

LAPPEENRANNAN TEKNILLINEN YLIOPISTO  
KAUPPATIETEIDEN OSASTO  
LASKENTATOIMEN JA RAHOITUKSEN LAITOS  
RAHOITUS

**VALUE AT RISK -ANALYYSI:  
PARAMETRINEN VS. EI-PARAMETRINEN MENETELMÄ**

Kauppatieteiden kandidaatin tutkielma

Veli-Pekka Tirkkonen 0265093

08.05.2006

## SISÄLLYSLUETTELO

<b>1 JOHDANTO</b> .....	<b>3</b>
<b>2 MARKKINARISKIN MITTAAMINEN</b> .....	<b>4</b>
<b>3 VALUE AT RISK (VaR)</b> .....	<b>5</b>
3.1 Parametrinen VaR-menetelmä .....	7
3.1.1 Ajanjakso ja luottamustaso .....	8
3.1.2 Varianssien laskenta .....	9
3.2 Ei-Parametrinen VaR-menetelmä.....	10
3.2.1 Ei-parametrisen VaR-luvun estimointi.....	10
3.2.2 Ajanjakso ja luottamustaso .....	12
3.3 Painokertoimien käyttö.....	12
3.4 VaR-menetelmien vertailu ja kritiikki.....	13
<b>4 VAR-MENETELMIEN TESTAUS OSAKEINDEKSEILLÄ</b> .....	<b>15</b>
4.1 VaR-luvun estimointi .....	18
4.1.1 Parametrinen VaR.....	18
4.1.2 Ei-parametrinen VaR.....	19
<b>5 TULOKSET</b> .....	<b>20</b>
<b>6 JOHTOPÄÄTÖKSET</b> .....	<b>26</b>
<b>LÄHTEET</b> .....	<b>27</b>
<b>LIITE 1: INDEKSIEN KUVAILEVAT TUNNUSLUVUT</b> .....	<b>31</b>

# 1 JOHDANTO

Riskienmittaus on yksi rahoitustieteen kulmakivistä, joka kiinnostaa niin teoreettisella tasolla tutkijoita, kuin myös markkinoilla toimivia eri instansseja. Markkinahintoihin liittyvä tulevaisuuden käyttäytymisen ennakointi ja epäsuotuisan muutoksen kartoittaminen ovat keinoja helpottaa päätöksentekoa, kun tehdään ratkaisuja investoinnin kannattavuudesta. Markkinariskienmittaus antaa informaatiota hintojen volatiliteetin ja muiden epävarmuustekijöiden yhteisvaikutuksesta riskiin.

Syynä suureen kiinnostukseen kehittää entistä parempia riskinhallintamenetelmiä ovat varmasti osaltaan olleet 1990-luvun alun suuret taloudelliset katastrofit yrityksissä kuten Orange County, Barings, Metallgesellschaft, Daiwa jne. Tällaiset tapahtumat ovat osoitus siitä, että riskien riittämätön valvonta ja hallinta voi johtaa jättäjäismäisiin taloudellisiin katastrofeihin. Tämän vuoksi helposti käytettävä ja ymmärrettävä metodi riskienmittaukseen, on ollut laajan kehityksen aiheena rahoitusinstituutioiden ja eri sidosryhmien keskuudessa. (Jorion, 2001, s. 31–32) Value at Risk (josta tässä tutkielmassa käytetään yleisesti käytössä olevaa termiä VaR) on saavuttanut suosiota yksinkertaisesti ilmaistavissa olevana mittarina, joilla voidaan mitata markkinariskiä eri instrumenteille ja eri ympäristöissä.

VaR-menetelmästä on 1990-luvun puolivälin jälkeen tullut yleinen apuväline yleiseen riskienhallintaan. Ehkäpä kuuluisimpana riskienhallintamenetelmänä voidaan mainita JP Morganin RiskMetrics. VaR on myös BIS:in hyväksymä menetelmä pankkien riskienhallintaan. Menetelmästä onkin saatavilla hyvin kattava määrä kirjallisuutta ja aiempaa tutkimusta. Esimerkkeinä voidaan mainita Dowd (2002), Jorion (2001), Bessis (2000) sekä myös Suomessa esimerkiksi Jokivuolle (2001) ja Ahlsted (1997). Menetelmän laaja suosio tekee aiheesta hyvin mielenkiintoisen kohteen erilaisille lisätutkimuksille ja mahdollistaa lisäksi aikaisempien tuloksien käyttämisen vertailupohjana.

Tämän tutkielman tavoitteena on 1 tehdä kuvaus VaR-menetelmän taustalla vaikuttavista teorioista, sekä 2 selvittää eri VaR-menetelmien antamien tulosten eroavaisuuksia. Tutkimus suoritetaan laskemalla eri osakeindeksien VaR-luvut 95 %

ja 99 % luottamustasoilla, parametrisilla ja ei-parametrisilla menetelmillä indeksien jokaiselle vuodelle.<sup>1</sup> Tutkielman empiria toteutetaan käyttäen hyväksi viiden eri MSCI osakemarkkinaindeksin historiatietoja, jotka on noudettu Datastream ohjelmalla aikaväliltä 2.1.1995–31.12.2005.

Aiheen laajuutta rajattu esimerkiksi jättämällä menetelmistä pois Monte Carlo -simulaatio ja johdannaisten käytön vaikutukset, jotta tutkielma muodostaisi mahdollisimman kattavan kuvan menetelmän teoreettisesta kokonaisuudesta ja empiirisestä näkökulmastaan aiheeseen. VaR-menetelmien luotettavuuden tarkkailua ja tutkimista varten on myös käytössä erilaisia jälkitestausmenetelmiä (engl. Backtesting) joiden käyttö on kuitenkin rajattu tästä tutkielmasta pois.<sup>2</sup>

Luvuissa 2 ja 3 käsitellään markkinariskinmittaamisen teoriaa ja tehdään vertailua eri VaR-menetelmien välillä. Luvussa 4 on tutkielman empiirinen osio, jossa parametristen ja ei-parametristen menetelmien avulla testataan VaR-menetelmien eroavaisuuksia mitata markkinariskiä. Luvussa 5 esitellään edellisen luvun tulokset ja pohditaan mitä ne tarkoittavat. Luvussa 6 on yhteenveto ja koonti siitä miten teoreettinen viitekehys ja toteutettu empiirinen tutkimus toteutuivat tutkielman tiimoilta, ja pohditaan sopivia jatkotutkimuksen aiheita.

## 2 MARKKINARISKIN MITTAAMINEN

Taloudelliset riskit voidaan yleisesti ottaen jakaa viiteen kategoriaan: Markkinariskiin, luottoriskiin, likviditeettiriskiin, operationaaliseen riskiin ja juridiseen riskiin (Jorion, 2001, s.15)

Markkinariskillä tarkoitetaan volatilitietin tuomaa vaikutusta hintoihin. Markkinariskiä voidaan mitata kahdella eri tavalla: absoluuttisesti tai suhteellisesti. Absoluuttisella tarkoitetaan tietyllä rahayksiköllä mitattua muutosta, ja suhteellisella muutosta tiettyyn indeksiin verrattuna. (Jorion, 2001, s.15)

---

<sup>1</sup> Parametrisesta menetelmistä käytetään myös nimityksiä Delta Valuation ja ei-parametrisesta Full Valuation tai Historical Simulation.

<sup>2</sup> Yleisesti käytettyjä testimenetelmiä ovat Kupiec'in POF-testi (proportion of failures) ja Baselin komitean raja-arvot.

Markkinariski voidaan jakaa välittömiin ja välillisiin riskeihin. Välittömillä riskeillä tarkoitetaan eri taloudellisten muuttujien vaihteluita esim. korot, valuuttakurssit, osakkeiden tai raaka-aineiden hintojen vaihtelut. Edellä mainittuja seikkoja mitataan lineaarisilla mittareilla kuten beta osakkeille, duraatio koroille ja delta optioille. Välilliset riskit käsittävät jäljelle jäävät riskit jotka käsittävät epälineaariset riskit, ja riskit jotka syntyvät position suojauksesta tai volatiliteetistä. Näille riskeille mittareita ovat konveksisuus koroille ja gamma optioille. Basis-riski syntyy suojausposition arvaamattomasta suhteellisesta hintojen muutoksesta, eli esimerkiksi valuutan spot- ja fuuturihintojen erosta. Volatiliteettiriskillä tarkoitetaan muutosta todelliseen tai implisiittiseen volatiliteettiin. (Jorion, 2001, s. 15–16) Markkinariskin mittaamista on hahmotettu taulukossa 1.

**Talulukko 1: Markkinariskin mittaaminen (Wiener, 1997, s. 4-5)**

<b>Instrumentti</b>	<b>Riskimittari</b>
Bondit:	duraatio, konveksisuus ja korkokäyrän rakenne
Osakkeet:	volatiliteetti, korrelaatiot ja beta
Johdannaiset:	delta, gamma ja vega
Valuutat:	valuuttaputket (engl. target zone) ja kurssierot

Deltagammavega-analyysit vaativat useiden eri riskilukujen laskemista päivittäin. Ne tuottavat arvokasta tietoa henkilölle, joka on vastuussa portfolion hallinnasta, mutta ylemmälle johdolle niiden käytettävyys on hyvin rajoitettua. VaR-menetelmä onkin keino tarjota selkeä ja yksinumeroinen yhteenveto portfolion kokonaisriskistä. (Hull, 2000, s. 346)

### 3 VALUE AT RISK (VaR)

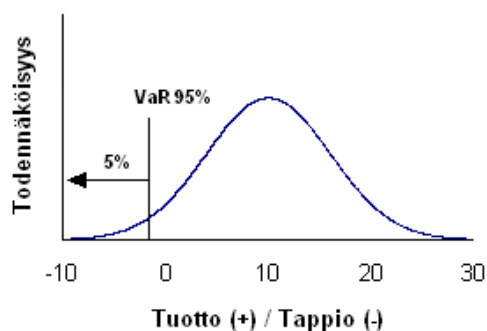
1970-luvun lopulla ja 1980-luvun alussa rahoitusinstituutiot kehittivät omiin tarkoituksiinsa uusia keinoja mitata riskejä. Tunnetuimmaksi välineeksi nousi JP Morganin RiskMetrics. Menetelmä syntyi paineesta kehittää helppolukuinen mittari, joka ilmaisee kaupankäyntipäivän lopuksi riskin ja mahdollisen tappion todennäköisyyden seuraavalle vuorokaudelle koko investointipankin portfoliolle. Tästä syntyi kellonajasta nimensä saava 4:15-raportti. Myös muut instituutiot

kehittivät omia menetelmiään jotka pohjautuivat osittain eri menetelmille mallintaa VaR. Kehitystyön seurauksena 1990-luvun puolivälissä VaR-menetelmä saavutti suuremman hyväksynnän ja suosion, jolloin siitä tuli käytetty ja hyväksytty menetelmä pankkien riskien hallintaan. (Dowd, 2002, s. 7–8)

Mikä siis on VaR-menetelmä ja mihin se antaa vastauksen? VaR ilmaisee suurimman mahdollisen tappion normaaleissa markkinaolosuhteissa, tietylle ajanjaksolle ja tietyllä luottamustasolla. Eli esimerkiksi, 95 % todennäköisyydellä seuraavan päivän maksimitappio on 1000 euroa. Tai kääntäen, 5 % todennäköisyydellä seuraavan päivän tappio on yli 1000 euroa. (Benniga & Wiener, 1999, s.1)

Kuvassa 1 on hahmotettu 95 % luottamustasolla estimoidun VaR:in ja normaalijakautuneen aineiston suhdetta.

**Kuva 1: VaR 95 % luottamustasolla (Dowd, 2000, s. 7)**



VaR-menetelmät voidaan jakaa yleisesti kolmeen eri kategoriaan: parametrisiin ja ei-parametrisiin menetelmiin sekä Monte Carlo -simulaation. Kaikki VaR-menetelmät perustuvat osaltaan historian hyväksikäyttöön ja oletukseen, että historia olisi hyvä ennuste myös tulevaisuuden kehityksen arvioinnissa. Parametrinen menetelmä, kuten myös aikaisemmin mainittu RiskMetrics, perustuu kovarianssivarianssimatriisin hyväksikäyttöön ja oletukseen, että tuotot ovat normaalijakautuneita. Parametrisessä menetelmässä suurin ero ei-parametriseen menetelmään on juuri oletus tuottojen normaalijakautuneisuudesta ja ei-lineaaristen instrumenttien käsittelyssä. (Johansson et al., 1999, s. 97)

VaR-menetelmästä on parametristen ja ei-parametristen menetelmien sisällä kehittynyt useita erilaisia variaatioita määrittää markkinariskiä erilaisille instrumenteille esimerkiksi osakkeille, koroille, johdannaisille ja valuutoille. VaR-malleissa riskitekijöinä voidaan käyttää itse instrumentin volatiliteetin sijaan myös ko. instrumenttiin vaikuttavia tekijöitä kuten esimerkiksi ulkomaiselle joukkovelkakirjalle valuuttakurssia ja korkotasoa tai johdannaiselle sen kohde-etuutena olevan instrumentin volatiliteettiä. Perinteisen VaR-menetelmän tueksi on kehitetty myös erilaisia lisäinformaatiota antavia mittareita.

VaR -menetelmien perusprosessi voidaan määrittellä seuraavasti (Wiener, 1997, s. 10):

- Parametrien valinta (ajanjakso, luottamustaso, mittausaika)
- Relevanttien markkinatekijöiden valinta
- Riskien kartoitus
- VaR:in laskeminen

### 3.1 Parametrinen VaR-menetelmä

Parametrinen menetelmä perustuu siis tuottojen normaalijakautuneisuuteen ja siihen, että muuttujien välisiä yhteyksiä voidaan selittää korrelaatioiden avulla.

Parametrinen VaR:in estimointi muodostuu seuraavista vaiheista (Jorion, 2000, s. 219):

- Valitaan haluttu ajanjakso ja luottamustaso
- Määritetään instrumenttien volatiliteetti eli varianssi
- Muodostetaan kovarianssivarianssimatriisi (mikäli portfoliossa enemmän kuin 2 osaketta)
- Kerrotaan ajanjakson alussa portfolion arvo varianssilla, sekä valitusta luottamustasosta johdetulla skaalauskerroimella

### 3.1.1 Ajanjakso ja luottamustaso

Ajanjakson ja luottamusasteen valinta on menetelmän kannalta tärkeä vaihe. Markkinoiden likvidisyys on yksi ajanjakson valintaan vaikuttava tekijä ja yleisesti ajanjaksona käytetään yhtä päivää tai kuukautta, mutta myös muita ajanjaksoja käytetään. Esimerkiksi pankeille on määrätty riskinsuojauksen laskemiseen ajanjaksoksi 10 päivää.<sup>3</sup> Lyhyen aikavälin käyttöä puoltavaa oletus siitä, että portfolio pysyy muuttumattomana. Lisäksi mallien jälkitestaus ja arviointi helpottuu. Luotettava vahvistus jälkitestauksessa vaatii suurien datamäärien käyttöä ja suuret datamäärät vaativat taas lyhyen ajanjakson käyttöä. (Dowd, 2002, s. 24) Mikäli halutaan laskea VaR useammalle päivälle, on yleisesti hyväksytty<sup>4</sup> tapa laskea se seuraavasti: (Alexander, 1996, s. 3)

$$(1) \quad N\text{-day VaR} = 1\text{-day VaR} \times \sqrt{N},$$

eli yhden päivän VaR kerrotaan halutun ajanjakson neliöjuurella. (Hull, 2000, s. 348)

Luottamusasteen valinnan ratkaisee lopulta myös käyttötarkoitus. Matala luottamusaste toimii parhaiten jälkitestauksissa mutta esimerkiksi pääomavaateiden laskemiseen suositellaan korkeaa luottamustasoa. Yleisesti luottamustasona käytetään 95–99 %, joten vertailukelpoisten tulosten saamiseksi olisi hyvä käyttää yleisesti käytössä olevia parametreja. (Dowd, 2002, s. 24)

VaR-kaavoissa käytetään luottamustasosta määräytyvää skaalauskerrointa, joka on johdettavissa normaalijakauman kertymäfunktioista. Huomattavaa on, että VaR-estimaatti nousee automaattisesti luottamustasoa nostettaessa. Taulukossa 2 on esitelty yleisimmin käytetyt kertoimet.

**Taulukko 2: Luottamustason vaikutus kertoimeen**

LUOTTAMUSASTE	95 %	96 %	97 %	98 %	99 %
SKAALAUSSKERROIN	1,645	1,751	1,881	2,054	2,326

<sup>3</sup> Tarkemmin määriteltynä pankeilla on vähimmäisvaateena 99 % luottamustasolla laskettu 3 x 10 päivän VaR (Jackson et al. 1997).

<sup>4</sup> Esimerkiksi BIS on hyväksynyt tämän menetelmän käytön.



### 3.1.2 Varianssien laskenta

Tuotoiltaan normaalijakautuneen yksittäisen osakkeen riski eli volatiliiteetti on sen keskihajonta. Mikäli valitsemme luottamustasoksi esimerkiksi 95 %, saadaan VaR yksittäiselle osakkeelle seuraavalla tavalla:

$$(2) \quad VaR = V_0(1.65\sigma)$$

Kaavassa  $V_0$  on instrumentin arvo ajanjakson alussa  $t=0$  ja  $\sigma$  keskihajonta. (Cuthbertson & Nitzsche, 2001, s. 604)

Tuotoiltaan lineaarisen portfolion varianssi voidaan määrittää seuraavasti:

$$(3) \quad \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i \neq j} w_i w_j (\rho_{ij} \sigma_i \sigma_j)$$

Kaavassa  $w_i$  on instrumentin  $i$  osuus portfoliossa markkina-arvojen osuuksilla ilmaistuna,  $\sigma_i$  keskihajonta ja  $\rho_{ij}$  instrumenttien  $i$  ja  $j$  välinen korrelaatiokerroin. (Cuthbertson & Nitzsche, 2001, s. 602)

Kahden instrumentin portfoliossa tuottojen varianssi saadaan laskettua yleisellä portfolion keskihajonnan kaavalla. Yhden päivän VaR 95 % luottamustasolla (skaalauskerroin 1,65) saadaan seuraavasti:

$$(4) \quad VaR_p = V_{0,p} (1,65\sigma_p) = V_{0,p} 1,65(w_1^2 \sigma_1 + w_2^2 \sigma_2 + 2w_1 w_2 \rho \sigma_1 \sigma_2)^{1/2}$$

Kaavassa  $V_{0,p}$  on portfolion arvo ajanjakson alussa eli  $t=0$ ,  $w_1$  ja  $w_2$  instrumenttien suhteelliset osuudet portfoliosta,  $\sigma_1$  ja  $\sigma_2$  keskihajonnat ja  $\rho$  instrumenttien välinen korrelaatio. (Cuthbertson & Nitzsche, 2001, s. 605)

Malli on laajennettavissa useamman kuin kahden osakkeen portfoliolle seuraavasti:

$$(5) \quad VaR_p = V_{0p} [zCz']^{1/2}$$

Kaavassa  $z$  on  $[w_1(1,65\sigma_1), w_2(1,65\sigma_2), \dots, w_n(1,65\sigma_n)]$ ,

$$C = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \dots & \rho_{1n} \\ \rho_{21} & 1 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & 1 & \dots \\ \rho_{n1} & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

$C$  on korrelaatiomatriisi, ja  $z$  on volatilitteettien vektori painotettuna instrumenttien osuuksilla portfoliossa. (Cuthbertson & Nitzsche, 2001, s. 605–606)

### 3.2 Ei-Parametrinen VaR-menetelmä

Ei-parametrinen menetelmä perustuu suoraan historiadatan käyttöön, jonka pohjalta tehdään ennusteita tulevaisuudesta ilman parametrien estimointia ja niiden tuomaa malliriskiä. Menetelmän merkittävä ero parametriseen menetelmään on se, että tuottojen ei tarvitse olla lineaarisia ja normaalijakautuneita eikä keskinäisesti korreloivia. Ei-parametrisessä menetelmässä ei siis tarvitse välittää vinoutuneiden jakaumien tuomasta vaikutuksesta volatilitteettiin kuten parametrisessä menetelmässä. (Jorion, 2002, s. 223) Huomattavaa onkin, että oletus aineiston normaalijakautuneisuudesta on usein osoittautunut vääräksi tutkimuksissa. (Barone-Adesi & Giannopoulos, 2000, s. 11) Tuottojakaumat ovat usein normaalijakaumaa huipukkaampia keskimääräisten tuottojen kohdalla ja vasemmalle vinoutuneita, sillä tappiohännät ovat usein normaalijakaumaa suurempia. (Simons, 1996, s.5)

#### 3.2.1 Ei-parametrisen VaR-luvun estimointi

Menetelmässä järjestetään aluksi historiatiedoista lasketut tuotot suurimmasta tappiosta suurimpaan tuottoon. VaR estimoidaan siten, että jakaumaa edetään

suurimmasta tappiosta niin pitkälle kunnes tullaan halutun kvantiilin kohdalle. Kvantiili riippuu valitusta luottamusasteesta ja esimerkiksi 95 % luottamustasolla, tarkastellaan jakauman 5 % kvantiilia. Aineistona käytetään yleensä päivä- tai kuukausidataa. (Dowd, 2002, s. 36–37)

Yksittäiselle instrumentille VaR saadaan laskettua seuraavasti: Oletetaan, että meillä on 100 havaintoa päivittäisistä tuottoista/tappiosta (engl. P/L) ja haluamme tietää VaR:in 95 % luottamustasolla. VaR on tällöin aineiston kuudenneksi suurin tappio. (Dowd, 2002, s. 36–37)

VaR havainto saadaan tuotto/tappio järjestetylle aineistolle yleisesti:

$$(6) \quad (1 - cl)_{n+1}$$

Kaavassa  $cl$  on luottamustaso. (Dowd, 2002, s.36)

Portfoliolle ei-parametrinen VaR saadaan laskettua seuraavasti: Portfoliolle, jossa on  $n$  määrä instrumentteja ajalta  $T$ , lasketaan ensiksi portfolion päivittäinen arvon muutos, joka saadaan seuraavasti:<sup>5</sup>

$$(7) \quad \Delta V_{p,t} = \sum_{i=1}^n V_i R_{it}$$

Kaavassa  $V_i$  on instrumentin kiinteä arvo nykyhetkellä, ja  $R_{it}$  historiallinen päivätuotto. (Cuthbertson & Nitzsche, 2001, s. 668)

Saatu aineisto järjestetään samalla tavalla kuin yksittäisen instrumentin tuotot, eli aloittaen suurimmasta tappiosta. VaR-luku on valitun luottamustason mukainen havainto, joka saadaan siis aikaisemmin esitellyllä kaavalla (6). (Cuthbertson & Nitzsche, 2001, s. 668)

---

<sup>5</sup> Oletuksena on, että portfolion koostumus säilyy muuttumattomana.

### 3.2.2 Ajanjakso ja luottamustaso

Ajanjakson ja luottamustason valinta ovat tärkeitä vaiheet myös ei-parametrisessä menetelmässä. Järjestetystä tuottoaineistosta saadaan yksinkertaisesti VaR kaikille luottamustasoille valitsemalla havainto halutun kvantiilin kohdalta. Huomattavaa on kuitenkin, että luottamustason nosto lisää näin automaattisesti VaR-lukua, sillä luottamustasoa nostettaessa valitaan alentunutta kvantiliia vastaava empiirinen havainto. VaR voidaan estimoida periaatteessa mille tahansa ajanjaksolle tahansa mikäli se on aineistollisesti mahdollista. Ajanjakson valinnan tärkeänä kriteerinä kuitenkin on, että sen tulisi olla suhteessa käytetyn aineiston tiheyteen ja pituuteen. Useamman päivän VaR saadaan parametristen menetelmien yhteydessä kappaleessa 3.1.1 esitellyllä kaavalla 1. (Dowd, 2002, s. 57–58)

### 3.3 Painokertoimien käyttö

Historiadatan kykyä mallintaa tulevaisuutta voidaan parantaa erilaisilla painotuksilla. Aiheesta on tehnyt tutkimusta esimerkiksi Drobez (2003), jonka mukaan rahoitusmarkkinat ovat ennustettavissa tiettyyn pisteeseen saakka. VaR-estimointeja tehtäessä on muistettava, että käytettävät aikasarja-aineistot sisältävät dataa usein hyvin pitkältä ajalta, jolloin erilaisten painokertoimien käyttö yleisesti parantaa mallien kykyä ennustaa tulevaisuutta. (Hendricks, 1996, s. 55) Painokertoimia voidaan käyttää sekä parametrisissa että ei-parametrisissa menetelmissä.

Volatiliteetin optimaalinen estimointi muodostaa kuitenkin kokonaan oman laajan osa-alueensa, eikä tutkielman rajausten vuoksi näihin menetelmiin ja niiden vaikutuksiin ei ole mahdollisuutta syventyä kovin laajasti. Mutta koska painokertoimet ovat kuitenkin hyvin yleisesti käytettyjä eri VaR-menetelmissä, yleisimmät painokertoimet esitellään seuraavassa pääpiirteittäin.<sup>6</sup>

Yksinkertaisin menetelmä kehittyneempään volatiliteetin estimointiin on EQMA (equally weighted moving average), jossa jokaista havaintoa painotetaan yhtäläisesti

---

<sup>6</sup> Nämä kertoimet on esitelty yleisesti VaR kirjallisuudessa ja esimerkiksi Alexander (1997) ja Hendricks (1996) ovat tutkimuksissaan käyttäneet näitä painokertoimia. Myös RiskMetrics menetelmä käyttää näitä kertoimia.

havaintojen määrällä. Sen heikkous on kuitenkin finanssimarkkinoilla yleiset äärimmäiset muutokset (engl. ghost features). Aineistossa tällaiset yksittäisetkin muutokset nostattavat volatilitteettia rajusti huolimatta siitä, milloin ne ovat tapahtuneet. (Alexander, 1996, s. 4)

EWMA (exponentially weighted moving averages) menetelmä painottaa uusimpia havaintoja, jolloin esimerkiksi aikasarjan vanhimmat äärimmäiset muutokset eivät vaikuta estimoituun volatilitteettiin yhtä voimakkaasti ja ghost features -ongelma laimenee. (Alexander, 1996, s. 5)

GARCH(1,1)<sup>7</sup> (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) Mallin mukaan tuottojen varianssit noudattavat ennustettavaa prosessia. Ehdollinen varianssi riippuu uusimmasta havainnosta ja edellisestä estimaatista. (Alexander et al., 1997, s.11, Jorion, 2000, s. 186–187)

Edellä mainituista menetelmistä ei voida valita yksiselitteisesti parasta, sillä sen ratkaisee lopulta käyttötarkoitus. Ratkaisevaa on erityisesti se, minkälaista aineistoa käytetään, ja kuinka pitkälle aikavälille VaR halutaan määrittää. (Alexander, 1996, s. 1–3, 8–9)

### 3.4 VaR-menetelmien vertailu ja kritiikki

VaR-menetelmistä ei voida valita yksittäistä parasta menetelmää kaikkiin tilanteisiin vaan parhaimman menetelmän sanelee käyttötarkoitus ja edellytykset menetelmän käyttöön. Tutkimuksissa menetelmien antavat tulokset vaihtelevat, mutta erot ovat usein hyvin pieniä johtuen siitä, että niiden käyttö pohjautuu kuitenkin samaan dataan. (Smithson, 1998, s. 471, 464) Linsmeierin ja Pearsonin (2000) mukaan parhaan menetelmän valinnassa tulee ottaa huomioon toteutuksen helppous, raportoinnin tehokkuus eri johtoportaille, tulosten luotettavuus sekä erilaisten muutosten analysoinnin joustavuus.

---

<sup>7</sup> GARCH on Borselevin (1986) kehittämä muunnos Englen (1982) ARCH mallille.

Parametrisiä VaR-menetelmiä pidetään hyvänä ja nopeana vaihtoehtona mikäli aineisto on normaalijakautunutta ja portfoliot eivät sisällä optioita. Menetelmän ongelmana voidaan pitää selviytymistä analysoitavan kohteen mahdollisista isoista häntätappioista (fat tails). Ei-parametristen menetelmien hyvänä puolena on häntätappioista selviytyminen ja helppo implementointi. Menetelmän ongelmana voi olla vaikeus saada dataa riittävän pitkältä ajalta. Esimerkiksi 1000 päivän aineisto vaatii dataa 4 vuoden ajalta, ja esimerkiksi yksittäinen osake voi olla ollut listattuna pörssin vasta kahden vuoden ajan. Pitkien aineistojen ongelmana on kuitenkin, että tällöin myös hyvin vanhat tapahtumat vaikuttavat ennusteen tekemiseen tulevaisuudesta. Tähän ongelmaan on kuitenkin mahdollista käyttää molemmille malleille painokertoimia, jotka parantavat estimointeja painottamalla aineiston uudempia havaintoja. Pitkät aineistot tekevät ei-parametrisen menetelmän käytöstä kuitenkin myös työläämpää verrattuna parametriseen menetelmään. (Jorion, 200, s. 223–229)

Hendricks (1996) tutki hyvin laajasti parametristen ja ei-parametristen menetelmien eroavaisuuksia eri luottamusasteilla ja ajanjaksoilla. Tutkimuksessa 95 % luottamustasolla eroavaisuudet eri menetelmien välillä olivat hyvin pieniä. 99 % luottamustasolla historiallinen simulointi antoi kuitenkin suurempia VaR-arvoja. Tämä johtuu ainakin osittain historiallisen simulaation heikkoudesta käsitellä aineiston outlier-havaintoja. Päätelmän robustisuutta vahvistavat myös aiheesta tehdyt myöhemmät tutkimukset, sillä Jordan ja MacKay (1997) saivat tutkimuksissaan samanlaisia tuloksia. Samoihin tuloksiin päätyi myös Smithson (1998) sekä Miazhynskaia ja Aussenegg (2005).

Van der Goorgergh ja Vlaar (1999) tutkivat historiallisen simuloinnin ennustuskykyä ja huomasivat myös tutkittavien ajanjaksojen vaikuttavan tuloksien luotettavuuteen. Historiallista simulointia tulisikin käyttää tarkastelemalla eripituisia ajanjaksoja. Saatavilla oleva aineisto voi kuitenkin asettaa rajoituksia simuloinnin suorittamiselle. Myös Simonsin (1996) mukaan ajanjakson valinta on hyvin merkittävä tekijä, ja ongelmaksi voi joillakin ajanjaksoilla muodostua markkinafaktoreiden stabiilisuus.

VaR-luvun estimoinnin onnistuminen on hyvin riippuvainen käytetystä luottamustasosta, aikavälistä, metodologiasta ja muista ympäröivistä tekijöistä. VaR-

menetelmien käyttö instituutioissa edellyttää valvontaa, kehitystyötä ja osaamista. (Beder, 1997, s.23) Menetelmän ennustetarkkuuden testaus ja menetelmien vertailu toisiinsa voi hankalaa, sillä voi olla mahdotonta päätellä oliko jokin menetelmä todellisuudessa parempi vain tietyllä hetkellä. Myös erilainen testien yhdistäminen voi osoittautua hankalaksi. (Christoffersen et al., 1999, s.1)

VaR-metelmää kritisoidaan erityisesti siitä, että se on vain yksittäinen lukuarvo. VaR-menetelmän käyttö vaatiikin tarkkaa perehtymistä koko riskien määrittämisprosessiin, sekä tuloksien hyödyntämiseen. (Jorion, 2002, s.32) Historiadataan pohjautuvien menetelmien heikkous on myös aina siinä, että historian volatilitteetti ei välttämättä toteudu tulevaisuudessa samanlaisena. Kritiikkiä VaR on myös saanut siitä, että VaR-estimaatti ei anna minkäänlaista informaatiota, siitä kuinka suuria tappiot voivat olla, mikäli ne ylittävät ennusteen. (Cassidy & Cizycki, 1997, s.13–14) VaR-menetelmän tueksi onkin kehittynyt lisäinformaatiota antavia menetelmiä kuten ETL.<sup>8</sup>

## 4 VAR-MENETELMIEN TESTAUS OSAKEINDEKSEILLÄ

Osakeindeksit ovat tutkimusmielessä hyviä, sillä ne sisältävät valmiin portfolion, johon on laskettu koostumuksen muuttumisen vaikutukset. Lisäksi indekseistä on usein saatavilla aikasarja-aineistoa riittävän pitkältä ajanjaksolta. Portfolion koostumuksen muutos ajanjakson aikana on kuitenkin asia, joka rikkoo lähtökohtia VaR-menetelmien teorioista, ja se on hyvä pitää mielessä, kun tehdään päätöksiä markkinoiden todellisesta riskitasosta. Tämän tutkimuksen näkökulmaan, eli menetelmien vertailulaskelmiin, se ei kuitenkaan vaikuta.

Tutkielman empiria suoritettiin laskemalla erikseen jokaiselle indeksille VaR-estimaatit yksittäisen vuoden havainnoista 95 % ja 99 % luottamustasoilla, käyttäen parametrisiä ja ei-parametrisiä menetelmiä.<sup>9</sup>

---

<sup>8</sup> Häntätappiosta lisäinformaatiota antavia menetelmiä on myös mm. Stress testing ja C-VaR. Nämä menetelmät ovat hyvin lähellä toisiaan tai jopa identtisiä, mutta kuitenkin eri nimityksiä käytetään yleisesti.

<sup>9</sup> Käytetyt indeksit olivat MSCI Russia, MSCI USA, MSCI Germany, MSCI China ja MSCI Finland.

Indeksit oli valittu siten, että ne olisivat riskitasoiltaan hyvin erilaisia. Aineisto on noudettu Datastream ohjelmalla ja data on aikaväliltä 2.1.1995–31.12.2005. Testaus ei keskity eri indeksien kannattavuuteen sijoituskohteena, vaan tarkoitus on verrata eri menetelmien antamia tuloksia keskenään.

VaR-estimoinnissa käytetty aineisto on päivittäistä hintaindeksi dataa (engl. Price Index), jotta aikasarjoista olisi mahdollista estimoida VaR kaikilla luottamusasteilla. Kokonaistuottoindeksit (engl. Total Return Index) voivat olla pitkiäkin aikoja hyvin stabiileja, jolloin ei-parametrinen VaR:n estimointi matalammilla luottamustasoilla (esim. 95 %) ei ole kovin informatiivista.<sup>10</sup> Huomioitavaa on kuitenkin, että ko. indeksi ei ota esimerkiksi osinkoja huomioon.

Käytetyt indeksit ovat paikallisen valuutan mukaisia (engl. Local Currency). Valinta on tehty siksi, että luotettavien tulosten saaminen edellyttää mahdollisimman pitkien aikasarjojen käyttöä ja sopivalle yhteisvaluutalle ei ollut saatavilla halutulta aikavälillä mitattuja indeksejä. Tällä ei ole tutkimuksen näkökulman kannalta merkitystä, sillä tarkoituksena on verrata jokaisesta indeksistä laskettuja vuotuisia VaR-estimaatteja, eikä itse indeksejä.

Indeksien rahamääräisten riskien vertailu on toki laskettujen estimaattien puolesta mahdollista laskemalla yhteisvaluuttana (esim. euro) käytettävän tietynkokoisen sijoitussalkun (esim. 100 000 e) arvo sijoitushetken mukaisella kohdemaan valuuttakurssilla. Sijoitussalkun kohdemaan valuutan määräinen arvo kerrotaan VaR-estimaatilla, jolloin saadaan kohdemaan valuuttamääräinen VaR-luku. Tämä luku taas muutetaan yhteisvaluuttana käytettäväksi valuutaksi, joka on vertailukelpoinen samalla tavalla muista indekseistä lasketuille VaR-estimaateille.

---

<sup>10</sup> Stabiilista aineistosta estimoitu ei-parametrinen VaR on usein 0 käytettäessä matalampia luottamustasoja (esim. 95 %).



Indekseistä lasketut tuotot on laskettu prosentuaalisina tuottoina. Aineistoa kuvaavat tunnusluvut on esitelty taulukossa 3.

**Taulukko 3: Taulukossa on hintaindeksien tuotoista lasketut kuvailevat tunnusluvut koko ajanjaksolle, sekä tuottojen keskiarvot ja keskihajonnat, ilmaistuna myös vuotuisina arvoina. Kaikkien indeksien  $n$  on 2870.**

Indeksi	Keskiarvo	p.a.	Keskihajonta	p.a.	Vinous	Huipukkuus
MSCI Russia	0,0013	0,4018	0,0327	0,5273	0,1596	8,1783
MSCI USA	0,0004	0,1096	0,0109	0,1758	-0,0320	3,4467
MSCI Germany	0,0004	0,1096	0,0149	0,2403	-0,1240	3,1650
MSCI China	-0,0001	-0,0257	0,0200	0,3225	0,2691	5,2475
MSCI Finland	0,0008	0,2311	0,0243	0,3918	-0,1590	5,7034

Tunnusluvuista voidaan havaita, että laskennassa käytettyjen indeksien tuotot ovat olleet koko aikavälillä melko huipukkaita, mutta kohtuullisen vähän vinoutuneita. MSCI Russia on ollut kaikkein tuottoisin ja myös suuririskisin. MSCI China on ollut kaikkein vähätuottoisin ja MSCI USA kaikkein vähäriskisin. Yksittäisten indeksien osalta vuosittaiset tunnusluvut on esitetty liitteissä 1 (taulukot 11–15).

Parametrisen menetelmän luotettavuuden oletuksena on aineiston normaalijakautuneisuus. Indeksien tuottojen normaalijakautuneisuutta on tutkittu Bera - Jarque -testillä. Bera - Jarquen kaava on:

$$(8) \quad \text{Bera - Jarque} = \frac{N}{6} [\text{Skewness}]^2 + \frac{N}{24} [\text{Kurtosis}]^2,$$

Kaavassa  $N$  on havaintojen määrä. Saatua tulosta verrataan Chi-Squareen ja  $H_0$  on normaalijakautuneisuus.

Taulukossa 4 on esitelty Bera - Jarque testin tulokset.

**Taulukko 4: Bera - Jarque -testin tulokset**

<b>Vuosi</b>	<b>MSCI Russia</b>	<b>MSCI USA</b>	<b>MSCI Germany</b>	<b>MSCI China</b>	<b>MSCI Finland</b>
1995 (n=260)	118,8484	19,7122	23,3191	15,8148	240,4138
1996 (n=262)	145,2866	40,4782	153,7301	721,0295	45,9974
1997 (n=261)	3064,1695	377,8465	209,9987	300,0663	357,4339
1998 (n=261)	57,3145	256,1807	35,2371	124,7413	131,6768
1999 (n=261)	155,3569	0,2330	30,2008	16,4588	4,1532
2000 (n=260)	18,0746	33,5787	0,5836	84,1283	115,6453
2001 (n=261)	30,3190	37,3086	69,1707	20,0912	54,7520
2002 (n=261)	1,2783	19,9563	8,8012	7,8763	2,6190
2003 (n=261)	180,7211	9,9976	19,6670	15,3178	85,4218
2004 (n=262)	181,4611	0,3662	15,1079	30,3132	2425,7595
2005 (n=260)	51,4612	0,0921	13,6421	19,9922	259,9317

Tuloksista havaitaan, että aineisto ei ole yleisesti ottaen normaalijakautunutta. Indeksien tuotot ovat vain joinakin vuosina normaalijakautuneita. Parametrinen menetelmän luotettavuuden oletuksena kuitenkin on, että aineiston tulisi olla normaalijakautunutta.

#### 4.1 VaR-luvun estimointi

Molemmilla menetelmillä estimoitiin yksittäinen yhden päivän VaR-luku jokaisen indeksin jokaiselle vuodelle 95 % ja 99 % luottamustasoilla. Testauksen tarkoituksena on verrata indeksien vuosittaisia estimaatteja keskenään, jolloin havaitaan miten menetelmien tulokset eroavat toisistaan. Indeksien VaR-luvuista on myös laskettu yhteiset keskiarvot, joista voidaan havaita kootusti menetelmien antamien tulosten eroavaisuuksia.

VaR-luvun estimoinnissa on käytetty todellisia markkinapäiviä ja indeksien vuosittainen  $n$  on ollut joko 260, 261 tai 262. Jokainen indeksi edustaa siis yhtä portfoliota ja VaR on estimoitu indeksille siten, kuin VaR estimoidaan yksittäiselle instrumetille.

#### *4.1.1 Parametrinen VaR*

Parametrinen VaR on estimoitu indeksille siten kuin VaR estimoidaan yksittäiselle instrumentille, kovarianssivarianssimatriisia ei tarvitse käyttää. Parametrinen VaR:n estimoinnissa käytettävä keskihajonta on estimoitu jokaisesta indeksistä jokaiselle vuodelle. Vuosittainen keskihajonta on kerrottu molempien luottamusasteiden mukaisilla skaalauskerroimilla eli 95 % luottamustasolla 1,645 ja 99 % luottamustasolla 2,326. Laskennan tuloksena on saatu kyseisen vuoden VaR-estimaatti molemmille luottamustasoille.

#### *4.1.2 Ei-parametrinen VaR*

Ei-parametrinen VaR on estimoitu siten kuin se estimoidaan yksittäisen instrumentin tuottojakamaumasta. Ei-parametrinen VaR on estimoitu järjestämällä jokaisen indeksin jokaisen vuoden tuottojakauma suurimmasta tappiosta suurimpaan tuottoon. VaR-estimaatti saatiin etenemällä luottamustason mukaisen kvantiilin kohdalle, joka 99 % luottamustasolla oli 3. ja 4. havainnon välillä kaikkina vuosina. 95 % luottamustasolla VaR-estimaatti oli 260 havainnon vuosina 14. havainto ja muina (261 ja 262 havainnon) vuosina 14. ja 15. havainnon välillä. VaR-luvun sijoituessa kahden havainnon väliin, laskettiin VaR-estimaatti näiden kahden havainnon keskiarvona.

## 5 TULOKSET

Jokaisen indeksin jokaiselta vuodelta laskettiin VaR-estimaatti 99 % ja 95 % luottamustasoilla. Aineistosta estimoitii VaR yhteensä siis 220 kertaa (5 indeksiä, 11 vuotta, 2 menetelmää ja 2 luottamustasoa). Aineiston kokoa ja estimointien määrää voidaan pitää kohtuullisen suurena, mikä on edellytys luotettavien yleistysten tekemiselle.

Taulukossa 5 on esitelty MSCI Russia -indeksin tuotoista lasketut estimaatit. Keskiarvallisesti molempien menetelmien estimaatit olivat hyvin lähellä toisiaan. 99 % luottamustasolla parametrinen estimaatti oli hieman korkeampi, kun taas 95 % luottamustasolla ei-parametrinen. Suurempiakin eroavaisuuksia oli kuitenkin havaittavissa yksittäisillä vuosilla. 99 % luottamustasolla esim. vuosina 1995 ja 2003 ja 95 % luottamustasolla esim. vuosina 1997 ja 1999. Estimaatit olivat myös melko korkeita koko aikavälillä molemmilla menetelmillä.

**Taulukko 5: MSCI Russia -indeksin vuosittaiset VaR-estimaatit parametrisillä ja ei-parametrisillä menetelmillä 99 % ja 95 % luottamustasoilla, sekä molempien menetelmien keskiarvot koko ajanjaksolta.**

Vuosi	Ei-Parametrinen 99 %	Parametrinen 99 %	Ei-Parametrinen 95 %	Parametrinen 95 %
1995 (n=260)	0,0833	0,0622	0,0434	0,0440
1996 (n=262)	0,0844	0,0748	0,0431	0,0529
1997 (n=261)	0,0960	0,0880	0,0427	0,0622
1998 (n=261)	0,1429	0,1351	0,0908	0,0955
1999 (n=261)	0,0864	0,0965	0,0546	0,0682
2000 (n=260)	0,0864	0,0822	0,0552	0,0581
2001 (n=261)	0,0626	0,0627	0,0546	0,0443
2002 (n=261)	0,0444	0,0468	0,0317	0,0331
2003 (n=261)	0,0557	0,0473	0,0295	0,0335
2004 (n=262)	0,0592	0,0486	0,0374	0,0344
2005 (n=260)	0,0406	0,0329	0,0208	0,0233

Ei-Parametrinen 99 %	Parametrinen 99 %	Ei-Parametrinen 95 %	Parametrinen 95 %
0,0706	0,0765	0,0500	0,0458

Ei-Parametrinen	Parametrinen
0,0612	0,0603

Taulukossa 6 on esitelty MSCI USA -indeksin tuotoista lasketut estimaatit. Estimaatit olivat keskiarvallisesti molemmilla menetelmillä hyvin lähellä toisiaan. 99 % luottamustasolla estimaatit olivat keskiarvallisesti lähes samat ja 95 % luottamustasolla ei-parametrinen menetelmä antoi keskiarvallisesti hieman korkeamman estimaatin. Yksittäisilläkin vuosilla eroavaisuudet jäivät melko pieniksi. Estimaatit olivat myös melko matalia koko aikavälillä molemmilla menetelmillä.

**Taulukko 6: MSCI USA -indeksin vuosittaiset VaR-estimaatit parametrisillä ja ei-parametrisillä menetelmillä 99 % ja 95 % luottamustasoilla, sekä molempien menetelmien keskiarvot.**

Vuosi	Ei-Parametrinen 99 %	Parametrinen 99 %	Ei-Parametrinen 95 %	Parametrinen 95 %
1995 (n=260)	0,0128	0,0113	0,0071	0,0080
1996 (n=262)	0,0201	0,0218	0,0117	0,0154
1997 (n=261)	0,0244	0,0258	0,0154	0,0182
1998 (n=261)	0,0335	0,0288	0,0193	0,0203
1999 (n=261)	0,0235	0,0260	0,0180	0,0184
2000 (n=260)	0,0320	0,0319	0,0211	0,0225
2001 (n=261)	0,0333	0,0311	0,0200	0,0220
2002 (n=261)	0,0339	0,0381	0,0254	0,0269
2003 (n=261)	0,0255	0,0247	0,0147	0,0174
2004 (n=262)	0,0152	0,0160	0,0116	0,0113
2005 (n=260)	0,0146	0,0148	0,0208	0,0233

Ei-Parametrinen 99 %	Parametrinen 99 %	Ei-Parametrinen 95 %	Parametrinen 95 %
0,0246	0,0244	0,0174	0,0159

Ei-Parametrinen	Parametrinen
0,0201	0,0211

Taulukossa 7 on esitelty MSCI Germany -indeksin tuotoista lasketut estimaatit. Keskiarvallisesti ei-parametrinen menetelmä antoi hieman korkeamman estimaatin. 99 % luottamustasolla taas parametrinen menetelmä antoi keskiarvallisesti hieman korkeamman estimaatin ja 95 % luottamustasolla estimaatit olivat keskiarvallisesti lähes samat. Yksittäisillä vuosilla oli kuitenkin suurempia eroavaisuuksia; 99 % luottamustasolla esim. vuosina 1998 ja 2001. 95 % luottamustasolla ei yksittäisilläkään vuosilla ollut kovin suuria eroavaisuuksia.

**Taulukko 7: MSCI Germany -indeksin vuosittaiset VaR-estimaatit parametrisillä ja ei-parametrisillä menetelmillä 99 % ja 95 % luottamustasoilla, sekä molempien menetelmien keskiarvot.**

<b>Vuosi</b>	<b>Ei-Parametrinen 99 %</b>	<b>Parametrinen 99 %</b>	<b>Ei-Parametrinen 95 %</b>	<b>Parametrinen 95 %</b>
1995 (n=260)	0,0229	0,0170	0,0126	0,0121
1996 (n=262)	0,0201	0,0172	0,0107	0,0121
1997 (n=261)	0,0398	0,0323	0,0218	0,0228
1998 (n=261)	0,0555	0,0405	0,0269	0,0287
1999 (n=261)	0,0319	0,0319	0,0338	0,0382
2000 (n=260)	0,0330	0,0357	0,0270	0,0253
2001 (n=261)	0,0506	0,0409	0,0279	0,0290
2002 (n=261)	0,0524	0,0560	0,0439	0,0396
2003 (n=261)	0,0440	0,0441	0,0305	0,0312
2004 (n=262)	0,0274	0,0224	0,0158	0,0159
2005 (n=260)	0,0200	0,0173	0,0117	0,0123

<b>Ei-Parametrinen 99 %</b>	<b>Parametrinen 99 %</b>	<b>Ei-Parametrinen 95 %</b>	<b>Parametrinen 95 %</b>
0,0323	0,0362	0,0229	0,0228

<b>Ei-Parametrinen</b>	<b>Parametrinen</b>
0,0295	0,0276

Taulukossa 8 on esitelty MSCI China -indeksin tuotoista lasketut estimaatit. Keskiarvallisesti eri menetelmien antamien estimaattien välillä ei ollut suuria eroavaisuuksia. 99 % luottamustasolla parametrinen menetelmä antoi keskiarvallisesti hieman korkeamman estimaatin ja 95 % luottamustasolla ei-parametrinen menetelmä. Yksittäisillä vuosilla oli kuitenkin suuriakin eroavaisuuksia. Molemmilla luottamustasoilla esim. vuosina 1996 ja 1997 estimaatit erosivat toisistaan selkeästi.

**Taulukko 8: MSCI China -indeksin vuosittaiset VaR-estimaatit parametrisillä ja ei-parametrisillä menetelmillä 99 % ja 95 % luottamustasoilla, sekä molempien menetelmien keskiarvot.**

Vuosi	Ei-Parametrinen 99 %	Parametrinen 99 %	Ei-Parametrinen 95 %	Parametrinen 95 %
1995 (n=260)	0,0288	0,0250	0,0191	0,0177
1996 (n=262)	0,0439	0,0250	0,0157	0,0254
1997 (n=261)	0,0801	0,0604	0,0367	0,0427
1998 (n=261)	0,0787	0,0705	0,0431	0,0499
1999 (n=261)	0,0468	0,0540	0,0338	0,0382
2000 (n=260)	0,0501	0,0563	0,0368	0,0398
2001 (n=261)	0,0674	0,0565	0,0395	0,0400
2002 (n=261)	0,0323	0,0315	0,0213	0,0223
2003 (n=261)	0,0287	0,0325	0,0195	0,0230
2004 (n=262)	0,0440	0,0385	0,0263	0,0272
2005 (n=260)	0,0278	0,0227	0,0157	0,0160

Ei-Parametrinen 99 %	Parametrinen 99 %	Ei-Parametrinen 95 %	Parametrinen 95 %
0,0430	0,0481	0,0311	0,0280

Ei-Parametrinen	Parametrinen
0,0380	0,0371

Taulukossa 9 on esitelty MSCI Finland -indeksin tuotoista lasketut estimaatit. Molempien menetelmien antamat estimaatit erosivat keskiarvallisesti hyvin vähän. 99 % luottamustasolla parametrinen menetelmä antoi keskiarvallisesti hieman korkeamman estimaatin, kun taas 95 % luottamustasolla ei-parametrinen menetelmä. Suurempia eroavaisuuksia oli havaittavissa yksittäisillä vuosilla. 99 % luottamustasolla esim. vuosina 2000 ja 2001 ja 95 % luottamustasolla esim. vuosina 1999 ja 2000.

**Taulukko 9: MSCI Finland -indeksin vuosittaiset VaR-estimaatit parametrisillä ja ei-parametrisillä menetelmillä 99 % ja 95 % luottamustasoilla, sekä molempien menetelmien keskiarvot.**

<b>Vuosi</b>	<b>Ei-Parametrinen 99 %</b>	<b>Parametrinen 99 %</b>	<b>Ei-Parametrinen 95 %</b>	<b>Parametrinen 95 %</b>
1995 (n=260)	0,0504	0,0424	0,0293	0,0300
1996 (n=262)	0,0272	0,0284	0,0198	0,0201
1997 (n=261)	0,0536	0,0414	0,0266	0,0293
1998 (n=261)	0,0589	0,0576	0,0350	0,0407
1999 (n=261)	0,0519	0,0529	0,0302	0,0374
2000 (n=260)	0,0978	0,0896	0,0568	0,0634
2001 (n=261)	0,0749	0,0865	0,0544	0,0612
2002 (n=261)	0,0629	0,0697	0,0489	0,0493
2003 (n=261)	0,0486	0,0497	0,0340	0,0352
2004 (n=262)	0,0435	0,0374	0,0215	0,0265
2005 (n=260)	0,0261	0,0230	0,0148	0,0163

<b>Ei-Parametrinen 99 %</b>	<b>Parametrinen 99 %</b>	<b>Ei-Parametrinen 95 %</b>	<b>Parametrinen 95 %</b>
0,0526	0,0542	0,0372	0,0338

<b>Ei-Parametrinen</b>	<b>Parametrinen</b>
0,0440	0,0449



Taulukossa 10 on esitelty indeksien VaR-estimaateista lasketut vuosittaiset keskiarvot.

**Taulukko 10: VaR-estimaattien vuosittaiset keskiarvot parametrisillä ja ei-parametrisillä menetelmillä 99 % ja 95 % luottamustasoilla, sekä molempien menetelmien keskiarvot koko ajanjaksolta.**

<b>Vuosi</b>	<b>Ei-Parametrinen 99 %</b>	<b>Parametrinen 99 %</b>	<b>Ei-Parametrinen 95 %</b>	<b>Parametrinen 95 %</b>
1995	0,0396	0,0316	0,0223	0,0223
1996	0,0392	0,0334	0,0202	0,0236
1997	0,0588	0,0496	0,0286	0,0350
1998	0,0692	0,0665	0,0430	0,0470
1999	0,0481	0,0522	0,0317	0,0370
2000	0,0599	0,0591	0,0394	0,0418
2001	0,0578	0,0555	0,0393	0,0393
2002	0,0452	0,0484	0,0342	0,0342
2003	0,0405	0,0397	0,0257	0,0280
2004	0,0379	0,0326	0,0225	0,0230
2005	0,0258	0,0221	0,0146	0,0157

<b>Ei-Parametrinen 99 %</b>	<b>Parametrinen 99 %</b>	<b>Ei-Parametrinen 95 %</b>	<b>Parametrinen 95 %</b>
0,0475	0,0446	0,0292	0,0316

<b>Ei-Parametrinen</b>	<b>Parametrinen</b>
0,0383	0,0381

Indekseistä lasketut keskiarvot tukevat paljolti aikaisempia tutkimustuloksia.<sup>11</sup> Keskiarvollisesti molemmat menetelmät antoivat lähes samat tulokset. Eri luottamustasoilla tarkasteltuna ei-parametrinen menetelmä antoi keskiarvollisesti hieman korkeamman estimaatin 99 % luottamustasolla ja 95 % luottamustasolla parametrinen menetelmä antoi hieman korkeamman estimaatin.

Eroavaisuudet indeksien estimaateista lasketuilla keskiarvoilla ovat hyvin pieniä myös yksittäisillä vuosilla. Yksittäisten vuosien eroavaisuudet olivat kuitenkin joillakin yksittäisillä indekseillä huomattavia, jolloin menetelmän valinnan merkitys korostuu huomattavasti. Indeksien tuottojakaumat eivät ole jokaisena vuotena normaalijakautuneita, joten parametrinen menetelmän tuloksia ei voida pitää täysin luotettavana.

<sup>11</sup> Erittäin laajan tutkimuksen menetelmien välisistä eroavaisuuksista on tehnyt myös aikaisemmin mainittu Hendricks (1996).

Testauksen perusteella voidaan todeta, että parametrinen menetelmä on nopeampi käyttää, mutta sisältää parametrien estimointiriskin. Ei-parametrinen menetelmä on työläämpi, mutta ennusteet tehdään suoraan toteutuneen historian perusteella ilman parametrien estimointeja.

## 6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkielman tavoitteena oli tehdä kuvaus VaR-menetelmien taustalla vaikuttavista teorioista, sekä selvittää eri VaR-menetelmien antamien tulosten eroavaisuuksia.

Tutkimus suoritettiin laskemalla viiden eri osakemarkkinaindeksin VaR-luvut 95 % ja 99 % luottamustasoilla parametrisilla ja ei-parametrisilla menetelmillä. Yhden päivän VaR-luvut estimoitiin indeksien päivittäisestä aineistosta jokaisen indeksin jokaiselle vuodelle aikavälillä 2.1.1995–31.12.2005. VaR-menetelmien voidaan sanoa antavan keskiarvollisesti hyvin samanlaiset tulokset, mutta vuosittaiset eroavaisuudet voivat olla suuria. Parametrinen menetelmä antoi keskiarvollisesti 95 % luottamustasolla hieman korkeamman tuloksen, kun taas ei-parametrinen menetelmä antoi hieman korkeamman tuloksen 99 % luottamustasolla.

Tutkimuksen tulokset tukevat laajalti aikaisempia tutkimustuloksia ja johtopäätöksiä. Erot menetelmien antamien tulosten välillä olivat usein hyvin pieniä. Molempien menetelmien voidaan katsoa sopineen indeksien markkinariskin mittaukseen, kun käytetään hintaindeksidataa. Kokonaistuottoindeksit ovat usein liian stabiileja ei-parametrisille menetelmille. Parametrisen menetelmän heikkoutena on, että luotettavien tulosten saamiseksi aineiston tulisi olla normaalijakautunutta. Ei-parametrisen menetelmän heikkoutena taas on sen toteuttamisen työläisyys. VaR-menetelmien teoreettiset oletukset toteutuivat käytetyllä aineistolla hyvin selkeinä.

Yleistä konsensusta parhaasta menetelmästä ei ole tutkimuksissa saavutettu, ja kaikkiin tilanteisiin sopivaa parasta menetelmää ei voida valita. Usein myös mahdollisuudet käyttää eri menetelmiä voivat olla rajalliset. Tutkimusmielessä on luonnollisesti helppo löytää sopivia kohteita ja riittävästi dataa käyttää kaikkia eri VaR-menetelmiä, mutta tilanne ei kuitenkaan ole aivan näin yksinkertainen

menetelmien todellisessa hyödyntämisessä. Useista instrumenteista ei välttämättä ole saatavilla kunnollisia aikasarjoja riittävän pitkältä ajalta.

Mielenkiintoisia jatkotutkimusaiheita olisi erilaisten painotusmenetelmien käyttö tuottojen varianssien laskemisessa, sekä menetelmien antamien tulosten luotettavuuden testaus erilaisilla jälkitestausmenetelmillä. Tärkeää lisäinformaatiota markkinariskeistä antava menetelmä VaR:n lisäksi olisi äärimmäisten markkinatilanteiden tutkiminen menetelmillä, jotka tarkastelevat häntätappioita

## LÄHTEET

Ahlstedt, M. 1997. Exchange rate, interest rate and stock market price volatility for value at risk analysis. Suomen Pankin keskustelualoitteita, No. 7.

Alexander, C. 1996. Evaluating the Use Of RiskMetrics As a Risk Measurement Tool for Your Operation. Derivatives Use, Trading and Regulation, January.

Alexander, C., Leigh, C. T., Fleming, R. 1997. On the Covariance Matrices used in the Value-at-Risk Models. Journal of Derivatives, Spring.

Barone-Adesi, G., Giannopoulos, K. 2000. Non-parametric VaR Techniques: Myths and realities. Economic Notes, July.

Beder, T. 1995. VaR: Seductive But Dangerous. Financial Analyst Journal, September.

Benninga, S., Wiener Z. 1998. Value at Risk (Var). Mathematica in Education and Research, No. 4.

Bessis, J. Risk management in Banking. 2000. USA: John Wiley & Sons.

Borselev, T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. Journal of Econometrics, No. 31.

Cassidy, C., Gizycki, M. 1997. Measuring Traded Market Risk: Value at Risk and Backtesting Techniques. Reserve Bank of Australia, November.

Christoferessen, P., Hahn, J., Innoue, A. 1999. Testing, Comparing and Combining Value at Risk Measures.

Cuthbertson, K., Nitzhe, D. 2001. Financial Engineering: Derivatives and Risk Management. UK: Wiley Finance.

- Dowd, K. 2002. An introduction to market risk measurement. England: J. Wiley.
- Drobez, W. 2003. Estimating Volatilities and Correlations: ARCH and GARCH Related models. University of Basel, March.
- Engle, R. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, No. 50:4.
- Hendricks, D. 1996 Evaluation of Value-at-Risk Models Using Historical Data. Federal Reserve Bank of New York: Economic Policy Review, April.
- Hull, J. Options, Futures and Other Derivatives. 2000. USA: Prentice Hall.
- Jackson, P., Maude D., Perraudin W. 1997. Bank Capital and Value at Risk. *Journal of Derivatives*, Spring.
- Johansson, F., Seiler, M., Tjarnberg, M. 1999. Measuring downside portfolio risk. *The Journal of Portfolio Management*, Fall.
- Jokivuolle, E. 2001. A value at risk approach to banks' capital buffers: an application to the new Basel Accord. *Suomen Pankin keskustelualoitteita*, No.15.
- Jordan, J. & Mackay R. 1997. Assessing Value-at-Risk for Equity Portfolios: Implementing Alternative Techniques. *Derivatives Handbook: Risk Management and Control*.
- Jorion, P. 2001. Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk, second edition. USA: McGraw-Hill.
- Linsmeier, T., Pearson, N. 2000. Value at Risk. *Financial Analyst Journal*, March.
- Miazhyńskaia, T., Aussenegg, W. 2005. Uncertainty in Value-at-Risk Estimates under Parametric and Non-parametric Modeling. Vienna University of Technology Department of Finance and Corporate Control.

Simons, K. 1996. Value at Risk-New Approaches to Risk Management. New England Economic Review, September.

Smithson, C. 1998. Managing Financial Risk: A Guide to Derivative Products, Financial Engineering, and Value Maximization. USA: McGraw-Hill.

van den Goorgergh, R., Vlaar, P. 1999. Value-at-Risk Analysis of Stock Returns Historical Simulation: Variance Techniques or Tail Index Estimation. De Netherlandesche Bank, March.

Wiener, Z. 1997. Introduction to VaR. Risk Management and Regulation in Banking, January.

# LIITE 1: INDEKSIEN KUVAILEVAT TUNNUSLUVUT

**Taulukko 11: MSCI Russia -indeksin tuottojen tunnusluvut**

Vuosi	Keskiarvo	p.a.	Keskihajonta	p.a.	Vinous	Huipukkuus
1995 (n=260)	-0,0009	-0,2094	0,0267	0,4313	-0,1757	3,2935
1996 (n=262)	0,0040	1,8679	0,0321	0,5203	0,6115	3,4370
1997 (n=261)	0,0036	1,5470	0,0378	0,6109	0,2223	16,7799
1998 (n=261)	-0,0051	-0,7381	0,0581	0,9384	0,2700	2,2313
1999 (n=261)	0,0056	3,3107	0,0415	0,6699	0,3784	3,7031
2000 (n=260)	-0,0008	-0,1817	0,0353	0,5698	-0,0813	1,2814
2001 (n=261)	0,0020	0,6840	0,0269	0,4353	-0,0904	1,6599
2002 (n=261)	0,0007	0,2004	0,0201	0,3248	0,0256	0,3390
2003 (n=261)	0,0022	0,7978	0,0203	0,3286	-0,7608	3,7819
2004 (n=262)	0,0004	0,1018	0,0209	0,3383	0,0337	4,0765
2005 (n=260)	0,0021	0,7430	0,0141	0,2281	-0,4065	2,0222

**Taulukko 12: MSCI USA -indeksin tuottojen tunnusluvut**

Vuosi	Keskiarvo	p.a.	Keskihajonta	p.a.	Vinous	Huipukkuus
1995 (n=260)	0,0012	0,3515	0,0049	0,0784	-0,1152	1,3291
1996 (n=262)	0,0008	0,2221	0,0073	0,1189	-0,5312	1,6060
1997 (n=261)	0,0011	0,3385	0,0111	0,1789	-0,5728	5,7799
1998 (n=261)	0,0010	0,3138	0,0124	0,1998	-0,5355	4,7339
1999 (n=261)	0,0008	0,2283	0,0112	0,1805	0,0724	0,0215
2000 (n=260)	-0,0005	-0,1147	0,0137	0,2209	0,0346	1,7592
2001 (n=261)	-0,0005	-0,1119	0,0134	0,2159	0,0694	1,8470
2002 (n=261)	-0,0009	-0,2128	0,0164	0,2644	0,4990	0,9160
2003 (n=261)	0,0010	0,2864	0,0106	0,1712	0,1019	0,9369
2004 (n=262)	0,0003	0,0947	0,0069	0,1111	-0,0903	-0,0304
2005 (n=260)	0,0002	0,0435	0,0064	0,1028	0,0096	-0,0902

**Taulukko 13: MSCI Germany -indeksin tuottojen tunnusluvut**

Vuosi	Keskiarvo	p.a.	Keskihajonta	p.a.	Vinous	Huipukkuus
1995 (n=260)	0,0003	0,0676	0,0073	0,1182	-0,5600	0,9477
1996 (n=262)	0,0007	0,2157	0,0074	0,1195	-0,7290	3,4578
1997 (n=261)	0,0015	0,4748	0,0139	0,2240	-0,8434	4,0577
1998 (n=261)	0,0008	0,2353	0,0174	0,2816	-0,4936	1,5052
1999 (n=261)	0,0014	0,4249	0,0137	0,2218	-0,0216	1,6659
2000 (n=260)	-0,0003	-0,0810	0,0154	0,2476	0,1156	-0,0204
2001 (n=261)	-0,0007	-0,1597	0,0176	0,2843	-0,2965	2,4513
2002 (n=261)	-0,0019	-0,3967	0,0241	0,3890	0,3254	0,6211
2003 (n=261)	0,0013	0,3957	0,0189	0,3061	0,1391	1,3157
2004 (n=262)	0,0003	0,0741	0,0096	0,1560	-0,4337	0,7947
2005 (n=260)	0,0009	0,2501	0,0075	0,1202	-0,2935	0,9564

**Taulukko 14: MSCI China -indeksin tuottojen tunnusluvut**

<b>Vuosi</b>	<b>Keskiarvo</b>	<b>p.a.</b>	<b>Keskihajonta</b>	<b>p.a.</b>	<b>Vinous</b>	<b>Huipukkuus</b>
1995 (n=260)	-0,0009	-0,2184	0,0108	0,1735	0,0950	1,1932
1996 (n=262)	0,0013	0,3935	0,0154	0,2495	1,0414	7,8556
1997 (n=261)	-0,0008	-0,1956	0,0260	0,4196	0,2038	5,2370
1998 (n=261)	-0,0018	-0,3673	0,0303	0,4896	0,4279	3,2769
1999 (n=261)	0,0006	0,1820	0,0232	0,3750	0,2488	1,1251
2000 (n=260)	-0,0012	-0,2676	0,0242	0,3905	0,7491	2,3497
2001 (n=261)	-0,0009	-0,2012	0,0243	0,3926	-0,1702	1,3159
2002 (n=261)	-0,0006	-0,1413	0,0136	0,2191	0,1480	0,7979
2003 (n=261)	0,0024	0,8492	0,0140	0,2257	-0,1392	1,1537
2004 (n=262)	0,0001	0,0293	0,0165	0,2678	-0,1305	1,6458
2005 (n=260)	0,0006	0,1708	0,0097	0,1570	-0,3063	1,2125

**Taulukko 15: MSCI Finland -indeksin tuottojen tunnusluvut**

<b>Vuosi</b>	<b>Keskiarvo</b>	<b>p.a.</b>	<b>Keskihajonta</b>	<b>p.a.</b>	<b>Vinous</b>	<b>Huipukkuus</b>
1995 (n=260)	0,0000	0,0676	0,0182	0,1182	-0,8309	4,4080
1996 (n=262)	0,0014	0,2157	0,0122	0,1195	0,1876	2,0181
1997 (n=261)	0,0014	0,4748	0,0178	0,2240	-0,3976	5,6776
1998 (n=261)	0,0030	0,2353	0,0248	0,2816	0,1078	3,4730
1999 (n=261)	0,0044	0,4249	0,0227	0,2218	0,1358	0,5551
2000 (n=260)	0,0004	-0,0810	0,0385	0,2476	-0,0740	3,2639
2001 (n=261)	-0,0010	-0,1597	0,0372	0,2843	-0,0976	2,2353
2002 (n=261)	-0,0016	-0,3967	0,0300	0,3890	0,2269	0,1868
2003 (n=261)	0,0001	0,3957	0,0214	0,3061	-0,3518	2,7129
2004 (n=262)	0,0000	0,0741	0,0161	0,1560	-1,5196	14,5935
2005 (n=260)	0,0011	0,2501	0,0099	0,1202	-0,6465	4,7246