, G. & Ihrig, J. 2001. Exposure and markups. *Review of Financial Studies* 14 (3), 805–835.
- Allayannis, G., Ihrig, J., & Weston, J. P. 2001. Exchange-rate hedging: Financial versus operational strategies. *American Economic Review* 91 (2), 391–395.
- Allayannis, G., & Ofek, E. 2001. Exchange rate exposure, hedging, and the use of foreign currency derivatives. *Journal of international money and finance* 20 (2), 273–296.
- Antell, J. & Vaihekoski, M. 2007. International asset pricing models and currency risk: evidence from Finland 1970–2004. *Journal of Banking & Finance* 31 (9), 2571–2590.
- Antell, J. & Vaihekoski, M. 2012. Pricing currency risk in the stock market: evidence from Finland and Sweden 1970–2009. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 22 (1), 120–136.
- Apergis, N., Artikis, P. & Sorros, J. 2011. Asset pricing and foreign exchange risk. *Research in International Business and Finance* 25 (3), 308–328.
- Aysun, U. & Guldi, M. 2011. Exchange rate exposure: A nonparametric approach. *Emerging Markets Review* 12 (4), 321–337.
- Bartov, E. & Bodnar, G. M. 1994. Firm valuation, earnings expectations, and the exchange-rate exposure effect. *The Journal of Finance* 49 (5), 1755–1785.
- Bartram, S. M. 2004. Linear and nonlinear foreign exchange rate exposures of German nonfinancial corporations. *Journal of International Money and Finance* 23 (4), 673–699.
- Bartram, S. M. & Bodnar, G. M. 2012. Crossing the lines: The conditional relation between exchange rate exposure and stock returns in emerging and developed markets. *Journal of International Money and Finance* 31 (4), 766–792.
- Bartram, S. M., Brown, G. W., & Minton, B. A. 2010. Resolving the exposure puzzle: The many facets of exchange rate exposure. *Journal of Financial Economics* 95 (2), 148–173.

- Bartram, S. M. & Karolyi, G. A. 2006. The impact of the introduction of the Euro on foreign exchange rate risk exposures. *Journal of Empirical Finance* 13 (4), 519–549.
- Berndt, E. R., Hall, B. H., Hall, R. E., & Hausman, J. A. 1974. Estimation and inference in nonlinear structural models. *Annals of Economic and Social Measurement* 3 (4) , 653–665)
- Bilson, J. F. 1978. Rational expectations and the exchange rate. In Frenkel, J. A. & Johnson, H. G. (eds.) *The economics of exchange rates: Selected studies*. Reading, MA: Addison-Wesley, 75–96.
- Bohlin, J. 2010. From appreciation to depreciation – the exchange rate of the Swedish krona, 1913–2008. In Edvinsson, R., Jacobson, T. and Waldenström, D. (eds.) *Historical Monetary and Financial Statistics for Sweden: Exchange rates, prices and wages 1277–2008*. Tukholma: Sveriges Riksbank, 340–411.
- Carnero, M. A., Peña, D. & Ruiz, E. 2012. Estimating GARCH volatility in the presence of outliers. *Economics Letters* 114 (1), 86–90.
- Cassel, G. 1916. The present situation of the foreign exchanges. *The Economic Journal* 26 (101), 62–65.
- Chaieb, I. & Mazzotta, S. 2013. Unconditional and conditional exchange rate exposure. *Journal of International Money and Finance* 32, 781–808.
- Chamberlain, S., Howe, J. S. & Popper, H. 1997. The exchange rate exposure of US and Japanese banking institutions. *Journal of Banking & Finance* 21 (6), 871–892.
- Choi, J. J., & Jiang, C. 2009. Does multinationality matter? Implications of operational hedging for the exchange risk exposure. *Journal of Banking & Finance* 33 (11), 1973–1982.
- Dagfinn, R., King, M. R. & Osler, C. 2012. Foreign Exchange Market Structure, Players, and Evolution. In James, J., Marsh I. & Sarno, L. (eds.) *Handbook of Exchange Rates*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 3–44.
- Doidge, C., Griffin, J. & Williamson, R. 2006. Measuring the economic importance of exchange rate exposure. *Journal of Empirical Finance* 13 (4), 550–576.
- Dominguez, K. M. & Tesar, L. L. 2006. Exchange rate exposure. *Journal of International Economics* 68 (1), 188–218.
- Dornbusch, R. 1976. Expectations and exchange rate dynamics. *The journal of political economy* 84 (6), 1161–1176.
- Dumas, B. 1978. The theory of the trading firm revisited. *The Journal of Finance* 33 (3), 1019–1030.
- Eaker, M. R. 1981. The numeraire problem and foreign exchange risk. *The Journal of Finance* 36 (2), 419–426.
- Eraker, B., Johannes, M., & Polson, N. 2003. The impact of jumps in volatility and returns. *The Journal of Finance* 58 (3), 1269–1300.
- Edvinsson, R. 2010. Swedish monetary standards in historical perspective. In Edvinsson, R., Jacobson, T. and Waldenström, D. (eds.) *Historical Mone-*

- tary and Financial Statistics for Sweden: Exchange rates, prices and wages 1277–2008. Tukholma: Sveriges Riksbank, 26–66.
- Eichengreen, B., Wyplosz, C., Branson, W. H., & Dornbusch, R. 1993. The unstable EMS. *Brookings papers on economic activity* (1), 51–143.
- Frankel, J. A. 1979. On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials. *The American Economic Review* 69 (4), 610–622.
- Fraser, S. P. & Pantzalis, C. 2004. Foreign exchange rate exposure of US multinational corporations: a firm-specific approach. *Journal of Multinational Financial Management* 14 (3), 261–281.
- Frenkel, J. A. 1976. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *The Scandinavian Journal of Economics* 78 (2), 200–224.
- Friberg, R. & Nydahl, S. 1999. Openness and the exchange rate exposure of national stock markets. *International Journal of Finance & Economics* 4 (1), 55–62.
- Griffin, J. M. & Stulz, R. M. 2001. International competition and exchange rate shocks: a cross-country industry analysis of stock returns. *Review of Financial Studies* 14 (1), 215–241.
- Hagelin, N., & Pramborg, B. 2004. Hedging foreign exchange exposure: risk reduction from transaction and translation hedging. *Journal of International Financial Management & Accounting* 15 (1), 1–20.
- Hakkarainen, A., Joseph, N., Kasanen, E., & Puttonen, V. 1998. The foreign exchange exposure management practices of Finnish industrial firms. *Journal of International Financial Management & Accounting* 9 (1), 34–57.
- He, J. & Ng, L. K. 1998. The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations. *The Journal of Finance* 53 (2), 733–753.
- Heckerman, D. 1972. The exchange risks of foreign operations. *Journal of Business* 45 (1), 42–48.
- Hooper, P., & Morton, J. 1982. Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination. *Journal of International Money and Finance* 1, 39–56.
- James, H. 1996. *International monetary cooperation since Bretton Woods*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- James, H. 2012. *Making the European monetary union*. Lontoo: Harvard University Press.
- James, J., Marsh, I. & Sarno, L. 2012. *Handbook of Exchange Rates*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Jorion, P. 1990. The exchange-rate exposure of US multinationals. *Journal of Business* 63 (3), 331–345.
- Kedia, S., & Mozumdar, A. 2003. Foreign Currency-Denominated Debt: An Empirical Examination. *The Journal of Business* 76 (4), 521–546.
- Kizys, R. & Pierdzioch, C. 2007. Time-varying nonlinear exchange rate exposure. *Applied Financial Economics Letters* 3 (6), 385–389.
- Kizys, R. & Pierdzioch, C. 2010. Sources of time-varying exchange rate exposure. *International Economics and Economic Policy* 7 (4), 371–390.

- Kolari, J. W., Moorman, T. C. & Sorescu, S. M. 2008. Foreign exchange risk and the cross-section of stock returns. *Journal of International Money and Finance* 27 (7), 1074–1097.
- Koutmos, G. & Knif, J. 2011. Exchange rate exposure in the pre-and post-Euro periods: evidence from Finland. *The European Journal of Finance* 17 (8), 661–674.
- Kuusterä, A., & Tarkka, J. 2011. Suomen Pankki 200 vuotta I: Keisarin kassasta keskuspankiksi. Helsinki: Suomen Pankki ja Otava.
- Kuusterä, A., & Tarkka, J. 2012. Suomen Pankki 200 vuotta II: Parlamentin pankki. Helsinki: Suomen Pankki ja Otava.
- Lee, S. K. & Jang, S. S. 2010. Internationalization and exposure to foreign currency risk: An examination of lodging firms. *International Journal of Hospitality Management* 29 (4), 701–710.
- Lothian, J. R., & Wu, L. 2011. Uncovered interest-rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance* 30 (3), 448–473.
- Marsh, D. 2009. *The euro: the politics of the new global currency*. Lontoo: Yale University Press.
- Masson, P. R. 2012. The Evolution of Exchange Rate Regimes and Some Future Perspectives. In James, J., Marsh I. & Sarno, L. (eds.) *Handbook of Exchange Rates*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 133–158.
- Meese, R. A., & Rogoff, K. 1983. Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?. *Journal of international economics* 14 (1), 3–24.
- Monetary policy in Sweden. 2010. Tukholma: Sveriges Riksbank.
- Moosa, I. A., & Bhatti, R. H. 2010. *The theory and empirics of exchange rates*. Singapore: World Scientific.
- Muller, A. & Verschoor, W. F. 2006. European foreign exchange risk exposure. *European Financial Management* 12 (2), 195–220.
- Muller, A. & Verschoor, W. F. 2007. Asian foreign exchange risk exposure. *Journal of the Japanese and International Economies* 21 (1), 16–37.
- National Accounts at a Glance. 2014. Organisation for Economic Co-operation and Development. OECD Publishing.
- Nydahl, S. 1999. Exchange rate exposure, foreign involvement and currency hedging of firms: some Swedish evidence. *European Financial Management* 5 (2), 241–257.
- "Nyt ei saa jäädä tuleen makaamaan" [Viitattu 4.11.2015] *Talouselämä*. Saatavana: <URL: <http://www.talouselama.fi/uutiset/nyt-ei-saa-jaada-tuleen-makaamaan-3416264> >
- OECD Factbook 2014: Economic, Environmental and Social Statistics. 2014. Organisation for Economic Co-operation and Development. OECD Publishing.
- One currency for one Europe: The road to the euro. 2006. Euroopan komissio. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities

- Priestley, R. & Ødegaard, B. A. 2007. Linear and nonlinear exchange rate exposure. *Journal of International Money and Finance* 26 (6), 1016–1037.
- Rogoff, K. 1996. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic literature* 34 (2), 647–668.
- Shapiro, A. C. 1975. Exchange rate changes, inflation, and the value of the multinational corporation. *The Journal of Finance* 30 (2), 485–502.
- Tiihonen, S. 2014. Tietoisuus talous- ja rahaliiton riskeistä. Talous- ja rahaliiton instituutiot teorian ja käytännön vuorovaikutuksessa. Valtiovarainministeriö. Valtiovarainministeriön julkaisuja 4/2014
- The Nordic list with First North. [Viitattu 6.2.2015] Nasdaq. Saatavana: <URL: [http://www.nasdaqomxnordic.com/digitalAssets/96/96729\\_the-nordic-list-dec-30--2014.xlsx](http://www.nasdaqomxnordic.com/digitalAssets/96/96729_the-nordic-list-dec-30--2014.xlsx) >
- Weithers, T. 2006. *Foreign exchange: a practical guide to the FX markets*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Wetterberg, G. 2009. *Money and power: from Stockholms Banco 1656 to Sveriges riksbank today*. Kääntäjä Patrick Hort. Tukholma: Sveriges riksbank, Atlantis.

## LIITTEET

### LIITE 1 ADF-yksikköjuuritestien tulokset ennen ja jälkeen logaritmissen differoinnin

	ADF(5) testin T-suure	
	Ennen diff.	Jälkeen diff.
<i>Toimialaindeksit</i>		
<b>Suomi</b>		
Perusteollisuus	-1,990	-14,105*
Rahoitus	2,159	-14,318*
Teollisuus	0,764	-12,907*
Tele, media ja IT	0,378	-12,805*
Terveystenhoito	-2,002	-14,458*
<b>Ruotsi</b>		
Perusteollisuus	-0,556	-14,001*
Rahoitus	0,609	-12,986*
Teollisuus	0,872	-13,168*
Tele, media ja IT	-2,264	-13,001*
<i>Valuuttakurssit</i>		
EUR/USD	-2,269	-13,850*
SEK/USD	-2,482	-13,231*
FIM/USD	-1,831	-11,829*
<i>Markkinaindeksit</i>		
OMX Helsinki	-1,704	-12,378*
OMX Tukholma	0,074	-12,935*

Augmented Dickey-Fuller -testissä nollassa nollahypoteesina on, että aikasarjassa on yksikköjuuri.

\* = tilastollisesti merkitsevä 1% tarkkuudella

## LIITE 2 Tulokset informaatiokriteeriteistä

Toimiala	Ehdotettu GARCH(p,q)-malli	
	AIC	BIC
<i>Ennen euroa</i>		
<b>Suomi</b>		
Perusteollisuus	(0,1)	(0,1)
Rahoitus	(3,2)	(3,2)
Teollisuus	(2,3)	(0,1)
Tele, media ja IT	(3,0)	(0,1)
Terveystenhoito	(3,1)	(0,1)
<b>Ruotsi</b>		
Perusteollisuus	(0,1)	(0,1)
Rahoitus	(1,2)	(0,1)
Teollisuus	(0,1)	(0,1)
Tele, media ja IT	(3,2)	(0,1)
<i>Euron jälkeen</i>		
<b>Suomi</b>		
Perusteollisuus	(2,3)	(0,1)
Rahoitus	(2,3)	(0,1)
Teollisuus	(2,3)	(0,1)
Tele, media ja IT	(3,2)	(0,1)
Terveystenhoito	(3,3)	(0,1)
<b>Ruotsi</b>		
Perusteollisuus	(0,2)	(0,1)
Rahoitus	(0,1)	(0,1)
Teollisuus	(3,2)	(0,1)
Tele, media ja IT	(3,2)	(0,1)
Informaatiokriteeritit suoritettu yhtälön (14) OLS-estimoinnista saatuihin standardeihin residuaaleihin		

### LIITE 3 Toimialojen altistumiskertoimien erojen t-testit tutkimusmalleittain

Taulukkojen t-testisuureet on laskettu kunkin toimialaparin saaman valuuttakurssiriskille altistumiskertoimen erotuksista kaavalla  $t = \frac{\beta_1 - \beta_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{n}}}$ , jossa

$\beta_i$  ( $i = 1,2$ ) on toimialan  $i$  altistumiskerroin ja  $\sigma^2$  sen varianssi. Taulukoissa toimialat on koodattu seuraavasti:

- a: Perusteollisuus
- b: Rahoitus
- c: Teollisuus
- d: Tele, media ja IT
- e: Terveystieteet

*Regressiomallin (13) altistumiskertoimille lasketut t-testisuureet*

Toimiala	Suomi					Ruotsi				
	a	b	c	d	e	a	b	c	d	
Suomi	a	0	-21,10	-32,82	31,84	-14,26	-87,55	-76,61	-74,62	-40,06
	b	23,12	0	-13,03	50,00	12,03	-65,89	-54,84	-54,03	-17,41
	c	10,04	-18,31	0	59,07	26,83	-47,51	-37,31	-37,66	-2,17
	d	10,31	-15,27	2,58	0	-48,18	-105,9	-96,97	-95,13	-67,05
	e	21,80	-12,19	13,04	7,04	0	-100,9	-85,85	-80,63	-36,87
Ruotsi	a	18,83	-10,15	11,56	7,38	1,84*	0	11,86	8,24	54,19
	b	44,23	8,09	39,09	31,22	30,63	24,71	0	-2,73	41,90
	c	17,05	-14,05	8,14	3,68	-4,18	-4,95	-32,56	0	41,56
	d	-13,37	-29,80	-21,24	-20,44	-29,65	-27,24	-47,65	-26,22	0
		Ennen euroa		Euron jälkeen						

\* = Ei ole tilastollisesti merkitsevä 5% tarkkuudella



*Regressiomallin (14) altistumiskertoimille lasketut t-testisuureet*

Toimiala		Suomi					Ruotsi			
		a	b	c	d	e	a	b	c	d
Suomi	a	0	-27,63	-46,60	49,29	-12,32	-30,58	-8,50	-10,63	-36,36
	b	33,05	0	-21,45	88,13	21,30	1,08*	25,43	22,19	-6,67
	c	0,23*	-33,76	0	108,17	45,08	25,96	48,92	45,27	17,48
	d	31,43	-16,57	34,59	0	-82,39	-107,1	-76,96	-77,29	-109,4
	e	3,17	-32,60	3,66	-31,92	0	-25,64	-5,27	-1,90*	-33,26
Ruotsi	a	21,52	-25,93	26,62	-17,77	22,33	0	30,78	26,32	-9,55
	b	76,08	1,69*	86,02	35,23	82,30	66,82	0	-3,14	-38,00
	c	18,72	-27,18	23,41	-20,56	19,03	-4,11	-70,85	0	-33,65
	d	-19,09	-41,05	-21,80	-45,56	-24,11	-40,40	-87,62	-38,22	0
		Ennen euroa		Euron jälkeen						

\* = EI ole tilastollisesti merkitsevä 5% tarkkuudella

*GARCH-mallin altistumiskertoimille lasketut t-testisuureet*

Toimiala		Suomi					Ruotsi			
		a	b	c	d	e	a	b	c	d
Suomi	a	0,00	-40,98	-68,52	53,34	-38,84	-27,92	-39,28	-5,03	95,84
	b	17,60	0,00	-33,41	118,71	-6,48	18,54	10,24	53,41	172,04
	c	-1,21*	-18,90	0,00	153,13	18,71	54,10	51,44	92,96	206,16
	d	45,39	22,28	47,42	0,00	-92,93	-108,6	-142,7	-89,92	56,65
	e	2,44	-14,62	3,61	-40,38	0,00	20,19	14,13	43,60	131,09
Ruotsi	a	14,38	-7,86	16,27	-37,72	10,29	0,00	-12,61	36,08	166,56
	b	98,32	66,00	101,66	46,53	89,58	96,58	0,00	62,73	213,33
	c	9,54	-10,92	11,15	-39,91	6,09	-4,83	-96,36	0,00	157,32
	d	-15,56	-28,13	-14,89	-50,48	-16,77	-26,95	-91,68	-23,22	0,00
		Ennen euroa		Euron jälkeen						

\* = EI ole tilastollisesti merkitsevä 5% tarkkuudella