

LAPPEENRANNAN TEKNILLINEN YLIOPISTO

Kauppatieteiden tiedekunta

Rahoitus



**VALUUTTAKURSSIRISKIN VAIKUTUS
ARGENTIINAN OSAKEMARKKINOILLA**

Kandidaatintutkielma

Matti Jääskeläinen

18.5.2007

SISÄLLYSLUETTELO

1	JOHDANTO	3
1.1	Taustaa.....	3
1.2	Aikaisemmat tutkimukset	4
1.3	Tutkielman runko.....	5
2	TEORIA JA MENETELMÄ	6
2.1	Valuuttakurssiriski	6
2.2	Menetelmä.....	7
2.3	Tilastollinen menetelmä.....	8
3	AINEISTO	10
3.1	Havaintoaineisto.....	10
3.2	Riskitön korkokanta	11
3.3	Havaintosarjojen jakaumat	12
3.4	Sarjojen stationäärisyys	14
4	EMPIIRISET TULOKSET	16
4.1	Valuuttakurssiriskin tutkiminen kuukausiaineistolla	16
4.2	Valuuttakurssiriskin tutkiminen päiväaineistolla.....	19
4.3	Residuaalitarkastelut	21
4.3.1	Normaalisuus.....	22
4.3.2	Homoskedastisuus	23
4.3.3	Autokorreloitumattomuus.....	24
5	YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	25
	LÄHDELUETTELO	27
	LIITE 1: KUVAAJIA	29
	LIITE 2: KORRELAATIOMATRIISI	30
	LIITE 3: INDEKSITIEDOT	31

1 JOHDANTO

Tässä tutkimuksessa selvitetään onko valuuttakurssiriskillä vaikutusta Argentiinan osakemarkkinoilla. Jos valuuttakurssiriski on hinnoiteltu, tulisi osakemarkkinoilla toimivan sijoittajan saada sijoitukselleen preemio valuuttakurssiriskille alistumisesta. Toisaalta jos valuuttakurssiriski on hinnoiteltu, tulisi se huomioida myös suojautumisstrategioissa. Kaikki riski, jota ei voida kompensoida odotetuilla tuotoilla, täytyy pyrkiä poistamaan suojautumalla. Valuuttakurssiriskille altistuminen koskettaa sijoittajia ympäri maailman ja aihe on ollut myös monien tutkijoiden kiinnostuksen kohteena.

1.1 Taustaa

2000-luvun alussa koettiin Argentiinassa yksi lähihistoriamme vakavimmista talouskriiseistä. Kriisin aiheuttaneiden tekijöiden vaikutukset kasautuivat ja lopulta ne purkaantuivat tuhoisalla tavalla. Vaikutukset järkyttivät Argentiinan kansantaloutta ja ovat havaittavissa vielä nykypäivänä. Kriisin vallitessa Argentiinan hallitus oli pakotettu julistamaan maa maksukyvyttömäksi ja keskeyttämään julkisen velan takaisinmaksut. Argentiinan peson arvo suhteessa ulkomaan valuuttoihin romahti ja pankit jäädyttivät pankkitalletukset. Varsin epävakaata taloudellista tilannetta ja epävarmuutta tulevaisuudesta karkottivat kansainväliset sijoittajat maasta, ainakin tilanteen rauhoittumisen ajaksi.

Argentiinan kriisille on esitetty erilaisia syitä. On esitetty että kriisi olisi aiheutunut muun muassa heikkojen rahoitusmarkkinoiden, yliarvostetun peson sekä vähentyneiden pääomavirtojen johdosta (Schmukler et al., 2002). Huolimatta siitä mikä oli kriisin perimmäinen syy, voidaan sanoa että Argentiinan peson vapauttaminen kelluvaksi, kiinteästä sidoksestaan Yhdysvaltain dollariin, oli yksi merkittävimpiä tapahtumia Argentiinan 2000-luvun alun kriisissä. Argentiinan hallitus oli sitonut peson dollariin estääkseen valuutan arvon heikkenemisen sekä hyperinflaation, jotka olivat historiallisesti ominaisia ilmiöitä Argentiinan kansantaloudessa. Kriisin synkentyessä ja epävarmuuden lisääntyessä, tuo kiinteä suhde dollariin kuitenkin purettiin. Sidoksen purkamisen tarkoituksena oli saavuttaa parempi vientituotteiden hintojen sekä valtiotalouden joustavuus (Schmukler et al., 2002). Peson vapauttamisen jälkeen sen

arvo heikkeni huomattavasti ja valuuttakurssin volatiliteetti oli voimakasta. Argentiinan keskuspankin tietojen mukaan Yhdysvaltain dollarilla sai 2,0 pesoa maaliskuussa 2002. Tarkasteltaessa suhdetta neljä kuukautta myöhemmin kesäkuussa, peso oli heikentynyt arvoon 3,9 USD/ARS. Valuuttakurssin kehityksestä on kuvaaja liitteessä 1.

Tämän tutkimuksen tarkoituksena on selvittää, onko Argentiinan valuutan volatiliteettista aiheutuvalla valuuttakurssiriskillä vaikutusta Argentiinan osakemarkkinoilla. Jos valuuttakurssiriskillä olisi merkittävää vaikutusta markkinoilla, tulisi se hinnoitella yritysten pääomakustannuksiin sekä yritysten markkina-arvoon. Koska kiinteän valuuttakurssin aikaan osakemarkkinoilla ei voi esiintyä valuuttakurssiriskiä, tutkimuksessa tarkastellaan ajanjaksoja jälkeen peson vapauttamisen. Tutkimuksessa käytetään yhdysvaltalaisen sijoittajan näkökulmaa, hänen toimiessaan Argentiinan osakemarkkinoilla.

1.2 Aikaisemmat tutkimukset

Valuuttakurssiriskiä kaksifaktorimenetelmällä ovat tutkineet muun muassa Jorion (1991) Yhdysvaltain osakemarkkinoilla, Aquino (2005) Filippiinien osakemarkkinoilla sekä Loudon (1993) ja Di Iorio et al. (2002) Australian osakemarkkinoilla. Jorion (1991) toteaa, että huolimatta Yhdysvaltain markkinoilla havaitusta osaketuottojen ja valuuttakurssiriskin välisestä yhteisvaihtelusta, ei voida sanoa että valuuttakurssiriski olisi hinnoiteltu markkinoilla. Aquino (2005) keskittyi tutkimuksessaan osakemarkkinoiden valuuttakurssiriskiin ennen ja jälkeen Filippiinien 90-luvun talouskriisin. Hänen tutkimustuloksensa osoittivat että kohdemarkkinoilla ei valuuttakurssiriskiä hinnoiteltu ennen kriisiä, mutta kriisin myötä riskialttius markkinoilla kasvoi ja sijoittajat vaativat sijoituksilleen riskipreemion valuuttakurssiriskin takia. Loudon (1993) toteaa, että Australian markkinoilla valuuttakurssiriskin vaikutus on hyvin vähäistä, mutta merkittävää on ero raaka-ainesektorin ja teollisuustuotantosektorin välillä. Hän toteaa raaka-ainesektorilla toimivien yhtiöiden osakkeiden arvon nousevan Australian dollarin kurssin heiketessä, kun taas teollisuustuotanto sektorin yhtiöiden osakkeet tuottavat paremmin valuuttakurssien vahvistuessa. Di Iorio et al. (2002) tulokset tukevat Loudonin tutkimuksia valuuttakurssien erilaisista vaikutuksista raaka-ainesektorilla ja teollisuustuotantosektorilla. Di Iorio et al. toteavat kuitenkin, etteivät heidän tulokset ole

täysin johdonmukaisia. Argentiinan osakemarkkinoilta ei ole julkaistu valuuttakurssiriskiin liittyviä tutkimuksia, joissa käytettäisiin tässä työssä hyödynnettyjä menetelmiä.

Choi et al. (1998) tutkivat valuuttakurssiriskiä Japanin osakemarkkinoilla sekä perinteisellä että ehdollisella mallilla. He toteavat että valuuttakurssiriski on hinnoiteltu Japanin markkinoilla, mutta riski vaihtelee ajanjaksoittain. Ehdollista kansainvälistä mallia (conditional international asset pricing model) valuuttakurssiriskin tutkimiseen ovat käyttäneet myös Dumas ja Solnik (1995), De Santis ja Gérard (1998) sekä Antell ja Vaihekoski (2007). Dumas ja Solnik (1995) toteavat että tutkimukset neljällä suurimmalla osakemarkkinoilla, Yhdysvallat, Japani, Iso-Britania ja Saksa, todistavat valuuttakurssipreemion olemassaolon. Myös De Santis ja Gérard (1998) käyttivät tutkimuksensa neljää suurinta markkinaa. He toteavat että valuuttakurssiriski on havaittavissa, vaikka riskipremio vaihtelee suuresti ajan ja markkinoiden mukaan. Suomen osakemarkkinoilla valuuttakurssiriskiä tutkineet Antell ja Vaihekoski (2007) toteavat että valuuttakurssiriski ilmenee selkeästi, mutta poiketen De Santisin ja Gérardin tutkimuksesta, Suomessa valuuttakurssiriski ei vaihtele ajan mukaan.

1.3 Tutkielman runko

Tämä tutkielma rakentuu siten, että johdantokappaleen jälkeen kappaleessa 2 käydään läpi valuuttakurssiriskin teoriaa ja tutkimuksessa käytettävät menetelmät. Kappaleessa 3 esitellään tutkimuksessa käytettävä aineisto sekä aineiston tilastolliset ominaisuudet. Kappale 4 sisältää empiiriset tulokset sekä tulosten merkittävyyden testaamisen erilaisin testein. Lopuksi kappaleessa 5 on yhteenveto ja johtopäätökset.

2 TEORIA JA MENETELMÄ

2.1 Valuuttakurssiriski

Yritykset voivat altistua kolmenlaiselle valuuttakurssiriskille: transaktioriskille, translaatoriskille ja taloudelliselle riskille (Muller, 2006). Transaktiohetkellä vallitseva valuuttakurssi saattaa poiketa sopimushetkellä vallinneesta kurssista, joka aiheuttaa transaktioriskin. Transaktioriski liittyy erilaisiin yritystä sitoviin sitoumuksiin, kuten ostovelkoihin, myyntisaataviin tai ulkomaisten velkojen koronmaksuihin. Transaktioriskiltä voidaan suojautua johdannaisten avulla. Esimerkiksi myyntisaataviin liittyvä positio voidaan neutralisoida myymällä valuuttatermiini.

Kun yrityksen ulkomaiset ja kotimaiset varat altistuvat valuuttakurssin heilahteluille, syntyy translaatoriski (Muller, 2006). Translaatoriski voi johtaa merkittäviin valuuttakurssivoittoihin tai -tappioihin tilinpäätöksessä, ja vaikuttaa näin koko yrityksen tulokseen. Vaikka yrityksen varallisuuden kautta syntyvä translaatoriski olisikin tiedossa, niin valuutan arvon heilahtelusta syntyvän riskin kokonaisvaikutus saattaa olla tuntematon. Rahoituskirjallisuus ei ole yksimielinen siitä, miten translaatoriskiin tulisi suhtautua.

Taloudellinen riski, tai kilpailuriski, syntyy kun valuutan arvon heilahtelu muuttaa eri maiden suhteellisia hintoja. Tällöin valuuttakurssi vaikuttaa sekä yksittäisten transaktioiden kotimaanvaluuttamääräiseen kassavirtaan että yrityksen kilpailuasemaan. Taloudellisella riskillä on myös epäsuoria vaikutuksia yrityksen taloudelliseen toimintaympäristöön sekä tulevaisuuden kehitysmahdollisuuksiin (Muller, 2006). Transaktioriski ja translaatoriski vaikuttavat ainoastaan, kun yrityksen sitoumukset ovat ulkomaanvaluuttamääräisiä, mutta taloudellinen riski saattaa vaikuttaa myös silloin kun kaikki yrityksen liiketoimet tapahtuvat kotimaan valuutassa.

Williamson (2001) toteaa että yritykseen kohdistuvan valuuttakurssiriskin voimakkuus riippuu suurilta osin kolmesta tekijästä: yrityksen ulkomaankaupan osuudesta koko liikevaihdosta, kilpailusta ulkomailla sekä valuuttakurssiriskiltä suojautumisen tehokkuudesta. Hän jatkaa että multikansalliset, globaaleilla markkinoilla toimivat, yritykset

ovat alttiimpia valuuttakurssiriskille ja että vientiin tarkoitettujen tuotteiden valmistaminen kohdemaassa vähentää valuuttakurssiriskiä.

2.2 Menetelmä

Tutkimuksessa hyödynnetään CAPM:in (Capital Asset Pricing Model) monimuuttujamenetelmää, jossa osaketuottoja pyritään selittämään kahden faktorin avulla: markkinatuoton sekä valuuttakurssimuutoksen avulla. Jorionin (1991) käyttämä malli on muunnos Rossin (1976) kehittämästä APT-teoriasta (Arbitrage Pricing Theory). APT-teoriassa osakkeiden tuottoja pyritään selittämään riskifaktoreiden avulla.

Rossin APT-teoriasta ovat monet tutkijat tehneet muunnoksia tutkimuksissaan. Alkuperäisessä APT-teoriassa Ross (1976) etsi osaketuottoja selittäviä faktoreita faktorianalyysin avulla. Faktorianalyysin ideana on löytää joukko osaketuotoista koostuvia faktoreita tai ryhmiä, joissa osakkeiden residuaalituottojen kovarianssi on mahdollisimman pieni. Vuonna 1986 Chen, Roll ja Ross julkaisivat tutkimuksen, jossa faktorit oli määritelty toisella tavalla. Heidän ideansa oli että osakkeiden tuottoja voidaan mallintaa etukäteen määrättyjen taloudellisten tekijöiden avulla. Näiden taloudellisten tekijöiden eli indeksien tuli talousteoriana pohjautuen vaikuttaa diskonttaus korkoon ja odotettuihin osakkeiden kassavirtoihin. Tässä tutkimuksessa käytetään kahta faktoria, jotka on etukäteen määrätty. Jorion (1991) toteaa, että hänen käyttämänsä APT-teoriaan pohjautuva malli voidaan nähdä CAPM:in muunnoksena.

Jos valuuttakurssin volatilitteetti ei ole riskin lähde markkinoilla, niin osaketuotot eivät osoita herkkyyttä valuuttakurssin arvon vaihteluja kohtaan. Jorionin (1991) mukaan odotetun osaketuoton sekä markkinatuoton ja valuuttakurssiriskin välillä on lineaarinen yhteys.

$$E(r_i) = \alpha_i + \beta_i^m E(r_m) + \beta_i^x E(r_x) \quad (1)$$

Yhtälössä $E(r_i)$ on osakkeen i odotettu tuotto, $E(r_m)$ on odotettu markkinatuotto ja $E(r_x)$ on odotettu valuuttakurssimuutos. Tuotot ja valuuttakurssimuutos ovat riskittömällä korolla vähennettyjä ylituottoja. Lisäksi β_i^m on osakkeen i herkkyys markkina-

tuottoon, β_i^x on osakkeen i herkkyys valuuttakurssin muutoksiin ja α_i on niin sanottu Jensenin alfa (Brooks, 2002). Testattavaksi yhtälöksi saadaan:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i^m r_{mt} + \beta_i^x r_{xt}^* + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Testattavassa yhtälössä odotetut tuotot on korvattu tilastoiduilla historiatuotoilla. Alfa ja beetat estimoidaan regressioanalyysillä. Koska teoria ei kuvaa todellisuutta täydellisesti, lisätään testattavaan yhtälöön virhetermi ε_{it} . Termi r_{xt}^* on markkinaportfoliotuoton suhteen ortogonalisoitu valuuttakurssimuutos.

$$r_{xt}^* = r_{xt} - (\alpha_x - \beta_x^m r_{mt}) \quad (3)$$

Ortogonalisoitu valuuttakurssimuutos r_{xt}^* on valuuttakurssien vaihtelun r_{xt} ja osakemarkkinatuoton välisen regression residuaali. Termi β_x^m on valuuttakurssin muutoksen herkkyys osakemarkkinatuottoon. Jorionin (1991) mukaan pelkkää valuuttakurssien vaihtelua ei voida käyttää toisena riskifaktorina, koska yleensä osakemarkkinatuoton ja valuuttakurssivaihtelun välillä on korrelaatiota, joka täytyy eliminoida. Valuuttakurssifaktori yhtälössä (2) tulee ikään kuin "siivottua" valuuttakurssien ja markkinaindeksin välisestä yhteisvaihtelusta. Näin selittävien muuttujien välinen multikollineaarisuus ei ole mahdollista. Vahva multikollineaarisuus kasvattaa parametrien keskivirhettä, ja näin ollen heikentää merkitsevyytensä. Tutkimuksessa käytettyjen muuttujien väliset korrelaatiot ovat esillä liitteessä 2. Tätä valuuttakurssin ortogonalisointimenetelmää ovat käyttäneet muun muassa Jorion (1991), Di Iorio et al. (2002) ja Aquino (2005) tutkiessaan valuuttakurssiriskiä.

2.3 Tilastollinen menetelmä

Tässä tutkimuksessa käytetään pienimmän neliösumman menetelmää regressiomenetelmänä. Pienimmän neliösumman menetelmässä pyritään minimoimaan jäännöstermin neliösumma $\hat{\alpha}$:n ja $\hat{\beta}$:n funktiona. Regressioille pätee joukko ehtoja, joiden tulee toteutua, jotta tuloksia voidaan pitää merkittävinä. Näistä ehdoista testataan

jäännöstermien homoskedastisuus, autokorreloitumattomuus ja normalisuus empiiriset tulokset kappaleessa.

Tilastollinen nollahypoteesi kullekin regression testattavalle parametrille on, että parametri saa arvon nolla. Jos valuuttakurssi-beeta saisi arvon nolla, niin valuuttakursilla ei olisi vaikutusta osaketuoton kehittymiseen. Tilastollinen vastahypoteesi kullekin parametrille on, että parametri on erisuuri kuin nolla. Testattavasta regressiosta saatu merkitsevä Jensenin alfa tarkoittaisi, että osaketuotot käyttäytyisivät poikkeuksellisesti CAPM-malliin nähden (Brooks, 2002). Tuotot olisivat poikkeuksellisen suuria alfan ollessa positiivinen tai poikkeuksellisen pieniä alfan ollessa negatiivinen, CAPM-mallin antamaan ennusteeseen verrattuna.

AINEISTO

Alan empiirisissä tutkimuksissa ei olla yksimielisiä siitä, tulisiko tutkimuksessa käyttää kuukausi- vai päiväaineistoa. Monet tutkijat puhuvat kuukausiaineiston puolesta, mutta esimerkiksi Chamberlain et al. (1997) suosivat päivätason aineistoa tutkiessaan valuuttakurssiriskiä Yhdysvaltojen ja Japanin pankkialoilla. Chamberlain et al. toteavat, että päiväaineisto antaa paremman todisteen valuuttakurssiriskille altistumisesta kuin kuukausiaineisto. Tässä tutkimuksessa testataan sekä päivä- että kuukausiaineistoa, ajanjaksolta 1.3.2002 – 28.12.2006. Ajanjakson alku on ajoitettu peson keluiksi vapauttamisen ajankohtaan. Kukin tutkimuksen muuttuja saa havaintoja kuukausiaineistolla 58 kappaletta ja päiväaineistolla 1261 kappaletta. Kaikki tuotot laskeetaan niin sanotuista tuottoindekseistä, jotka sisältävät osakkeille maksetut osingot, sekä mahdolliset splitit ja osakeannit. Tuotot ovat riskittömällä korolla vähennettyjä ylituottoja, jotka on logaritmoitu jatkuva-aikaisiksi parempien tilastollisten ominaisuuksien saavuttamiseksi. Tutkimus tehdään yhdysvaltalaisen sijoittajan näkökulmasta, joten kaikki tuotot on määritelty Yhdysvaltain dollareissa. Yhdysvallat ovat Argentiinan merkittävin kauppakumppani heti naapurimaiden, Brasilia ja Chile, jälkeen (Finpro, 2006).

2.4 Havaintoaineisto

Tutkimuksessa selitettävänä osakeportfoliona käytetään toimialaindeksiä, joka sisältää Buenos Airesin pörssissä noteerattavien kyseisen toimialan osakkeiden tuotot. Testattavia toimialaindeksejä on 11 kappaletta: kaasuntarjonta, pankkiala, paperiteollisuus, rahoituspalvelut, rakentaminen, ruokateollisuus, sähköntarjonta, telekommunikaatio, teollisuuspalvelut, teollisuusrakentaminen sekä teräksenvalmistus. Indeksien sisältämät yritykset on listattu liitteessä 3. Toimialaindeksit ovat peräisin Datastream-tietokannasta.

Osakeportfoliotuottoja selittävinä faktoreina käytetään Buenos Airesin pörssin markkinatuottoindeksiä, sekä Argentiinan pesoilla laskettua Yhdysvaltain dollarin valuuttakurssia. Markkinatuottoindeksi sisältää 50 merkittävimmän yhtiön osaketuotot. Sekä

markkinatuottoindeksi että USD/ARS -valuuttakurssi, on saatu niin ikään Datastream-tietokannasta.

Logaritmiset tuotot on laskettu yhtälöllä:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (4)$$

Jossa P_t on tuottoindeksin tai valuuttakurssin arvo hetkellä t , ja \ln on luonnollinen logaritmi.

2.5 Riskitön korkokanta

Muuttujien ylituottojen r_t selvittämiseksi jatkuva-aikaisista tuotoista on vähennetty riskitön korkokanta ajankohdan $t-1$ lopussa. Usein riskitön korko voidaan estimoida tuotosta riskittömälle arvopaperille, jollaiseksi oletetaan valtion liikkeelle laskemat obligaatit. Tässä tutkimuksessa riskittömänä korkona käytetään valtion takaamia joukkovelkakirjalainoja (US Government Treasury Bill 4wk), jossa korko on ilmoitettu vuosikorkona. Koron muuntamiseksi kuukausi- ja päivätasolle, on käytetty Vaihekosken (2004) esittämiä korkojen muuntokaavoja.

$$\ln i_{1kk}^{perkk} = \ln\left(1 + i_{1kk}^{pa} \times \frac{30}{360}\right) \quad (5)$$

$$\ln i_{1kk}^{perpvä} = \ln\left(\frac{360 + i_{1kk}^{pa} \times 30}{360 + i_{1kk}^{pa} \times 29}\right) \quad (6)$$

Yhden kuukauden vuosikorko on muunnettu kuukausikoroksi yhtälössä (5) ja päiväkoroksi yhtälössä (6). Vaihekosken (2004) mukaan päiväkoron estimointi on kuukausikorkoa ongelmallisempaa. Koska varsinaista korkoa yhdelle päivälle ei ole tiedossa, joudutaan päiväkoron kohdalla tekemään ylimääräinen oletus siitä, ettei korko muutu päivän kuluessa.

2.6 Havaintosarjojen jakaumat

Taulukosta 1 voidaan havaita, että päivätasolla riskittömän koron vaikutukset ovat hyvin vähäisiä ja että markkinaportfolion päivätuotto on ollut tarkasteluperiodilla keskimäärin 0,06 % päivässä (15, 12 % pa.) keskihajonnalla 1,67 % (26,51 % pa.). Normaalijakauman vinous on 0 ja huipukkuus 3, joten valuuttakurssin päiväkohtaisten muutosten jakauma vaikuttaa hyvin huipukkaalta arvolla 90,481. Tästä voidaan päätellä että valuuttakurssin päiväkohtainen muutos saa paljon arvoja läheltä keskiarvoon.

Taulukko 1. Päiväaineiston tilastolliset ominaisuudet.

Taulukossa on esitettyä jatkuva-aikaistettujen osakeindeksituottojen ja selittäjämuuttujien tilastolliset ominaisuudet. Riskitöntä korkoa kuvaa yhden kuukauden US Treasury Bill -korko laskettuna päivätasolle. Markkinaportfoliona käytetään Datastreamin Argentiinan markkinatuottoindeksiä. Valuuttakurssi USDARS on logaritminen päivämuutos Yhdysvaltain dollarin ja Argentiinan peson välisessä bilateraalissa valuuttakurssissa.

Havaintosarja	Keskiarvo	Maksimi	Minimi	Keskihajonta	Vinous	Huipukkuus
Riskitönkorko	0,0001	0,0001	<0,0001	<0,0001	0,730	2,048
Markkinaportfolio	0,0006	0,1436	-0,1762	0,0167	-0,678	18,262
USDARS	0,0003	0,2104	-0,1822	0,0156	1,430	90,481
Kaasuntarjonta	0,0004	0,1337	-0,2349	0,0233	-0,629	14,932
Pankkiala	0,0013	0,1447	-0,2223	0,0208	-1,018	16,804
Paperiteollisuus	0,0005	0,1338	-0,1933	0,0261	0,072	9,411
Rahoituspalvelut	0,0008	0,1475	-0,1945	0,0224	-0,153	11,350
Rakentaminen	0,0006	0,1333	-0,2191	0,0262	-0,384	11,019
Ruokateollisuus	0,0002	0,1358	-0,1132	0,0179	-0,058	9,120
Sähköntarjonta	0,0002	0,1578	-0,2035	0,0223	-0,885	17,014
Telekommunikaatio	0,0003	0,1745	-0,2075	0,0236	-1,147	18,686
Teollisuuspalvelut	0,0012	0,1185	-0,1992	0,0185	-0,696	19,134
Teollisuusrakentaminen	0,0004	0,1447	-0,2110	0,0209	-0,032	17,769
Teräksenvalmistus	0,0009	0,1320	-0,1426	0,0222	-0,246	6,383

Tarkasteltaessa jatkuva-aikaisia osakeindeksituottoja havaitaan, että pankkiala saa toimialoista suurimman keskiarvopäivätuoton 0,13 %, tuottojen keskihajonnalla 2,08 %. Alhaisimmat tuotot tarjoavat ruokateollisuuden ja sähköntarjonta yhtiöiden osakkeet (0,02 %). Toisaalta, ruokateollisuuden osakkeet, joilla on matala tuotto, on myös alhaisin keskihajonta eli volatiliiteetti (1,79 %), joka on kuitenkin korkeampi kuin markkinaportfolion keskihajonta. Historiallisella volatiliiteetilla mitattuna, riskisimmiksi aloiksi ilmenee yllättäen rakentaminen (2,62 %) ja paperiteollisuus (2,61 %). Tele-

kommunikaatio omaa vinoimman jakauman, joka on vasemmalle vino negatiivisella arvollaan -1,147.

Taulukko 2. Kuukausiaineiston tilastolliset ominaisuudet.

Taulukossa on esitettyä jatkuva-aikaistettujen osakeindeksituottojen ja selittäjämuuttujien tilastolliset ominaisuudet. Riskitöntä korkoa kuvaa yhden kuukauden US Treasury Bill -korko laskettuna kuukausikorkona. Markkinaportfoliona käytetään Datastreamin Argentiinan markkinatuottoindeksiä. Valuuttakurssi USDARS on logaritminen kuukausimuutos Yhdysvaltain dollarin ja Argentiinan peson välisessä bilateraalisessa valuuttakurssissa.

Havaintosarja	Keskiarvo	Maksimi	Minimi	Keskihajonta	Vinous	Huipukkuus
Riskitönkorko	0,0019	0,0043	0,0007	0,0012	0,758	2,092
Markkinaportfolio	0,0140	0,1632	-0,3229	0,0931	-1,143	5,367
USDARS	0,0061	0,3414	-0,0758	0,0591	3,849	21,401
Kaasuntarjonta	0,0083	0,2926	-0,4937	0,1321	-0,829	5,670
Pankkiala	0,0280	0,2943	-0,4152	0,1244	-0,779	5,027
Paperiteollisuus	0,0117	0,5390	-0,3154	0,1427	1,331	7,796
Rahoituspalvelut	0,0180	0,2959	-0,2412	0,1129	-0,112	3,044
Rakentaminen	0,0121	0,5812	-0,5356	0,1676	-0,158	6,251
Ruokateollisuus	0,0037	0,1866	-0,2856	0,0867	-0,664	3,841
Sähköntarjonta	0,0045	0,3592	-0,6602	0,1383	-1,772	11,139
Telekommunikaatio	0,0064	0,3316	-0,5115	0,1470	-0,924	5,936
Teollisuuspalvelut	0,0259	0,3282	-0,4893	0,1285	-0,961	7,466
Teollisuusrakentaminen	0,0077	0,4854	-0,3416	0,1199	0,653	6,907
Teräksenvalmistus	0,0194	0,2758	-0,2254	0,1065	0,143	2,822

Taulukko 2 kertoo havaintosarjojen tilastolliset ominaisuudet käytettäessä kuukausihavaintoja. Kuukausihavaintojen tuotot on laskettu kuukauden viimeisen päivän arvon muutoksesta edellisen kuukauden viimeisen päivän arvoon nähden. Taulukon 2 tiedot ovat lähes poikkeuksetta johdonmukaisia taulukon 1 tietojen kanssa. Markkinaportfolion kuukausituotto on ollut tarkasteluperiodilla keskimäärin 1,40 % kuukaudessa (16,8 % pa.) keskihajonnalla 9,31 % (32,25 % pa.). Pankkiala tarjoaa edelleen suurimman keskiarvotuoton (2,8 %) ja ruokateollisuus alhaisimman (0,37 %). Rakentamisen suurin volatiliiteetti korostuu kuukausihavainnoilla, ollen 16,76 %. Tätä kuvastaa myös rakentamisalan voimakkaat maksimi- ja minimikuukausituotot, jotka ovat 58,12 % ja -53,56 %.

2.7 Sarjojen stationäärisyys

Prosessi, jonka mukaan muuttujan aikasarjahavainnot syntyvät, voidaan kutsua stokastiseksi prosessiksi. Stokastinen prosessi on stationäärinen, jos sen keskiarvo ja varianssi ovat vakioita ajan muuttuessa. Lisäksi aikasarjan havaintojen välinen kovarianssi täytyy riippua ainoastaan havaintojen välisen ajan pituudesta, eikä siitä millä ajankohdalla havainto on syntynyt. Aikasarjahavaintoja testattaessa pienimmän neliosumman menetelmällä on stokastisen prosessin stationäärisyys yksi perusoletuksista. Epästationäärisestä sarjasta estimoitu regressio on niin sanottu näennäisregressio, huolimatta siitä ovatko regression parametrit merkittäviä vai eivät. (Hill et al., 2000)

Tässä tutkimuksessa sarjojen stationäärisyyden selvittämiseksi käytetään laajennettua versiota Dickeyn ja Fullerin 1979 esittämästä yksikköjuuritestistä. Dickey-Fuller -testi tutkii sarjan stationäärisyyttä sarjasta laskettujen differenssien avulla. Differenssi voidaan esittää (Hill et al., 2000):

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t - X_{t-1} = \Delta X_t = (\rho - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Yhtälössä ΔX_t on differenssi havaintojen X_t ja X_{t-1} välillä. Yhtälössä ε_t on satunnaismuuttuja, jonka keskiarvo on nolla ja varianssi vakio. Laajennettu Dickey-Fuller -testi (Augmented DF-test) voidaan esittää:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Jos testattava sarja on epästationäärinen, silloin parametri ρ yhtälössä (7) saa arvon 1 ja γ arvon 0.

Taulukko 3. Yksikköjuuritestit (Augmented Dickey Fuller test).

Taulukossa on esitetty muokkaamattomille indeksisarjoille ja jatkuva-aikaistetuille tuotoille tehdyt yksikköjuuritestit, sekä päivä- että kuukausihavainnoilla. Menetelmänä on käytetty Augmented Dickey-Fuller -testiä hyödyntäen Schwartzin informaatiokriteeriä. Testin hypoteesit ovat: $H_0: \gamma = 0$ ja $H_1: \gamma < 0$. Taulukon alalaidassa on MacKinnonin määrittämät ja Eviews-ohjelman tarjoamat kriittiset arvot testeille. Viiden prosentin tasolla merkitsevät parametrit on merkitty yhdellä tähdellä* ja yhden prosentin tasolla merkitsevät kahdella tähdellä**.

Havintosarja	PÄIVÄHAVAINNOT		KUUKAUSIHAVAINNOT		
	Indeksi	LG-tuotto	Indeksi	LG-tuotto	
Riskitönkorko	0,492	0,493	-2,892 *	-2,891 *	
Markkinaportfolio	-0,080	-31,902 **	-0,342	-6,442 **	
USDARS	-3,715 **	-27,819 **	-4,309 **	-11,974 **	
Kaasuntarjonta	-0,973	-30,549 **	-1,022	-6,193 **	
Pankkiala	0,402	-31,206 **	-0,091	-6,192 **	
Paperiteollisuus	-1,690	-34,051 **	-1,718	-7,244 **	
Rahoituspalvelut	-0,545	-33,230 **	-1,021	-7,659 **	
Rakentaminen	-2,021	-28,833 **	-1,014	-6,194 **	
Ruokateollisuus	-2,212	-33,201 **	-2,407	-6,947 **	
Sähköntarjonta	-0,708	-28,319 **	-1,240	-9,418 **	
Telekommunikaatio	-0,095	-30,373 **	-0,521	-6,444 **	
Teollisuuspalvelut	0,571	-28,569 **	0,310	-7,534 **	
Teollisuusrakentaminen	-2,714	-29,148 **	-2,054	-7,689 **	
Teräksenvalmistus	-1,194	-33,916 **	-1,157	-7,204 **	
Kriittiset arvot	1% taso	-3,435	Kriittiset arvot	1% taso	-3,550
päivähavainnoille:	5% taso	-2,864	kuukausihavainnoille:	5% taso	-2,914
	10% taso	-2,568		10% taso	-2,595

Taulukossa 3 on esitetty tutkimuksessa käytettyjen aikasarjojen saamat arvot parametrille γ . Laajennetun Dickey-Fuller -testin nollihypoteesi olettaa että sarja on epästationäärinen ja vastahypoteesi olettaa että sarja on stationäärinen. Taulukosta 3 voidaan todeta, että testattaessa jatkuva-aikaistamattomia indeksejä, valuuttakurssia ja riskittömän koron kuukausihavaintoa lukuun ottamatta, sarjat ovat epästationäärisiä. Kun sarjoista lasketaan logaritmiset tuotot, niin havaintojen tilastolliset ominaisuudet paranevat. Kaikki logaritmiset tuotot, riskittömän koron päivähavaintoa lukuun ottamatta, ovat merkitseviä eli stationäärisiä.

3 EMPIIRISET TULOKSET

3.1 Valuuttakurssiriskin tutkiminen kuukausiaineistolla

Aluksi testataan valuuttakurssiriskiä kuukausiaineistolla. Pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen regressiot ajetaan Eviews-ohjelmalla. Aluksi valuuttakurssisarja ortogonalisoidaan markkinaportfolion suhteen yhtälön (3) mukaan. Tämän jälkeen suoritetaan regressiot, joissa selitetään toimialasarjoja markkinaportfoliolla ja ortogonalisoidulla valuuttakurssisarjalla yhtälön (2) mukaan.

Taulukosta 4 voidaan havaita että kaikkien toimialojen markkinabeetat ovat merkittäviä yhden prosentin tasolla mitattuna. Telekommunikaatioalalla on suurin herkkyys markkinaportfolioon, beetan ollessa 1,335. Vähäisin herkkyys markkinaindeksiin on ruokateollisuudella (0,662). Tämä on odotettu tulos, sillä telekommunikaatioala oletetaan varsin riskiseksi toimialaksi, toisin kuin ruokateollisuusala. Markkinaportfolio saa suurimman selitysasteensa pankkialalla.

Tarkasteltaessa ortogonalisoidun valuuttakurssisarjan vaikutusta tutkimuksen yhteentoista toimialaan, voidaan todeta että kuudella toimialalla valuuttakurssibeeta on merkitsevä vähintään viiden prosentin tasolla. Yhden prosentin merkitsevyydellä löytyy merkitsevä beeta kolmelta toimialalta: paperiteollisuus, sähköntarjonta ja teollisuuden palvelut. Näille kyseisille kolmelle toimialalle valuuttakurssilla on myös suurimmat osittaiset selitysasteet. Suurin selitysaste on sähköyhtiöiden kohdalla, arvon ollessa 13,2 %. Mainittakoon, että raportoimattomien tulosten mukaan valuuttakurssin ortogonalisointi alentaa valuuttakurssin selitystasetta toimialoista huomattavasti.

Merkittävää on, että kaikilla toimialoilla valuuttakurssibeeta on negatiivinen, lukuun ottamatta teräksenvalmistus- ja ruokateollisuusaloja. Näillä kahdella alalla kyseinen beeta on positiivinen ja vieläpä merkitsevä. Negatiivinen valuuttakurssibeeta ilmaisee, että osakkeiden tuotot kasvavat kun valuuttakurssi USD/ARS laskee, eli peso vahvistuu. Yhdysvaltalaisen sijoittajan näkökulmasta tämä tarkoittaa, että kun dollari heikkenee pesoa vastaan ja ostovoima vähenee, niin negatiivisen valuuttakurssibeetan omaavat osakkeiden kurssi nousee. Nämä kaksi liikettä kumoavat osittain toisensa, ja voidaan sanoa että tämä alentaa valuuttakurssin laskemisesta aiheutuvaa ris-

kiä. Tietenkään suojaus ei ole täydellinen. Tämän tutkimuksen mukaan paperiteollisuus tarjoaa parhaimman suojan valuuttakurssin muutoksille yhdysvaltalaisen sijoittajan näkökulmasta. Paperiteollisuuden valuuttakurssi-beeta on -0,948, joten kun USD/ARS -valuuttakurssituotto kasvaa yhdellä prosentilla, eli dollari vahvistuu, niin osaketuotot laskevat lähes saman verran (0,948 %).

Taulukko 4. Regression beetat kuukausiaineistolla ($r_{it} = \alpha_i + \beta_i^m r_{mt} + \beta_i^x r_{xt} + \varepsilon_{it}$).

Taulukossa kunkin beeta-parametrin alla on hakasuluissa kyseisen parametrin keskivirhe. Parametrin t-arvon alla on suluisissa p-arvo. Viiden prosentin tasolla merkitsevät parametrit on merkitty yhdellä tähdellä* ja yhden prosentin tasolla merkitsevät kahdella tähdellä**. Esitetty selitysaste R^2 on selittäjämuuttujan, jolle beeta on estimoitu, osittainen selitysaste regressiossa.

Toimiala	$\hat{\beta}_i^m$			$\hat{\beta}_i^x$		
	Parametri	t-arvo	R^2	Parametri	t-arvo	R^2
Kaasuntarjonta	1,232 ** [0,092]	13,372 (<0,001)	75,2 %	-0,386 [0,193]	-1,998 (0,051)	1,7 %
Pankkiala	1,189 ** [0,078]	15,144 (<0,001)	79,2 %	-0,376 * [0,164]	-2,288 (0,026)	1,8 %
Paperiteollisuus	0,796 ** [0,166]	4,800 (<0,001)	27,0 %	-0,948 ** [0,348]	-2,729 (0,009)	8,7 %
Rahoituspalvelut	0,749 ** [0,128]	5,872 (<0,001)	38,2 %	-0,250 [0,267]	-0,935 (0,354)	1,0 %
Rakentaminen	1,180 ** [0,183]	6,456 (<0,001)	42,9 %	-0,252 [0,383]	-0,659 (0,513)	0,4 %
Ruokateollisuus	0,662 ** [0,084]	7,850 (<0,001)	50,6 %	0,399 * [0,177]	2,257 (0,028)	4,2 %
Sähköntarjonta	1,054 ** [0,121]	8,735 (<0,001)	50,4 %	-1,133 ** [0,253]	-4,477 (<0,001)	13,2 %
Telekommunikaatio	1,335 ** [0,111]	12,001 (<0,001)	71,6 %	-0,336 [0,233]	-1,442 (0,155)	1,0 %
Teollisuuspalvelut	1,060 ** [0,108]	9,858 (<0,001)	58,9 %	-0,803 ** [0,225]	-3,563 (0,001)	7,7 %
Teollisuusrakentaminen	0,676 ** [0,146]	4,626 (<0,001)	27,5 %	-0,349 [0,306]	-1,141 (0,259)	1,7 %
Teräksenvalmistus	0,770 ** [0,109]	7,033 (<0,001)	45,2 %	0,515 * [0,229]	2,244 (0,029)	4,6 %

Mielenkiintoisia ovat teräksenvalmistus- ja ruokateollisuustoimialat positiivisine valuuttakurssibeetoinen. Näillä aloilla beetat ovat 0,515 ja 0,399, eli osaketuotot Argentiinassa kasvavat samalla kun valuuttakurssi USD/ARS kasvaa. Tämä aiheuttaa yhdysvaltalaiselle sijoittajalle kasvavan valuuttakurssiriskin, sillä kun dollarin arvo heikkenee, niin myös osaketuotot laskevat. Tämä valuuttakurssiriski voidaan kuitenkin

kin poistaa hajauttamalla sijoitukset siten, että sijoitusportfoliossa on sekä positiivisen että negatiivisen valuuttakurssibeetan omaavia osakkeita. Toisaalta silloin kun osakkeiden valuuttakurssibeetat kumoavat toisensa, joutuu sijoittaja kuitenkin kantamaan sijoituksensa varsinaisen translaatoriskin, joka syntyy dollarin heikentymisestä pesoon nähden.

Mikä sitten aiheuttaa poikkeavuuden teräksenvalmistus- ja ruokateollisuustoimialojen valuuttakurssibeetoissa verrattuna muihin toimialoihin? Yksi selitys voi löytyä näiden kahden toimialan suhteesta ulkomaankauppaan. Finpro:n laatimassa Argentiinan maaraportissa (2006) todetaan, että Yhdysvallat ovat Argentiinan tärkeimpiä vientimaita, ja että elintarvikkeet ja teräs ovat Argentiinan tärkeimpiä vientituotteita. Kaikkein tärkein yksittäinen vientituote on soija, jopa 25 % osuudella kokonaisviennistä. Kun tarkastellaan ruokateollisuusindeksin koostumusta (liite 3), voidaan todeta indeksin sisältämien yhtiöiden Internet-sivustojen mukaan, että mukana on muun muassa soijatuotteiden valmistajia ja viejiä. Näiden faktojen valossa voidaan olettaa, että Argentiinan toimialat, jotka tekevät paljon vientikauppaa Yhdysvaltojen kanssa, menestyvät paremmin dollarin vahvistuessa ja peson heiketessä. Monissa aikaisemmissa tutkimuksissa on todettu että kansainvälinen kauppa on merkittävä valuuttakurssiriskin lisääjä yrityksessä. Muun muassa Doukas et al. (1999) toteaa, että heidän valuuttakurssiriskitutkimus Japanin osakemarkkinoilla osoittaa monikansallisten ja korkean vientiasteen omaavien japanilaisten yritysten altistuvan poikkeavan suu- relle valuuttakurssiriskille. Sen sijaan täysin kotimaan markkinoilla toimivien, tai aino- astaan matalan vientiasteen omaavien, yritysten tuottojen kehitykseen valuuttakurs- sien heilahtelulla on vähäisempi merkitys. Toisaalta yhteyttä voidaan myös hakea Loudonin (1993) tutkimukseen, jossa hän toteaa että Australian osakemarkkinoilla on merkittävä ero raaka-ainesektorin ja teollisuustuotantosektorin välillä suhteessa va- luuttakurssiriskiin. Hän toteaa raaka-ainesektorilla toimivien yhtiöiden osakkeiden arvon nousevan kotimaan valuutan heiketessä. Tässä tutkimuksessa käytetty ruoka- teollisuusindeksi sisältää kuitenkin yhtiöitä, jotka tuottavat sekä raaka-aineita että jatkojalostettuja tuotteita.

Taulukko 5. Regression alfat kuukausiaineistolla.

Taulukossa on regression vakiotermit ja niitä kuvaavat tunnusluvut.

Kuukausi	$\hat{\alpha}_i$			
	Parametri	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
Kaasuntarjonta	-0,009	[0,009]	-0,992	(0,326)
Pankkiala	0,012	[0,007]	1,603	(0,115)
Paperiteollisuus	0,000	[0,015]	0,011	(0,992)
Rahoituspalvelut	0,007	[0,012]	0,590	(0,558)
Rakentaminen	-0,004	[0,017]	-0,237	(0,813)
Ruokateollisuus	-0,006	[0,008]	-0,795	(0,430)
Sähköntarjonta	-0,010	[0,011]	-0,904	(0,370)
Telekommunikaatio	-0,012	[0,010]	-1,126	(0,265)
Teollisuuspalvelut	0,011	[0,010]	1,119	(0,268)
Teollisuusrakentaminen	-0,002	[0,014]	-0,175	(0,861)
Teräksenvalmistus	0,008	[0,010]	0,805	(0,424)

Taulukosta 5 voidaan havaita, ettei toimialojen alfoista yksikään ole merkitsevä edes viiden prosentin merkitsevyytasolla. Parametrin arvot vaihtelevat positiivisesta negatiiviseen, olematta kuitenkaan huomattavan suuria tai pieniä millään toimialalla. Jensenin alfa ei siis osoita osaketuottojen poikkeuksellista käyttäytymistä CAMP-mallin ennusteeseen nähden.

3.2 Valuuttakurssiriskin tutkiminen päiväaineistolla

Seuraavaksi tehdään regressiot päiväaineistolle samoilla periaatteilla kuin kuukausihavainnoille tehtiin. Taulukkoon 6 on listattu päiväaineistolla saadut tulokset. Päiväaineiston suuren havaintomäärän ansiosta kaikki keskivirheet ovat alentuneet, ja näin myös markkinabeetojen merkitsevyydet ovat parantuneet entisestään. Tulosten mukaan kaikki markkinabeetat ovat edelleen merkittäviä yhden prosentin tasolla. Myös muilta osin markkinabeetat näyttäisivät olevan melko johdonmukaisia aikaisemmin listattujen tulosten kanssa. Suurin muutos beetoissa on tapahtunut teollisuuspalvelualalla, muutoksen ollessa yli 0,3 prosenttiyksikköä.

Myös valuuttakurssibeetojen keskivirheet ovat laskeneet, mutta lisäksi valuuttakurssin selitysasteet jokaisella toimialalla ovat alentuneet huomattavasti. Kahdella toimialalla, ruokateollisuus- ja telekommunikaatioaloilla, selitysasteet ovat laskeneet niin

paljon, ettei kyseisten alojen beetoja voida pitää merkittävänä. Kaikki muut valuuttakurssiriskibeetat ovat merkittäviä peräti yhden prosentin merkitsevyystasolla. Näyttäisi siltä, että siirryttäessä kuukausiaineistosta päiväaineistoon kaikki valuuttakurssi-beetat hakeutuvat kohti nollaa. Suurimmat muutokset ovat tapahtuneet Paperiteollisuus- ja sähköntarjonta-aloilla, joissa molemmissa muutos beetassa on ollut yli 0,8 prosenttiyksikköä. Kuukausiaineistolla havaittiin kaksi toimialaa joiden valuuttakurssi-beetat käyttäytyivät poikkeuksellisesti, parametrien ollen positiivisia. Päiväaineistolla testattuna nähdään, että näistä kahdesta toimialasta teräksenvalmistuksen beeta on edelleen merkittävä ja positiivinen, kun taas ruokateollisuuden beeta ei siis ole merkitsevä alhaisen selityksasteen johdosta.

Taulukko 6. Regression beetat päiväaineistolla ($r_{it} = \alpha_i + \beta_i^m r_{mt} + \beta_i^x r_{xt}^* + \varepsilon_{it}$).

Taulukossa kunkin beeta-parametrin alla on hakasuluissa kyseisen parametrin keskivirhe. Parametrin t-arvon alla on suluissa p-arvo. Viiden prosentin tasolla merkitsevät parametrit on merkitty yhdellä tähdellä* ja yhden prosentin tasolla merkitsevät kahdella tähdellä**. Esitetty selityksaste R^2 on selittäjämuuttujan, jolle beeta on estimoitu, osittainen selityksaste regressiossa.

Toimiala	$\hat{\beta}_i^m$			$\hat{\beta}_i^x$		
	Parametri	t-arvo	R^2	Parametri	t-arvo	R^2
Kaasuntarjonta	1,033 ** [0,026]	39,513 (<0,001)	55,1 %	-0,112 ** [0,031]	-3,655 (<0,001)	0,5 %
Pankkiala	1,015 ** [0,020]	50,181 (<0,001)	66,4 %	-0,093 ** [0,024]	-3,942 (<0,001)	0,4 %
Paperiteollisuus	0,826 ** [0,037]	22,134 (<0,001)	27,9 %	-0,104 * [0,044]	-2,390 (0,017)	0,3 %
Rahoituspalvelut	0,723 ** [0,031]	23,037 (<0,001)	29,2 %	-0,201 ** [0,037]	-5,463 (<0,001)	1,6 %
Rakentaminen	0,970 ** [0,034]	28,198 (<0,001)	38,5 %	-0,149 ** [0,040]	-3,700 (<0,001)	0,7 %
Ruokateollisuus	0,788 ** [0,021]	38,394 (<0,001)	54,0 %	-0,005 [0,024]	-0,196 (0,845)	<0,1 %
Sähköntarjonta	0,826 ** [0,029]	28,498 (<0,001)	38,5 %	-0,215 ** [0,034]	-6,332 (<0,001)	1,9 %
Telekommunikaatio	1,064 ** [0,026]	40,852 (<0,001)	57,0 %	-0,011 [0,030]	-0,351 (0,725)	<0,1 %
Teollisuuspalvelut	0,721 ** [0,023]	31,589 (<0,001)	42,6 %	-0,252 ** [0,027]	-9,434 (<0,001)	3,8 %
Teollisuusrakentaminen	0,674 ** [0,029]	23,066 (<0,001)	29,0 %	-0,234 ** [0,034]	-6,852 (<0,001)	2,6 %
Teräksenvalmistus	1,042 ** [0,023]	45,688 (<0,001)	61,7 %	0,159 ** [0,027]	5,974 (<0,001)	1,1 %

Taulukko 7. Regression alfat päiväaineistolla.

Taulukossa on regression vakiotermit ja niitä kuvaavat tunnusluvut.

Kuukausi	$\hat{\alpha}_i$			
	Parametri	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
Kaasuntarjonta	0,000	[<0,001]	-0,645	(0,519)
Pankkiala	0,001	[<0,001]	1,876	(0,061)
Paperiteollisuus	0,000	[0,001]	-0,008	(0,994)
Rahoituspalvelut	0,000	[0,001]	0,654	(0,513)
Rakentaminen	0,000	[0,001]	-0,119	(0,905)
Ruokateollisuus	0,000	[<0,001]	-1,026	(0,305)
Sähköntarjonta	0,000	[<0,001]	-0,694	(0,488)
Telekommunikaatio	0,000	[<0,001]	-0,889	(0,374)
Teollisuuspalvelut	0,001	[<0,001]	1,862	(0,063)
Teollisuusrakentaminen	0,000	[<0,001]	-0,207	(0,836)
Teräksenvalmistus	0,000	[<0,001]	0,591	(0,555)

Taulukosta 7 havaitaan, että päiväaineistolla testattuna kaikki regression Jensenin alfa -termit saavat arvon nolla tai lähes nolla. Edelleen kaikki alfat ovat merkityksetömiä viiden prosentin merkitsevyytasolla mitattuna.

3.3 Residuaalitarkastelut

Jotta regressioiden tuloksia voitaisiin pitää hyväksyttävinä, tulee diagnostiikan olla kunnossa. Tässä tutkimuksessa tehdään residuaalitarkastelut homoskedastisuuden, autokorrelaation ja normaalisuuden suhteen sekä kuukausi- että päivähavainnoilla tehdyille regressioille. Homoskedastisuuden toteamiseksi tehdään Whiten (1980) heteroskedastisuustesti. Myös grafiikkatarkasteluja voidaan hyödyntää homoskedastisuuden varmistamiseksi. Autokorrelaation ilmenemistä tutkitaan Breush-Godfrey'n Langrange multiplier -testillä. Jäännöstermien normalisuus todetaan grafiikkatarkasteluilla sekä Jarque-Bera -testillä. Voidaan olettaa että havaintojen lisääntyessä, siirryttäessä kuukausitasolta päivätasolle, jotkin testisuureet paranevat, kun taas toiset heikkenevät.

3.3.1 Normaalisuus

Jäännöstermien jakautuminen normaalijakauman mukaisesti on yksi regression perusoletuksista.

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (9)$$

Jäännöstermin keskiarvo on nolla, joten jakauman tulisi asettua arvolle nolla. Yleisesti regressioille pätee että residuaalien hajonta keskiarvon ympärillä pienenee, kun havaintojen määrä kasvaa. Toisaalta myös residuaalijakauman normaalisuus yleensä paranee havaintojen lisääntyessä. Taulukossa 8 on listattuna Jarque-Bera -normaalisuustestin tulokset, sekä päivä- että kuukausiaineistolla laskettuna. Kun siirrytään kuukausihavainnoista päivätasolle, testin tuloksista voidaan havaita että residuaalien jakaumien normaalisuus heikkenee. Raportoimattomien tulosten mukaan voidaan todeta normaalisuuden heikkenevän, huolimatta siitä että residuaalien keskijajonta jakaumissa pienenee. Syynä tähän on residuaalijakaumien huipukkuuden merkittävä lisääntymien päivätasolla. Kuukausitasolla vähintään viiden prosentin merkitsevyydestä ylittää kuusi toimialaa. Päivätasolla kaikki Jarque-Bera -testin testisuureet ovat merkitseviä yhden prosentin tasolla mitattuna.

Taulukko 8. Jarque-Bera normaalisuustesti.

Taulukossa J-B on Jarque-Bera -testin testisuure. P-arvo on suluissa. Testin hypoteesit ovat: H_0 : On normaalijakautunut; H_1 : Ei ole normaalijakautunut. Kriittiset arvot ovat 5%: 5,99 ja 1%: 9,21. Viiden prosentin tasolla merkitsevät parametrit on merkitty yhdellä tähdellä* ja yhden prosentin tasolla merkitsevät kahdella tähdellä**.

Toimiala	KUUKAUSI		PÄIVÄ	
	J-B	p-arvo	J-B	p-arvo
Kaasuntarjonta	5,986 *	(0,050)	546,380 **	(<0,001)
Pankkiala	29,137 **	(<0,001)	2410,240 **	(<0,001)
Paperiteollisuus	108,229 **	(<0,001)	1502,659 **	(<0,001)
Rahoituspalvelut	0,915	(0,633)	686,994 **	(<0,001)
Rakentaminen	84,411 **	(<0,001)	2460,293 **	(<0,001)
Ruokateollisuus	5,339	(0,069)	362,944 **	(<0,001)
Sähköntarjonta	2,446	(0,294)	12971,380 **	(<0,001)
Telekommunikaatio	2,179	(0,336)	31934,560 **	(<0,001)
Teollisuuspalvelut	44,652 **	(<0,001)	5138,221 **	(<0,001)
Teollisuusrakentaminen	148,696 **	(<0,001)	10281,470 **	(<0,001)
Teräksenvalmistus	0,500	(0,779)	708,785 **	(<0,001)

3.3.2 Homoskedastisuus

Yhtälö (10) määrittelee homoskedastisuuden ja yhtälö (11) heteroskedastisuuden. (Hill et al., 2001)

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad (10)$$

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_t^2 \quad (11)$$

Jos residuaalin varianssi pysyy vakiona yli ajan, voidaan sanoa että homoskedastisuusoletus toteutuu. Jos taas varianssi muuttuu ajan funktiona, on kyseessä heteroskedastinen ilmiö. Heteroskedastisuuden ilmeneminen on melko tyypillistä poikkeikkausaineistoa käytettäessä. Taulukosta 9 voidaan havaita Whiten heteroskedastisuustestin tulokset, jotka kertovat että kuukausiaineistolla residuaalit ovat melko homoskedastisia. Ainoastaan kahdella toimialalla on havaittavissa heteroskedastisuutta. Päiväaineistolla mitattuna tilanne on päinvastainen: yhdestätoista toimialasta, ainoastaan sähköntarjonta-alalla ei ole heteroskedastisuutta.

Taulukko 9. Whiten heteroskedastisuustesti.

Taulukossa ObsxR^2 on Whiten testin testisuure. P-arvo on suluissa. H_0 : Ei ole heteroskedastinen; H_1 : On heteroskedastinen. Viiden prosentin tasolla merkitsevät parametrit on merkitty yhdellä tähdellä* ja yhden prosentin tasolla merkitsevät kahdella tähdellä**.

Toimiala	KUUKAUSI		PÄIVÄ	
	ObsxR ²	p-arvo	ObsxR ²	p-arvo
Kaasuntarjonta	7,390	(0,193)	49,076 **	(<0,001)
Pankkiala	4,123	(0,532)	17,401 **	(0,004)
Paperiteollisuus	18,513 **	(0,002)	26,110 **	(<0,001)
Rahoituspalvelut	9,526	(0,090)	21,296 **	(0,001)
Rakentaminen	2,871	(0,720)	26,032 **	(<0,001)
Ruokateollisuus	24,980 **	(<0,001)	51,081 **	(<0,001)
Sähköntarjonta	7,772	(0,169)	6,128	(0,294)
Telekommunikaatio	2,207	(0,820)	25,709 **	(<0,001)
Teollisuuspalvelut	1,773	(0,720)	40,695 **	(<0,001)
Teollisuusrakentaminen	2,868	(0,880)	15,895 **	(0,007)
Teräksenvalmistus	3,241	(0,663)	45,634 **	(<0,001)

3.3.3 Autokorreloitumattomuus

Autokorreloitumattomuus voidaan määritellä (Hill et al., 2001):

$$\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0; \text{ kun } t \neq s \quad (12)$$

Jos yhtälö (12) ei toteudu, on kyseessä autokorreloiva ilmiö. Silloin ajansuhteen järjestettyjen havaintojen välillä on yhteys. Syynä autokorrelaatiolle saattaa olla, esimerkiksi että regressiosta puuttuu selittäviä muuttujia, ja näin jäännöstermi heijastaa näiden puuttuvien muuttujien vaikutusta. Taulukossa 10 on esitetty Breusch-Godfrey'n Lagrange multiplier -testin tulokset regressioiden jäännöstermien autokorrelaation havaitsemiseksi. Testissä kuukausiaineisto saa parempia arvoja kuin päivätason aineisto. Kuukausitasolla ainoastaan paperi- ja ruokateollisuudenaloilla on merkittävää autokorrelaatiota. Sen sijaan päivätasolla pankki- ja sähköntarjonta-alat ovat ainoat, joissa residuaalit pysyvät autokorreloimattomina.

Taulukko 10. Breusch-Godfrey'n Lagrange multiplier -testi.

Taulukossa ObsxR^2 on Breusch-Godfrey'n Lagrange multiplier -testin testisuure. P-arvo on suluissa. H_0 : Ei ole autokorreloitunut; H_1 : On autokorreloitunut. Viiden prosentin tasolla merkitsevät parametrit on merkitty yhdellä tähdellä* ja yhden prosentin tasolla merkitsevät kahdella tähdellä**.

Toimiala	KUUKAUSI		PÄIVÄ	
	ObsxR^2	p-arvo	ObsxR^2	p-arvo
Kaasuntarjonta	6,009	(0,422)	9,762 **	(0,135)
Pankkiala	1,313	(0,971)	42,522	(<0,001)
Paperiteollisuus	9,058 **	(0,170)	6,699 **	(0,350)
Rahoituspalvelut	2,400	(0,879)	14,521 **	(0,024)
Rakentaminen	11,428	(0,076)	57,384 **	(<0,001)
Ruokateollisuus	10,942 **	(0,090)	5,218 **	(0,516)
Sähköntarjonta	13,914	(0,031)	60,871	(<0,001)
Telekommunikaatio	1,114	(1,114)	22,111 **	(0,001)
Teollisuuspalvelut	6,125	(0,409)	35,622 **	(<0,001)
Teollisuusrakentaminen	5,189	(0,520)	41,260 **	(<0,001)
Teräksenvalmistus	4,845	(0,564)	22,465 **	(0,001)

4 YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tämä tutkimustyö selvittää valuuttakurssiriskin vaikutusta Argentiinan osakemarkkinoilla yhdellätoista toimialalla ajanjakson 1.3.2002 – 28.12.2006 aikana. Koska työssä asetetaan yhdysvaltalaisen sijoittajan näkökulmaan, on tutkittavan riskin lähteeksi valittu USD/ARS -valuuttakurssi ja kaikki työssä käytettävä aineisto on määritelty Yhdysvaltain dollareissa. Testattavassa kahden faktorin mallissa valuuttakurssimuutos on ortogonaloitu markkinatuoton suhteen. Malli estimoidaan pienimmän neliösumman menetelmää hyväksikäyttäen sekä kuukausiaineistolla että päiväaineistolla.

Kuukausi- ja päiväaineistolla saatujen tulosten välillä voidaan nähdä paljon yhtäläisyyksiä. Ensinnäkin voidaan todeta, että valuuttakurssiriski on hinnoiteltu Argentiinassa joillakin tietyillä toimialoilla. Molemmilla aineistoilla teollisuuden palvelut ja sähköntarjonta-ala osoittivat varsin merkittävää altistumista valuuttakurssin arvon heilahteluja kohtaan. Päiväaineistolla toimialojen valuuttakurssibeetojen merkitsevyydet kasvoivat huomattavasti. Toiseksi voidaan sanoa, että Argentiinan toimialat reagoivat valuutan arvon muutosta kohtaan erilailla, riippuen toimialasta. Tuotot suurimmalla osalla toimialoista osoittavat negatiivista herkkyyttä valuuttakurssimuutoksia kohtaan. Näillä toimialoilla tuotot kasvavat dollarin heiketessä. Joukosta erottui kuitenkin kaksi toimialaa, joilla merkitsevä valuuttakurssibeeta oli positiivinen. Kyseisistä kahdesta toimialasta, teräksenvalmistusosalalla beeta oli merkitsevä molemmilla aineistoilla, ja ruokateollisuusosalalla beeta oli merkitsevä ainoastaan kuukausiaineistolla. Kolmanneksi mainittakoon, että tutkimuksessa estimoidut niin sanotut Jensenin alfat eivät olleet merkittäviä kummallakaan aineistolla millään toimialalla.

Todettakoon että tämän tutkimuksen tulosten valossa yhdysvaltalaisen sijoittajan tulee huomioida valuuttakurssiriski toimiessaan Argentiinan osakemarkkinoilla. Pahimmassa tapauksessa valuutan arvon heilahteluilla voi olla suuriakin vaikutuksia osaketuottojen kehittymiseen. Laajalla ja tehokkaalla sijoitusten hajauttamisella, sekä muilla riskiltä suojautumiskeinoilla, valuuttakurssiriski voidaan minimoida.

Tämä työ valaisi valuuttakurssiriskin vaikutusta Argentiinan osakemarkkinoilla, mutta paljon jäi vielä selvitettävää. Jatkotutkimuksissa olisi syytä tutkia muun muassa va-

luuttakurssiriskin stabiilisuutta ajan funktiona. Saattaa nimittäin olla, että valuuttakurssiriski vaihtelee ajankohdan mukaan. Esimerkiksi tässä työssä Argentiinan kriisin jälkeinen aika saattaa heijastua toimialojen merkittävänä valuuttakurssibeetoina. Jatkotutkimuksissa olisi hyvä myös jakaa testattavat osakkeet kotimaan markkinoilla toimivien yhtiöiden osakkeisiin ja merkittävää kansainvälistä kauppaa harjoittavien yhtiöiden osakkeisiin. Toisaalta olisi mielenkiintoista saada lisätietoa vaikuttaako jako raaka-ainetuotantoyhtiöihin ja teollisuustuotantoyhtiöihin valuuttakurssiriskiin Argentiinassa.

LÄHDELUETTELO

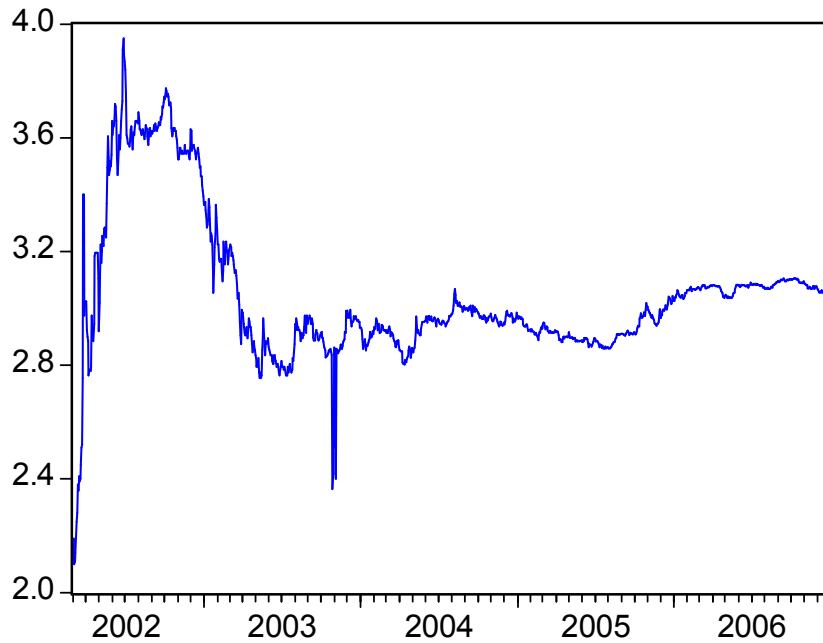
- Antell, J. – Vaihekoski, M.: “International Asset Pricing Models and Currency Risk: Evidence from Finland 1970-2004”, *Journal of Banking & Finance*, 2007, DOI:10.1016/j.jbankfin.2006.09.013.
- Aquino, R. Q.: “Exchange rate risk and Philippine stock returns: before and after the Asian financial crisis”, *Applied Financial Economics*, 2005, Vol.15, No. 11, 765–771.
- Argentiinan Keskuspankki: ”Tilastotietoja”, [verkkodokumentti][Viitattu 13.4.2007] Saatavilla: <http://www.bcra.gov.ar/pdfs/operaciones/com3500.xls>.
- Brooks, C.: *Introductory econometrics for finance (ensimmäinen painos)*. Lontoo: Cambridge, 2002.
- Chamberlain, S. – Howe, J. S. – Popper, Helen.: “The exchange rate exposure of U.S. and Japanese banking institutions”, *Journal of Banking & Finance*, 1997, Vol. 21, No. 6, 871-892.
- Chen, N.-F. – Roll, R. – Ross, S. A.: “Economic forces and the stock market”, *Journal of Business*, 1986, Vol. 59, No. 3, 583–603.
- Choi, J. J. – Hiraki, T. – Takezawa, N.: “Is Foreign Exchange Risk Priced in the Japanese Stock Market”, *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 1998, Vol. 33, No. 3, 361-382.
- De Santis, G. – Gérard, B.: “How big is the premium for currency risk?”, *Journal of Financial Economics*, 1998, Vol. 49, No. 2, 375-412.
- Di Iorio, A. – Faff, R.: “The pricing of foreign exchange risk in the Australian equities market”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2002, Vol. 10, No. 1, 77-95.
- Doukas, J. – Hall, P. H. – Lang, L. H. P.: “The pricing of currency risk in Japan”, *Journal of Banking & Finance*, 1999, Vol. 23, No. 1, 1-20.
- Dumas, B. – Solnik, B.: “The World Price of Foreign Exchange Risk”, *The Journal of Finance*, 1995, Vol. 50, No. 2, 445-479.

- Finpro: "Argentiina maaraportti", [Verkkodokumentti][Luotu 2006][Viitattu 25.4.2007].
Saatavilla: <http://www.finpro.fi/NR/rdonlyres/444726E2-58BF-43D0-95DA-F369A6BF1B08/6055/Argentiinamaaraportti0611291.pdf>.
- Hill, R. C. – Griffiths, W. E. – Judge, G. G.: Undergraduate Econometrics (toinen painos). New York: John Wiley & Sons Inc., 2001.
- Jorion, P.: "The pricing of exchange rate risk in the stock market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1991, Vol. 26, No. 3, 363–376.
- Loudon, G.: "The Foreign Exchange Operating Exposure of Australian Stocks", *Journal of Economic Theory*, 1993, Vol. 33, No. 1, 19-32.
- Muller, A. – Verschoor, W. F. C.: "Foreign exchange risk exposure: Survey and suggestion", *Journal of Multinational Financial Management*, 2006, Vol. 16, No. 4, 385-410.
- Ross, S.: "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory*, 1976, Vol. 13, No. 3, 341–60.
- Schmukler S. L. – de la Torre A. – Yeyati E. L.: "Argentina's Financial Crisis: Floating Money, Sinking Banking", [Verkkodokumentti][Luotu 2002][Viitattu 17.4.2007].
Saatavilla: <http://www.econ.umn.edu/~tkehoe/classes/Schmukler.pdf>.
- Vaihekoski, M.: Rahoitusalan sovellukset ja Excel (ensimmäinen painos). Helsinki: WSOY, 2004.
- Williamson, R.G.: "Exchange rate exposure and competition: evidence from the automotive industry", *Journal of Financial Economics*, 2001, Vol. 59, No. 3, 441-475.

LIITE 1: KUVAAJIA

Valuuttakurssin USD/ARS ja Argentiinan markkinaindeksin kehitykset tutkimuksessa käytetyllä ajanjaksolla 1.3.2002 – 28.12.2006 ovat kuvaajissa 1 ja 2.

Kuvaaja 1. Valuuttakurssi USD/ARS.



Kuvaaja 2. Markkinaportfolio.



LIITE 2: KORRELAATIOMATRIISI

Taulukko 11. Muuttujien korrelaatiomatriisi.

Taulukossa on muuttujien ja ortogonaloimattoman valuuttakurssin korrelaatiot kuukausitasolla. Tuotot ovat jatkuva-aikaisia ylituottoja.

	Ortogonalisoitu valuuttakurssi	Valuuttakurssi	Markkinaportfolio	Kaasuntarjonta	Pankkiala	Paperiteollisuus	Rahoituspalvelut	Rakentaminen	Ruokateollisuus	Sähköntarjonta	Telekommunikaatio	Teollisuuspalvelut	Teollisuusrakentaminen	Teräksenvalmistus
Ortogonalisoitu valuuttakurssi	1,000	0,752	0,000	-0,130	-0,134	-0,295	-0,098	-0,067	0,205	-0,364	-0,102	-0,277	-0,129	0,214
Valuuttakurssi	0,752	1,000	-0,659	-0,669	-0,688	-0,564	-0,481	-0,482	-0,315	-0,742	-0,634	-0,715	-0,443	-0,282
Markkinaportfolio	0,000	-0,659	1,000	0,867	0,890	0,519	0,618	0,655	0,712	0,710	0,846	0,768	0,525	0,672
Kaasuntarjonta	-0,130	-0,669	0,867	1,000	0,825	0,555	0,513	0,672	0,513	0,815	0,762	0,834	0,499	0,546
Pankkiala	-0,134	-0,688	0,890	0,825	1,000	0,583	0,644	0,587	0,719	0,718	0,744	0,776	0,474	0,483
Paperiteollisuus	-0,295	-0,564	0,519	0,555	0,583	1,000	0,294	0,453	0,434	0,542	0,363	0,739	0,533	0,287
Rahoituspalvelut	-0,098	-0,481	0,618	0,513	0,644	0,294	1,000	0,366	0,453	0,513	0,630	0,402	0,381	0,212
Rakentaminen	-0,067	-0,482	0,655	0,672	0,587	0,453	0,366	1,000	0,376	0,721	0,579	0,592	0,611	0,457
Ruokateollisuus	0,205	-0,315	0,712	0,513	0,719	0,434	0,453	0,376	1,000	0,375	0,449	0,477	0,312	0,543
Sähköntarjonta	-0,364	-0,742	0,710	0,815	0,718	0,542	0,513	0,721	0,375	1,000	0,644	0,728	0,490	0,328
Telekommunikaatio	-0,102	-0,634	0,846	0,762	0,744	0,363	0,630	0,579	0,449	0,644	1,000	0,658	0,422	0,311
Teollisuuspalvelut	-0,277	-0,715	0,768	0,834	0,776	0,739	0,402	0,592	0,477	0,728	0,658	1,000	0,537	0,408
Teollisuusrakentaminen	-0,129	-0,443	0,525	0,499	0,474	0,533	0,381	0,611	0,312	0,490	0,422	0,537	1,000	0,316
Teräksenvalmistus	0,214	-0,282	0,672	0,546	0,483	0,287	0,212	0,457	0,543	0,328	0,311	0,408	0,316	1,000

LIITE 3: INDEKSITIEDOT

Indeksien koostumus 17.2.2007

KAASUNTARJONTA:

1. CAMUZZI GAS PAMPEANA 'B'
2. DISB.DE GAS CUYANA 'B'
3. GAS NATURAL 'B'
4. METROGAS 'B'

PANKKIALA:

1. BANCO GALICIA 'B'
2. BANCO MACRO 'B'
3. BANCO RIO 'B'
4. BBVA BANCO FRANCES 'B'
5. GRUPO FINCO.GALICIA 'B'
6. HIPOTECARIO 'D'

PAPERITEOLLISUUS:

1. CELULOSA 'B'
2. MASSUH 'B'

RAHOITUSPALVELUT:

1. ALTO PALERMO 'B'
2. COMERCIAL DEL PLATA 'B'
3. IRSA 'B'

RAKENTAMINEN:

1. FERRUM 'B'
2. MINETTI(J) 'B'
3. SAN LORENZO 'B'

RUOKATEOLLISUUS:

1. CARLOS CASADO 'B'
2. CRESUD 'B'
3. LEDESMA 'B'
4. MOLINOS RIO PLATA 'B'
5. PAMPA HOLDING
6. QUES 'B'
7. QUICKFOOD 'B'
8. SAN MIGUEL 'B'

SÄHKÖNTARJONTA:

1. CAPEX 'A'
2. CENTRAL PUERTO 'B'
3. ENDESA COSTANERA 'B'
4. TRANSENER 'B'

TELEKOMMUNIKAATIO:

1. TELECOM ARGN.'B'
2. TELEFONICA DE ARGN.'B'

TEOLLISUUSPALVELUT:

1. AGROMETAL 'B'
2. AUTOPISTAS DEL SOL
3. BOLDT 'B'
4. RIGOLLEAU 'B'

TEOLLISUUSRAKENTAMINEN:

1. CAPUTO 'B'
2. DYCASA 'B'
3. GPO.CONCIO.DEL OESTE 'B'

TERÄKSENVALMISTUS:

1. ACINDAR 'B'
2. SIDERAR 'A'
3. SOCOTHERM

MARKKINAPORTFOLIO:

1. ACINDAR 'B'
2. AGROMETAL 'B'
3. ALPARGATAS
4. ALTO PALERMO 'B'
5. ALUAR 'B'
6. AUTOPISTAS DEL SOL
7. BANCO GALICIA 'B'
8. BANCO MACRO 'B'
9. BANCO RIO 'B'
10. BBVA BANCO FRANCES 'B'
11. BOLDT 'B'
12. CAMUZZI GAS PAMPEANA 'B'
13. CAPEX 'A'
14. CAPUTO 'B'
15. CARBOCLOR 'B'
16. CARLOS CASADO 'B'
17. CELULOSA 'B'
18. CENTRAL PUERTO 'B'
19. COMERCIAL DEL PLATA 'B'
20. CRESUD 'B'
21. DISB.DE GAS CUYANA 'B'
22. DYCASA 'B'
23. ENDESA COSTANERA 'B'
24. FERRUM 'B'
25. GAS NATURAL 'B'
26. GPO.CONCIO.DEL OESTE 'B'
27. GRUPO FINCO.GALICIA 'B'
28. HIPOTECARIO 'D'
29. IMPORT&EXPORT PATAG.'B'
30. INDUPA 'B'
31. IRSA 'B'
32. LEDESMA 'B'
33. MASSUH 'B'
34. METROGAS 'B'
35. MINETTI(J) 'B'
36. MIRGOR 'C'
37. MOLINOS RIO PLATA 'B'
38. PAMPA HOLDING
39. PETROBRAS ENGA.PRTPN.'B'
40. QUES 'B'
41. QUICKFOOD 'B'
42. RIGOLLEAU 'B'
43. SAN LORENZO 'B'
44. SAN MIGUEL 'B'
45. SIDERAR 'A'
46. SOCOTHERM
47. TELECOM ARGN.'B'
48. TELEFONICA DE ARGN.'B'
49. TRANSENER 'B'
50. TSPA.GAS DEL SUR '