335

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO
Taloustieteiden tiedekunta

RiskMetrics-metodologian soveltuvuus metsäteollisuusyritykselle

Kansantaloustiede

Pro gradu -tutkielma

Toukokuu 2001

Petrus Metsälä

RiskMetrics-metodologian soveltuvuus metsäteollisuusyritykselle
Laatija: Petrus Metsälä
Jyväskylän yliopisto
Taloustieteiden tiedekunta
Kansantaloustiede
Pro gradu -tutkielma
53 sivua, 8 liitesivua

TIIVISTELMÄ

Tutkimuksen tarkoitus oli tarkastella RiskMetrics-metodologian soveltuvuutta suomalaisen metsäteollisuusyrityksen rahoitusmarkkinoiden riskienhallintaan. RiskMetrics on investointipankki J.P.Morganin kehittelemä Value-at-Risk (VaR) -menetelmä, josta on tullut yleisesti käytetty menetelmä rahoitusmarkkinoiden riskienhallinnassa, myös suomalaisessa metsäteollisuudessa. Yleisin sovellus perustuu Monte Carlo -simulointiin ja tuottojen kovarianssimatriisin estimointiin joko liukuvan keskiarvon tai EWMA-menetelmän avulla. Tällaisen mallin ennustuskykyä tarkastelevia tutkimuksia ei kuitenkaan ole julkaistu, minkä takia tällä tutkimuksella on myös laajempi merkitys.

RiskMetricsin kovarianssimatriisin estimoimisessa käytetyt EWMA:n arvot riippuvat decay faktorin eli painokertoimen arvosta. Painokertoimen estimointiin käytetään normaalijakaumaan perustuvaa suurimman uskottavuuden (Maximum Likelihood) menetelmää. Tutkimusongelmana oli selvittää, mikä on optimaalinen painorakenne metsäteollisuusyritykselle, kun optimaalisuuden kriteerinä painorakenteen valintaan pidetään RiskMetricsin suurimman uskottavuuden menetelmää. Tutkimuksella oli kolme alaongelmaa. Ensimmäiseksi, muuttuuko painokertoimen arvo RiskMetricsin suosittelemasta arvosta. Toiseksi, miten painokertoimeen vaikuttaa hyödykemarkkinoita kuvaavan sellun hinnan ottaminen mukaan estimoimiseen. Kolmanneksi, kuinka tarkkoja nämä EWMA-menetelmät ovat VaR-ennustamisessa. Aineistoksi painokertoimen estimoimiseen valittiin metsäteollisuusyrityksen toiminnan kannalta tärkeimmät aikasarjat ajalta 4.1.1999-28.12.2000. Tärkeimpinä aikasarjoina voidaan pitää Yhdysvaltain dollaria ja Englannin puntaa, kun kotivaluutta on euro. Koroiksi valittiin valuuttojen mukaiset viiden ja kymmenen vuoden korot, sekä kolmen kuukauden lyhyt korko. Hyödykemarkkinoita kuvattiin sellun hinnalla.

Tutkimuksen tuloksiksi saatiin, että metsäteollisuusyrityksen painorakenne poikkeaa merkittävästi RiskMetricsin suosituksesta eli painokerroin ei ole sama kaikille portfolioille. Hyödykemarkkinoita kuvaavan sellun hinnalla ei ollut merkittävää vaikutusta painokertoimen arvoon. Eri painokertoimien toimivuutta VaR-menetelmissä testattiin laskemalla vuoden 2000 havainnoille VaR-luvut ja toteutuneet tappiot käyttäen kuvitteellisen metsäteollisuusyrityksen positiota. Kaikilla painokertoimilla VaR-laskenta toimi huonosti. Tutkimuksen tulosten perusteella RiskMetrics-metodologia ei sovellu metsäteollisuusyrityksen markkinariskin ennustamiseen, vaikka käytettäisiin EWMA:a optimaalisella painokertoimella.

Avainsanat: Value at Risk, RiskMetrics, decay faktori

SISÄLLYS

1 JOHDANTO 1

2 METSÄTEOLLISUUSYRITYKSEN MARKKINARISKIT JA NIIDEN HALLINTA 4

2.1. VALUUTTARISKI 5

2.2. KORKORISKI 7

2.3. HYÖDYKKEEN HINTARISKI 9

3 VALUE AT RISK JA SEN SOVELTAMINEN YRITYKSEEN 11

3.1.VAR-MALLIEN LÄHTÖKOHDAT JA MALLIEN MUODOSTAMINEN 12

3.1.1.VaR yleiselle jakaumalle 12

3.1.2. VaR parametriselle jakaumalle 13

3.1.3. Parametrisen jakauman tilastollisia ominaisuuksia 15

3.2.MONTE CARLO -SIMULOINTI 18

3.2.1 Monte Carlo -simulointi ja yleistä muista menetelmistä 18

3.2.2 Monte Carlo -simuloinnin toteutus 21

3.2.2 Menetelmien vertailu 26

3.3.VAR:IN SOVELTAMINEN METSÄTEOLLISUUSYRITYKSEN KÄYTTÖÖN 27

3.4.VARIANSSIN JA KORRELAATION ESTIMOIMINEN 30

3.4.1. EWMA 32

3.4.2. Vaihtoehtoisia menetelmiä estimoimiseen 35

4 OPTIMAALISEN PAINOKERTOIMEN ESTIMOIMINEN JA MALLIN TESTAUS 37

4.1. AINEISTON KUVAILU 37

4.2. KOVARIANSSIMATRIISIN ESTIMOIMINEN 39

4.2.1. Optimaalinen painokertoimen estimointi 40

4.2.2. Kovarianssimatriisien laskeminen 45

4.3. MALLIN TESTAUS 46

4.3.1. Simuloitavan position koostumus 47

4.3.1. Jälkitestaus 48

5 JOHTOPÄÄTÖKSET 51

LÄHTEET

LIITTEET

1. Tuotoista lasketut tilastolliset tunnusluvut
2. Tuottojen graafinen tarkastelu
3. Newton-Raphson -metodin RATS-koodi
4. Myynnin arvon laskeminen
5. Lainanhoitokulujen laskeminen

1 JOHDANTO

Value-at-Risk (VaR) -menetelmät ovat yleistyneet 1990-luvulla rahoitusmarkkinoiden riskienhallinnassa, myös suomalaisessa metsäteollisuudessa. Mutta vieläkään, lähes kymmenen vuotta myöhemmin, ei vallitse yhteisymmärrystä siitä, kuinka menetelmää tulisi erilaisissa tilanteissa soveltaa. Menetelmät on otettu käyttöön ilman laajempaa tutkimusta ja keskustelua niiden soveltuvuudesta ja ennustustarkkuudesta. Toisin sanoen riskejä ei välttämättä osata ennustaa oikein.

Investointipankki J.P.Morgan julkaisi vuonna 1994 oman näkemyksensä, RiskMetrics-metodologian, oikeasta VaR-menetelmästä markkinariskien ennustamiseen. Syinä Riskmetricsin julkaisemiseen voidaan pitää halua parantaa markkinariskien ymmärrystä, jakaa tietämystä monimutkaisista riskienhallintamenetelmistä ja luoda omista käytännöistään riskienhallinnan vallitseva standardi. RiskMetricsin perusidea on ennustaa hajautetun portfolion markkinariskiä käyttämällä rahoitusmarkkina-aikasarjojen tuotoista laskettua kovarianssimatriisia, jonka avulla luodaan jakauma portfolion arvon mahdollisista muutoksista, olettaen tuottojen noudattavan normaalijakaumaa. Jakauman luominen toteutetaan Monte Carlo -simuloinnilla. Kovarianssimatriisin laskemiseen käytetään eksponentiaalista liukuvaa keskiarvoa (EWMA, eksponentially weighten moving average) historiallisista havainnoista, mikä tarkoittaa, että uusimmille havainnoille annetaan suurin paino. RiskMetrics-metodologia on saavuttanut laajan jalansijan suomalaisissa metsäteollisuusyrityksissä. Yleisin sovellus perustuu Monte Carlo -simulointiin ja tuottojen kovarianssimatriisin estimointiin joko liukuva keskiarvon tai EWMA-menetelmän avulla. Tällaisen mallin ennustuskykyä tarkastelevia tutkimuksia ei ole kuitenkaan julkaistu

Riskmetricsin kovarianssimatriisin estimoinnissa käytetyn EWMA:n arvot riippuvat decay faktorista eli painokertoimesta λ. Painokertoimen arvoina käytetään 0,94 päivittäisille havainnoille ja 0,97 kuukausittaisille havainnoille. Nämä arvot on laskettu käyttäen satoja pankille tyypillisiä rahoitusmarkkina-aikasarjoja, joille on estimoitu yksi

yhteinen painokerroin. Lähestymistapana estimoinnissa on käytetty normaalijakaumaan perustuvaa suurimman uskottavuuden (Maximum Likelihood) menetelmää.

Edellä kuvattu lähestymistapa λ:n valintaan soveltuu hyvin sellaisten pankkien markkinariskimalleihin, joilla on instrumenttivalikoimaltaan laaja positio. Kuitenkin metsäteollisuusyrityksen positio position on huomattavasti yksinkertaisempi sisältäen suhteellisen vähälukuisen määrän merkittäviä riskifaktoreita. Ei ole lainkaan selvää, että RiskMetricsin painokertoimet soveltuisivat tällaisiin positioihin varsinkaan, jos niihin sisältyy rahoitusmarkkinainstrumenttien lisäksi myös metsäteollisuuden tuotteiden hintasarjoja. Lisäksi RiskMetrics-mielessä optimaalisen painokertoimen yhteys VaR-ennusteiden ennustustarkkuuteen on täysin selvittämättä.

Tutkimusongelma on selvittää, mikä on optimaalinen painokerroin suomalaiselle metsäteollisuusyritykselle, kun optimaalisuuden kriteerinä painorakenteen valintaan pidetään RiskMetricsin suurimman uskottavuuden menetelmää. Tutkimusongelma voidaan edelleen jakaa vielä kolmeen alaongelmaan. Ensiksi, muuttuuko ja miten paljon rahoituspositioon sovellettu optimaalinen λ RiskMetricsin suosituksesta, kun aikasarjoja on vain vähän ja kun ne ovat suomalaisten metsäyhtiöiden kannalta tärkeitä sarjoja. Toiseksi, mikä on optimaalinen λ, jos pieneen rahoituspositioon lisätään hyödykemarkkinoita kuvaavia aikasarjoja, tässä tutkimuksessa erityisesti sellun hinta. Kolmanneksi, kuinka tarkkoja nämä EWMA-menetelmät ovat VaR-ennustamisessa.

Edellä saatujen painokertoimien tuottamia kovarianssimatriiseja verrataan kahteen muuhun estimointimenetelmään: variansseihin ja korrelaatioihin ilman painotusta ja RiskMetricsin suositukseen. Optimaalisen painorakenteen tarkkuus VaR-laskelmissa verrattuna RiskMetricsin painorakenteeseen testataan rakentamalla kuvitteellisen metsäteollisuusyrityksen positio ja ajamalla vuoden horisontilla päivittäiset VaR-luvut vuoden jokaiselle päivälle. VaR-mallien tarkkuutta testataan yleensä tällaisella jälkitestausmenettelyillä (backtesting). Riskinmittaamiseen käytetyn mallin ennustamia tuloksia verrataan toteutuneisiin tuloksiin.

Koska Value-at-Risk menetelmät ovat yleistyneet metsäteollisuusyritysten käytössä ja tulevat varmasti kasvattamaan suosiotaan edelleen, on hyvä ymmärtää ne taustat ja tarpeet, joiden pohjalta nämä menetelmät on kehitelty ja edelleen havaita mitä vaaroja

tarpeet, joiden pohjalta nämä menetelmät on kehitelty ja edelleen havaita mitä vaaroja menetelmien soveltaminen yritysten käyttöön saattaa aiheuttaa. On tärkeää selvittää, eroaako metsäteollisuusyrityksen VaR-menetelmä RiskMetricsin metodologiasta, koska kyseinen metodologia on vakiinnuttanut melko nopeasti paikkansa riskienhallinnan vallitsevana käytäntönä ilman mallin tarkempaa testausta. Metsäteollisuusyrityksen ja RiskMetricsin positiot eroavat toisistaan hyvin paljon, minkä takia on oletettavaa, että myös niiden painorakenteiden tulisi olla erilaisia. Jos RiskMetrics ei sellaisenaan sovellu yritysten käyttöön, ei sen käyttöä kritiikittömästi suositella.

Kun J.P.Morgan julkaisi RiskMetrics-metodologian, sen käyttökelpoisuudesta käytiin keskustelua mm. Risk-lehdessä. Lawrencen (1995, 26-29) mukaan RiskMetrics-metodologiaan sisältyy useita heikkouksia. Hänen mukaansa yksi suurimmista heikkouksista on metodologian soveltuvuus ainoastaan normaaleihin markkinatilanteisiin. Silloin kun VaR-laskennan varmuudeksi valitaan RiskMetricsin mukaisesti 95%, ei pystytä mallittamaan harvinaisempia tapahtumia eikä äärimmäisiä markkinamuutoksia. Lisäksi pahoja heikkouksia ovat oletus tuottojen normaalijakautuneisuudesta sekä useiden riskifaktoreiden käyttö. Lawrencen mukaan RiskMetricsin koko metodologia on liian yksinkertaistettu kuva rahoitusmarkkinoiden toiminnasta, jotta sen käyttö olisi järkevää. Volatiliteetit ja korrelaatiot vaihtelevat ajassa, mikä on RiskMetricsissä huomioitu EWMA:n käyttämisellä. Tällä saavutetaan se, että uusimmat havainnot saavat suurimman painon ja vanhojen havaintojen tippuminen pois aineistosta ei johda volatiliteetin hyppäyksiin.
Saman decay faktorin soveltaminen kaikille aikasarjoille on kuitenkin ongelmallista, koska eri markkinat toimivat eri tavalla, ja siitä syystä decay faktorin käyttö johtaa tärkeän informaation menetykseen. Lisäksi decay faktori ei voi olla ajassa vakio, minkä takia se pitäisi estimoida uudelleen. EWMA:a voidaan pitää optimaalisena estimoimismenetelmänä ainoastaan silloin, kun tuotot noudattavat Arima (0,1,1) prosessia. Volatiliteettia voidaan pitää stokastisena, jolloin ARCH sopisi paremmin estimoimismenetelmäksi.

J.P.Morganin mukaan Lawrencen kritiikki ei ole perusteltua. Vaikka simuloinneilla voidaan paremmin ennustaa harvinaisia tapahtumia ja äärimmäisiä markkinamuutoksia, niin RiskMetricsin näkökulmasta ne ovat silti harvinaisia. Niitä ei kannata alkaa mallittamaan, jos haluaa helposti ymmärrettävän työkalun. Simuloinneilla voidaan

täydentää RiskMetricsiä, mutta koska simuloinnit ovat käyttäjäkohtaisia, niitä ei kannata sisällyttää metodologiaan. Jakaumaoletusta voidaan perustella sillä, että monimutkaisten asioiden hahmottaminen on järkevää tehdä helpoksi. Vaikka tuottojen normaalijakautuneisuuden paikkansapitämättömyys onkin useasti todistettu, niin kuitenkaan ei ole yhteisymmärrystä siitä, mikä jakauma kuvaisi tuottoja paremmin. Yksinkertaisuus tekee asiasta selvemmän ja helpomman. Decay faktorin arvon uudelleen estimointi markkinatilanteiden muuttuessa ei ole järkevää, koska se saattaisi johtaa mallin pahempaan epästabiilisuuteen kuin decay faktorin vakioarvo. Lisäksi EWMA:n käyttöä voidaan pitää järkevänä, sillä EWMA:n varianssiestimaatti käyttäytyy samalla tavalla kuin GARCH (1,1) estimaatti. EWMA:a ei voida pitää rajallista aineistoa käyttävänä estimointimenetelmänä, koska decay faktori on parametri suuremmasta aineistosta, jota sovelletaan pieneen otokseen. RiskMetrics ei pyri olemaan täydellinen riskienhallinnan menetelmä, vaan se on teorian ja käytännön sekoitus, jota tulisi käyttää työkaluna. Sen tuottamia tuloksia pitäisi siis tulkita sen mukaisesti. (Longerstaey & Zangari 1995, 30-32)

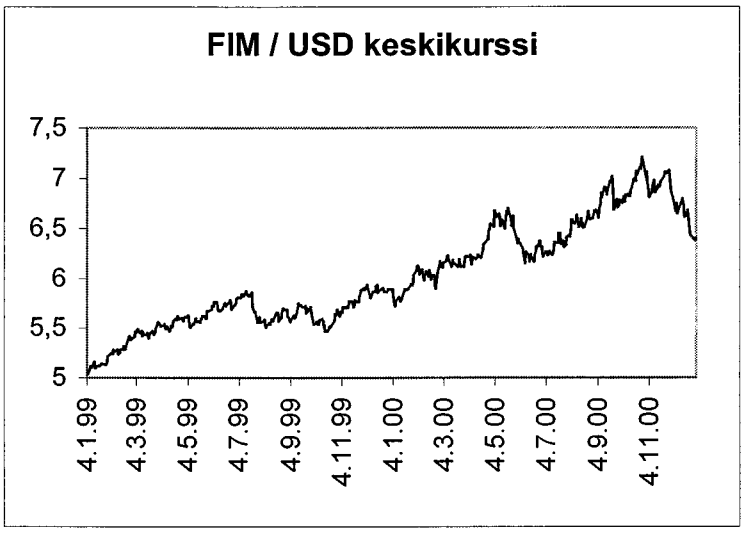
2 METSÄTEOLLISUUSYRITYKSEN MARKKINARISKIT JA NIIDEN HALLINTA

Rahoitusmarkkinoiden markkinariskeillä tarkoitetaan markkinahintojen muutoksien aiheuttamaa epävarmuutta. Metsäteollisuusyrityksen markkinariskille voidaan tehdä vielä jaottelu kolmeen osaan. *Valuuttariski* aiheutuu valuuttojen keskinäisten hintojen vaihteluiden mahdollisuudesta eli valuuttakurssien vaihtelusta, jolloin valuuttamääräisten sitoumusten ja saatavien arvo saattaa muuttua aiheuttaen epävarmuustekijän eli riskin. *Korkoriskillä* tarkoitetaan korkomuutosten aiheuttamaa epävarmuutta yrityksen tuloista ja arvosta. *Hyödykkeen hintariski* syntyy, kun hyödykemarkkinoilla tuotteiden hinnat vaihtelevat ja siten aiheuttavat markkinahintojen vaihtelun. Tutkimuksen tämän osan tarkoitus on hahmottaa käytännössä, mitä markkinariskit aiheuttavat metsäteollisuusyritykselle ja miten näiltä riskeiltä voidaan suojautua. Koska tutkimuksen päätarkoitus on tutkimusongelman mukaisesti etsiä painorakenne VaR-laskentaan, on tämän kappaleen lopullinen tarkoitus löytää

metsäteollisuusyrityksen markkinariskeihin vaikuttavat aikasarjat. Näitä aikasarjoja tullaan myöhemmin käyttämään optimaalisen painorakenteen estimoimiseen.

2.1 Valuuttariski

Valuuttariskien hallinta on monien yritysten menestymisen kannalta välttämätöntä. Jopa yritysten, jotka eivät suoraan tee kauppoja ulkomaan valuutassa, tulisi huomioida valuuttakurssien vaikutus omaan liiketoimintaan kansainvälisen kilpailun kautta. Yrityksen valuuttariski aiheutuu valuuttojen keskinäisten hintojen vaihtelun mahdollisuudesta eli valuuttakurssien vaihtelusta. Valuuttamääräisistä sitoumuksista ja saatavista aiheutuu näin ollen yritykselle merkittävä riski. Kuviosta 1. voi havaita miten Yhdysvaltain dollarin kurssi on kehittynyt 4.1.1999-28.12.2000. Yhden dollarin hinta on vaihdellut kahden vuoden aikana viidestä seitsemään markkaan. Näin suuri vaihtelu yhdessä valuutassa aikaansaa mittavan riskin useille yrityksille.



Kuvio 1. FIM/USD 04/01/1999 - 29/12/2000

Valuuttariskeiltä voi suojautua sekä ns. operatiivisilla - että finanssisuojauksilla. Operatiivisilla suojautumiskeinoilla Kasanen, Lundström, Puttonen ja Veijola (1997, 153-154) tarkoittavat lähtöposition muokkaamista yhtiön sisäisillä toimenpiteellä. Valuuttavirtojen tasapainottamista eli valuuttamääräisten menojen ja tulojen yhteensovittamista voidaan käyttää, jos se on järkevää ja luontevaa. Valuuttavirtojen hajauttamisella yritys pienentää valuutta-aseman kokonaisriskiä myymällä ja ostamalla monessa eri valuutassa, jolloin suojautuminen perustuu laajaan avoimien positioiden

määrään, mikä puolestaan vähentää kaikkien valuuttojen yhtäaikaisen epäedullisen muutoksen todennäköisyyttä. Riski vähenee samalla tavalla kuin sijoitussalkkua diversifioitaessa. Muita mahdollisia operatiivisia suojautumiskeinoja ovat maksurytmin muuttaminen ja laskutusvaluutan valinta.

Finanssisuojaukset voidaan jakaa kahteen päätyyppiin: futuureihin ja termiineihin sekä optiotyyppisiin suojauksiin. Futuuri ja termiini poistavat epävarmuuden kokonaan ilman voitto- ja tappiomahdollisuutta, jos suojaus on täysimääräinen. Optiotyyppisessä suojauksessa taas epävarmuutta vähennetään poistamalla esimerkiksi tappioriski siitä maksettavaa preemiota vastaan. *Valuuttatermiini* on yleisimmin käytetty instrumentti valuuttariskiltä suojautumiseen. Terminoitaessa yritys sitoutuu ostamaan tai myymään tietyn määrän valuuttaa tiettynä päivänä ennalta sovittuun kurssiin. *Valuuttaoptio* antaa haltijalleen (ostaja) oikeuden ostaa tai myydä option kohde-etuutena olevaa valuuttaa määrättyyn kurssiin tietyn ajan kuluessa (amerikkalainen optio), tai tiettynä päivänä (eurooppalainen optio).

Rantalan (1994, 34-35) mukaan suomalaisista teollisuuden toimialoista valuuttakurssimuutos aiheuttaa voimakkaimmat kannattavuusvaikutukset juuri metsäteollisuudessa. Tämä johtuu yhtäältä metsäteollisuuden tuontipanoksen pienuudesta ja toisaalta metsäteollisuuden tuotannon hinnan ja määrän vahvasta joustosta valuuttakurssimuutokseen. Lisäksi valuuttakurssimuutos saa aikaan metsäteollisuudessa voimakkaan välittömän kannattavuusvaikutuksen, joka kestää kauan ainakin paperiteollisuudessa. Metsäteollisuuden herkkyyttä valuuttakurssimuutoksille kuvastavat hyvin Rantalan saamat tuloksen kannattavuuden joustosta valuuttakurssien suhteen. Hänen mukaansa valuuttakurssin muutoksen välitön jousto tunnusluvuissa bruttotoimintaylijäämä/kokonaistuotos on 0.38 ja käyttökate/liikevaihto 0.31 . Luvut kertovat kuinka suuren prosenttiyksiköissä lasketun muutoksen kannattavuusmittareissa aikaansaa valuuttaindeksin yhden prosentin nousu.

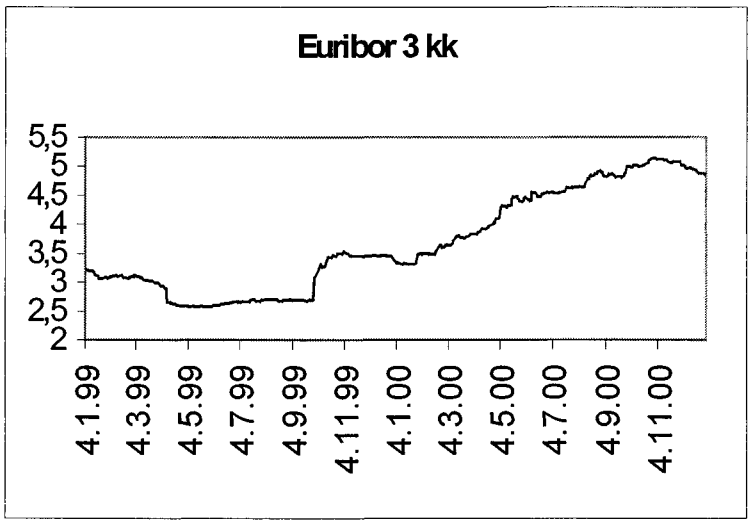
Suomalaisen metsäteollisuuden viennistä suurin osa suuntautuu Eurooppaan, mikä tarkoittaa, että silloin valuuttariskiä ei aiheudu. Euroalueen ulkopuolelle suuntautuvasta viennistä suurin osa muodostuu Yhdysvaltain dollareista tai Englannin punnista. Myös muillakin valuutoilla on merkitystä yritysten viennissä, mutta niiden osuus koko

valuuttavirtapositiosta on vähäinen, minkä takia niitä ei tarkastella tässä tutkimuksessa. (Metsä-Serla, 2000, 39-41) (StoraEnso 2000, 21)

2.2 Korkoriski

Kasasen et al. (1997, 192-195) mukaan korkoriskin tarkastelu voidaan jakaa kahteen osaan sen perusteella, puhutaanko arvoltaan välittömästi korkotasosta riippuvista finanssieristä, kuten korollisista lainoista ja sijoituksista vai korkotason välillisistä vaikutuksista operatiivisen liiketoiminnan tulokseen ja arvoon. Finanssierien korkoriskiä tarkasteltaessa kiinnitetään huomiota korkoperusteeseen ja korkosidonnaisuusaikaan. Korkoperusteella tarkoitetaan tässä viitekorkoa, johon saatavan/velan korkomaksut on sidottu (esim. 12 kk euribor). Korkosidonnaisuusaika tarkoittaa vastaavasti aikaa, jonka kuluttua korkomaksut tarkistetaan. Korkosidonnaisuusaika on siis eri asia kuin instrumenttien maturiteetti. Kiinteäkorkoisella velalla tai sijoituksella korkosidonnaisuusaika on sama kuin sen maturiteetti, kun taas vaihtuvakorkoisella instrumentilla nämä luvut eroavat toisistaan.

Yrityksen korkoriskiä voidaan tarkastella sekä korkovirtariskin että hintariskin näkökulmasta. Yrityksen korkovirta tietyllä periodilla koostuu saatavien ja velkaerien korkotuotoista ja -maksuista. *Korkovirtariski* on näihin maksuihin ja tuottoihin kohdistuva riski muuttua korkotason muuttuessa. Jos yrityksellä on vaihtuvakorkoista lainaa tai korkosidonnaisuusaika on lyhyt, laskevat velanhoitokustannukset korkojen laskiessa ja nousevat korkojen noustessa. Kiinteäkorkoisissa lainoissa ei ole korkovirtariskiä niiden voimassaoloaikana, mutta riski syntyy, kun laina erääntyy ja uusitaan. *Hintariski* syntyy kun saatavan tai velan nykyarvo eli markkina-arvo muuttuu korkotason muuttuessa. Korkoriski voi olla yritykselle hyvinkin todellinen riippuen vieraan pääoman määrästä ja sen takaisinmaksuehdoista. Kuviossa 2. on esitetty kolmen kuukauden euriborin vaihtelu 4.1.1999-28.12.2000. Monille yrityksille korkojen vaihtelu on tarkasteluvälillä aiheuttanut merkittävän riskin.



Kuvio 2. Euribor (3kk) 04/01/1999 - 29/12/2000

Taseen korkoriskiasemaan yritys voi vaikuttaa korkosidonnaisuusajan valinnalla nostaessaan lainoja ja tehdessään sijoituksia. Korkoriskin hallintaan voidaan käyttää myös johdannaisinstrumentteja. *Korkotermiinillä*, joka on sopimus lähitulevaisuudessa tapahtuvan lainan tai sijoituksen koron lukitsemisesta nykyisten markkinakorkojen tasolle, yritys voi suojautua korkotason muutoksilta lyhyellä aikavälillä eli lähinnä kassanhallinnassa. *Obligaatiotermiinissä* kohde-etuutena on pitkä markkinakorko, jolloin se sopii paremmin pitempiaikaiseen suojautumiseen. Korkotermiinit sitovat sekä ostajaa että myyjää. Tämän vuoksi koronnousua vastaan suojautuva "suojautuu" myös mahdollista koron laskua vastaan. Osto-optiosopimus, eli korkojohdannaismarkkinoilla *Cap* (korkokatto), antaa haltijalleen oikeuden, mutta ei velvollisuutta, saada luottoa ennalta määrätyllä korolla. Capin avulla velallinen voi siis suojautua koron nousua vastaan. Myyntioptio eli *Floor* (korkolattia) vastaavasti määrittelee minimikoron, jonka yläpuolella sijoittaman saama korko voi vaihdella. Capin ja Floorin yhdistelmää kutsutaan *Collariksi* (korkokaulus tai -putki). Collar määrittelee sekä ylä että alarajan, joiden väliin korkomuutosten vaikutus voi rajoittua. (Puttonen & Valtonen 1996, 138-147, 168-203)

Suomalaisilla metsäteollisuusyrityksillä on paljon lainaa suhteessa liikevaihtoon, jolloin yritykset altistuvat merkittävälle korkoriskille hintariskin muodossa. Korkoriskin hallinnassa keskeisimpinä valuuttoina voidaan pitää euroa, Yhdysvaltain dollaria ja Englannin puntaa. Yritysten korkosidonnaisuusaika vaihtelee 6-18 kuukauden välillä, vaikka yleinen korkosidonnaisuusaika on 12 kuukautta. (Metsä-Serla, 2000, 40)

(StoraEnso 2000, 22). Metsäteollisuusyritysten korkoriskin luonteen ja valuuttajakauman mukaisesti tärkeimmiksi korkoaikasarjoiksi tätä tutkimusta varten valitaan jokaisen kolmen valuutan mukaiset kolmen kuukauden lyhyet korot sekä viiden ja kymmenen vuoden pitkät korot.

2.3 Hyödykkeen hintariski

Melkein kaikki yritykset altistuvat hyödykkeiden hintariskeille. Riski voi johtua oman tuotteen tai jonkin paljon käytetyn hyödykkeen hinnanvaihtelusta liittyen muutoksiin kilpailutilanteessa tai taloudellisessa ympäristössä. Esimerkiksi sellun ja eri paperilaatujen markkinahintojen muutokset vaikuttavat suoraan suomalaisten metsäyhtiöiden kannattavuuteen. (Jauri 1997 ,82)

Hyödykkeiden hinnat vaihtelevat kansainvälisillä markkinoilla kysynnän ja tarjonnan mukaan aivan kuten rahoitusinstrumenttien hinnat. Useimmille hyödykkeille on myös olemassa tehokkaat johdannaismarkkinat, mikä auttaa suojautumaan hyödykkeiden hintoihin liittyvää riskiä vastaan. Vertaillessaan kuuden hyödykkeen hintoja vuosilta 1960-1989 Vataja (1997, 22) havaitsi, että hintojen välillä oli löydettävissä yhteisintegroituvuutta. Kyseiset hyödykkeet olivat kupari, tina, sinkki, sellu, vehnä ja painopaperi. Tällöin hintojen välillä Vatajan (1997, 23) mukaan voidaan sanoa vallitsevan "yhden hinnan laki". Tämä helpottaa hyödykkeiden hintojen ennustamista ja seuraamista eli hyödykkeiden hinnat eivät ole riippumattomia vallitsevasta taloudellisesta ympäristöstä. Koska hyödykkeiden hinnat ovat yhteydessä reaalimaailmaan ja siten myös rahoitusmarkkinoihin, voidaan tässä tutkimuksessa hyödykkeenhinta ottaa mukaan painorakenteen estimoimiseen.

Suomen paperi- ja massateollisuuden viennin arvo vuonna 1999 oli 66,2 Mrd. mk, josta paperituotteiden osuus oli kaksi kolmasosaa (Metsäteollisuus 2000, 27). Sellun rooli metsäteollisuudelle ei siten vaikuta olevan kovin merkittävä, mutta jos huomioidaan, että suurin osa sellun tuotannosta käytetään metsäteollisuusyritysten omilla paperitehtailla tuotannossa raaka-aineena, on sen merkitys huomattava. Sellu, jota ei käytetä integroituneiden tehtaiden tai yhtiöiden sisäisten myyntien kautta, myydään joko pitkäaikaisille asiakkaille tai avoimilla globaaleilla markkinoilla kenelle tahansa

halukkaalle ostajalle. Maailmanlaajuisesta sellutuotannosta 20 % myydään avoimilla markkinoilla, mikä tarkoittaa 35 000 000 tonnia vuosittain (Pulpex 2000 , 9). Tässä tutkimuksessa tarkastellaan juuri sellun hintaa, koska päivittäinen markkinahinta on saatavilla hyvin toimivilta markkinoilta. Lisäksi muiden paperituotteiden hinnat ovat läheisessä yhteydessä sellun hintaan, koska sellua käytetään muiden tuotteiden raaka-aineena, jolloin sellun hinnanmuutokset siirtyvät myös muiden tuotteiden hintoihin. Näin ollen sellun hintaa voidaan käyttää approksimaationa siitä, kuinka paperituotteiden hinnat ja rahoitusmarkkinainstrumenttien tuotot korreloivat.

Kuvio 3. Sellun hinta dollareissa Pulpexissa tarkasteluajalla 04/01/1999 -29/12/2000

Sellun hinta vaihtelee rajusti, minkä voi huomata kuviossa 3 olevasta sellun hintaa esittävästä kuviosta. Tämän takia useiden muiden maailmanlaajuisesti tärkeiden hyödykkeiden tapaan myös sellulle on muodostuneet toimivat johdannaismarkkinat.

Pulpex on kansainvälinen metsätuotteiden pörssi, joka sijaitsee Lontoossa. Sen kautta on mahdollista käydä kauppaa optioilla ja futuureilla, joiden kohde-etuutena on sellu, tarkemmin sellulaatu NBSK (NBSK = Northern Bleached Doftwood Kraft).

Pulpexin hinta on nettohinta (hinta alennusten jälkeen) eli se heijastaa mitä ostajat maksavat NBSK sellusta suoraan varastosta noudettuna Pohjois-Euroopasta (Pulpex 2000, 9). Koska tämän tutkimuksen tarkoitus on käyttää sellun hintaa ainoastaan rahoitusmarkkinoiden tuottojen ja paperituotteiden hintojen korrelaation selvittämiseen, voidaan Pulpexin hintaa pitää riittävänä arviona sellun hinnasta.

3 VALUE AT RISK JA SEN SOVELTAMINEN YRITYKSEEN

Value-at-Risk (VaR) on yhdellä luvulla ilmaistu mittari portfolion mahdollisesta tappiosta; VaR on menetelmä, jolla voidaan mitata markkinariskiä. Menetelmässä ennustetaan epävarmuuden määrää, sillä ei pyritä ennustamaan mitä markkinoilla tulee tapahtumaan. VaR-analyysin taustalla on tilastotieteellinen malli rahoitusmarkkinoista. Markkinariskin mittausta varten kerätään markkinahintojen noteerauksia, ja niiden avulla pyritään arvioimaan salkkuun sisältyvää riskiä. Käytännössä erilaisia VaR-malleja voidaan luokitella sen mukaan, millaisia oletuksia ne tekevät markkinamuuttujien takana olevasta tilastollisesta mallista. Eri VaR-menetelmät ovat delta-normaali, historiallinen simulointi ja Monte Carlo -simulointi. (Linsmeier & Pearson 2000, 47)

Markkinoitten epävarmuutta kuvataan eri markkinahintojen avulla: VaR-malli laskee arvonmuutoksia, kun valitut riskitekijät vaihtelevat tilastollisen mallin mukaan. Nämä potentiaaliset muutokset tulevat kuvatuiksi salkun arvon jakaumalla. Jakauma kertoo sen todennäköisyyden, millä kuhunkin yksittäiseen hintanoteeraukseen voidaan päätyä. (Jauri 1997, 17-18). Sekä Jorionin (1997, 19) ja Jaurin (1997, 18) mukaan VaR voidaan määritellä näin:

VaR kertoo odotetun suurimman tappion (tai pahimman tappion) tietylle aikahorisontille annetulla luottamustasolla.

Menetelmän etu on sen yksinkertaisuudessa: markkinariski voidaan ilmaista yhtenä tunnuslukuna. On tärkeää huomata, että menetelmä soveltuu normaaliin markkinatilanteeseen ja että VaR perustuu useisiin oletuksiin, joista harvat pitävät paikkansa, tärkeimpänä uskomus historiallisen datan kyvystä kuvata tulevaa ja siten uskomus historian toistumisesta myös tulevaisuudessa. (Linsmeier & Pearson 2000, 42)

3.1 VaR-mallien lähtökohdat ja mallin muodostaminen

VaR-luvun laskemisessa tarvitsee tietää kaksi tärkeää tekijää: aikahorisontti ja luottamustaso. Aikahorisontti riippuu portfolion luonteesta ja se määritellään instrumenttien likvidiyden perusteella eli aikahorisontti on sitä lyhyempi mitä nopeammin instrumentit on muutettavissa rahaksi. Jorionin (1997, 20-21) mukaan optimaalinen aikahorisontti on sellainen, jolla koko positio on mahdollista likvidoida. Pankin aikahorisonttina voidaan portfolion nopean kierron ansiosta käyttää yhtä päivää, mutta yritykselle horisontin on pitkäaikaisten investointien johdosta pitempi. Laskelmissa käytettävä luottamustaso riippuu riskien sietokyvystä. Yleisesti käytetty luottamustaso on 99 %, mutta taso voi vaihdella edellä mainitun ja 95 % välillä. RiskMetricsin suositus luottamustasolle on 95%.

VaR-mallien muodostamisessa on kaksi pääkohtaa: oman salkun instrumenttien hintojen mallintaminen ja niihin vaikuttavien taustatekijöiden vaihtelevuuden estimoiminen. Yleisesti oletetaan taustatekijöiden vaihtelevuuden noudattavan jotakin tilastollista jakaumaa, esim. normaalijakaumaa ja poikkeamat tästä ovat sattuman seurausta tai sitten ne eivät noudata mitään tunnettua jakaumaa. Jos oletetaan normaalijakautuneisuus, keskitytään markkinadatan käsittelyssä jakauman parametrien estimointiin, mikä normaalijakauman tapauksessa tarkoittaa keskiarvon, volatiliteetin (keskihajonnan) ja useamman riskitekijän tapauksessa myös niiden korrelaatioiden estimointia.

Seuraavaksi esitetään VaR:in laskeminen yleiselle ja parametriselle ja yleiselle jakaumalle kuten Jorion (1997 87-91) ne esittää.

3.1.1 VaR yleiselle jakaumalle

Portfolion VaR:in laskemiseksi määritellään W_0 alkuperäiseksi investoinniksi ja R tuottoprosentiksi. Portfolion arvo tarkasteltavan aikahorisontin lopussa on $W = W_0 (1+R)$. Tuottojen R odotusarvo ja keskihajonta ovat μ ja σ. Kun W^* määritellään pahimmaksi mahdolliseksi portfolion arvoksi halutulla luottamustasolla c, saadaan $W^* = W_0 (1+R^*)$. VaR määritellään W^*:n poikkeamaksi odotusarvosta

$$VaR = E(W) - W^* = - W_0 (R^* - \mu) \quad (1)$$

Vaihtoehtoisesti VaR voidaan määritellä myös absoluuttiseksi tappioksi

$$VaR = W_0 - W^* = - W_0 R^* \quad (2)$$

Molemmissa tapauksissa VaR:in laskeminen perustuu W* :n tai sitä vastaavan tuoton R*:n löytämiseen.

Yleisessä muodossa VaR voidaan johtaa tulevan portfolion arvojen *f(w)* todennäköisyysjakaumasta. Luottamustasolla c halutaan löytää pahin mahdollinen toteuma W* niin, että todennäköisyys tämän arvon ylittymiselle on c

$$c = \int_{W^*}^{\infty} f(w)dw \quad (3)$$

tai, että todennäköisyys W^*:tä alemmalle arvolle $p = P(w \leq W^*)$ on 1-c

$$1 - c = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)dw = P(w \leq W^*) = p \quad (4)$$

Toisin sanoen alueen -∞:stä W^*:hen summan täytyy olla p=1-c, esim 5 %. Tämä specifikaatio käy kaikille jakaumille diskreeteille ja jatkuville.

3.1.2 VaR parametriselle jakaumalle

VaR:in laskeminen helpottuu huomattavasti, jos jakauma on normaalisti jakautunut. Tässä tapauksessa VaR voidaan johtaa suoraan portfolion keskihajonnasta. Tätä tapaa voidaan kutsua myös parametriseksi, koska se sisältää parametrien (tässä tapauksessa odotusarvon ja keskihajonnan) estimoinnin.

Yleinen jakauma *f(w)* muutetaan standardoiduksi normaalijakaumaksi $\Phi(\in)$, missä $\in \sim (0,1)$. Yleensä R^* on negatiivinen ja se voidaan kirjoittaa myös muodossa $-|R^*|$. Asetetaan

$$-\alpha = \frac{-|R^*| - \mu}{\sigma} \tag{5}$$

missä

α = standardoidun normaalijakauman kertymäpiste.

Standardoinnin jälkeen on voimassa

$$1 - c = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)dw = \int_{-\infty}^{-|R^*|} f(r)dr = \int_{-\infty}^{-\alpha} \phi(\in)d \tag{6}$$

missä

$\phi(\in) = \in$:n tiheysfunktio.

Yhtälöstä 5 saadaan

$$W^* = -\alpha\sigma + \mu \tag{7}$$

Sijoittamalla 7 yhtälöön 1 saadaan haluttua luottamustasoa vastaava VaR

$$VaR = W_0 \alpha\sigma \tag{8}$$

VaRin määrittämiseksi etsitään standardoidun normaalijakauman kertymäfunktion todennäköisyyttä 1-c vastaava kertymäpiste, α. Tämän löytämiseksi käytetään taulukoita standardoidun normaalijakauman arvoista. Vaihtoehtoisesti yhtälö 7 voitaisiin sijoittaa yhtälöön 2. Yhtälö 8 vaikuttaa kuitenkin normaalijakauman ollessa kyseessä olevan dominoiva tapa laskea VaR.

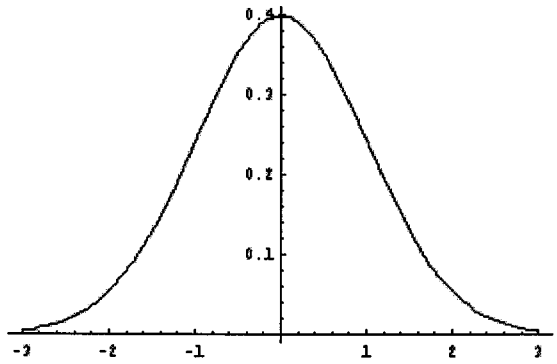
3.1.3 Parametrisen jakauman tilastollisia ominaisuuksia

Markkinoiden hintanoteerausten ajatellaan olevan jonkinlaisten satunnaismuuttujien saamia arvoja. Riskienhallinnassa oletetaan yleensä, että hyödykkeiden hinnat, valuuttakurssit ja korot ovat kaikki jatkuvia satunnaismuuttujia, koska teoreettisessa mielessä jatkuva-aikaisia muuttujia on helpompi käsitellä. Käytännössä instrumenteille voidaan tietenkin havaita vain diskreettejä noteerauksia.

Riskiä tarkastellaan yleensä todennäköisyysjakaumilla ja riskiä mitataan varianssilla tai keskihajonnalla eli sijoituskohteen tuoton muutoksella heilahtelulla odotusarvonsa ympärillä. Yleisin rahoitusteoriassa käytetty todennäköisyysjakauma on normaalijakauma. Normaalijakauman tiheysfunktio on

$$f(x) = \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right]} \tag{9}$$

ja jakauman parametrit ovat odotusarvo μ, joka kertoo jakauman sijainnin sekä varianssi σ^2, joka mittaa hajontaa. Normaalijakauma normeerataan usein kuitenkin nollakeskiarvoisen ja yhden yksikön varianssin standardoiduksi normaalijakaumaksi *N(0,1)*.



Kuvio 4. Normaalijakauma *N(0,1)*

Oletettaessa tuottojen noudattavan normaalijakaumaan, käytetään riskin mittauksessa tuottojen keskihajontaa (Megginson 1997, 97-99). Monesta instrumentista koostuvan portfolion tuotto voidaan laskea kaavasta

$$E(R_p) = \mu_p = \sum_{i=1}^{N} w_i \mu_i \tag{10}$$

ja varianssi

$$V(R_p) = \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^{N} w_i \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1, j \neq i}^{N} w_i w_j \sigma_{ij} \tag{11}$$

Instrumenttien määrän kasvaessa, on helpompaa käyttää matriisimerkintää.

$$\sigma_p^2 = [w_1 \ldots w_n] \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \vdots & & & & \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \sigma_{N3} & \cdots & \sigma_N^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \\ \vdots \\ w_N \end{bmatrix} \tag{12}$$

Jos määritellään $\sum$ kovarianssimatriisiksi, voidaan portfolion varianssi kirjoittaa

$$\sigma_p^2 = w' \sum w \tag{13}$$

Käytettäessä parametristä VaR-menetelmää, on tärkeä vaihe kovarianssimatriisin estimoiminen. Tarkemmin estimointia käsitellään kohdassa 3.4. Kovarianssimatriisille on joitakin matemaattisia vaatimuksia. Vaatimus kovarianssimatriisin validisuudelle on, että se positiivisesti definitti. Matemaattisesti tämä tarkoittaa, että kovarianssimatriisin kaikki pääminorit ovat positiivisia (Ks. mm. Chiang 1984, 319-325)

Oletus tuottojen normaalijakautuneisuudesta ei välttämättä pidä paikkaansa; useissa tutkimuksissa on tuottojen olevan sekä vinoja että paksuhäntäisiä, jolloin ääriarvoja esiintyy normaalia enemmän. Tuottojen normaalijakautuneisuuden voi helposti selvittää kahdella yksinkertaisella tunnusluvulla, vinoudella ja huipukkuudella.

Tuottojen vinous (skewness)

$$\gamma = \frac{E\left[(r_t - \mu)^3\right]}{\sigma^3} \tag{14}$$

on termi, jolla kuvataan todennäköisyysjakauman vasemmalle tai oikealle ulottuvaa pitkänomaista häntää. Toisin sanoen, tuottojakauma on epäsymmetrinen. Normaalijakaumalla vinousarvo on nolla.

Tuottojen huipukkuus (kurtosis)

$$\delta = \frac{E\left[(r_t - \mu)^4\right]}{\sigma^4} \tag{15}$$

on puolestaan termi, jolla kuvataan jakauman havaintojen keskittymistä keskiarvon ympärille. Normaalijakauman K -arvo on 3 ja se tunnetaan termillä mesokurtic. Niitä todennäköisyysjakaumia, joiden k -arvo on <3 sanotaan paksu- tai lyhythäntäisiksi (platykurtic), jolloin havaintojen jakauma keskiarvon ympärillä on tasaisempi eli voimakasta huipukkuutta ei ole havaittavissa. Tällöin VaR tuottaa normaalia suurempia tappiolukemia. Vastaavasti jos K -arvo on > 3 on kyseessä ohut- tai pitkähäntäiset (leptokurtic) jakaumat, jolloin jakauman arvoista suurin osa on keskiarvon ympärillä, eli jakauma on selkeästi huipukas. Tuottojakauman ollessa huipukas, ei ole todennäköistä, että VaR-luku saisi tavallista suurempia arvoja. (Gujarati 1995 769-771)

Tuottojen jakaumia on talousteoriassa tutkittu runsaasti. Meggison (1997,119) toteaa Faman (1965) tutkimusten perusteella, että tuotot voidaan parhaiten kuvata stable Paretian -jakaumalla, joka on normaalijakauman kaltainen, mutta siinä on paksummat hännät ja se ei ole huipukas. Toisaalta Blattbergin ja Gonedesin (1974, 276) mukaan Studentin jakauma olisi paras tuottojakauman kuvaaja, koska se on symmetrinen, paksuhäntäinen ja latteahuippuinen. Lisäksi Konin (1984) osaketuottojen mallittamista käsittelevä tutkimus päättelee normaalijakaumien sekoituksen tuottavan paremman tuottojen kuvaajan kuin mikään jakaumamalli yksin.

Kansainvälisissä tutkimuksissa dollarikurssin käyttäytymisestä on yleisesti tultu tulokseen, että näiden kurssien muutoksien empiirisillä jakaumilla on korkeammat huiput ja paksummat hännät kuin vastaavalla normaalijakaumalla (Boothe & Glassman,

1987). Näille poikkeamille on esitetty kaksi kilpailevaa hypoteesia. Toisen hypoteesin mukaan havainnot ovat riippumattomia ja peräisin vakioparametrisesta jakaumasta, jolla on paksut hännät. Jakauman generoivalle stokastiselle prosessille on siten ominaista, että suuremmat poikkeamat keskiarvosta, jotka teoreettisessa jakaumassa ovat harvinaisia, esiintyvät tässä jakaumassa suuremmalla todennäköisyydellä. Toisen hypoteesin mukaan havainnot ovat säännöllisestä normaalijakaumasta, mutta parametrit eivät ole ajassa vakioita (Ahlsted 1995, 8). Varsinkin kansainvälisissä tutkimuksissa on saatu tukea jälkimmäiselle hypoteesille. (Friedman & Vandersteel 1982, Hsieh 1988).

Ahlstedin (1995, 32) mukaan korkojen jakaumat poikkeavat normaalijakaumasta hiukan enemmän kuin valuuttakurssien. Molemmille ryhmille kuitenkin pätee, että empiiriset jakaumat ovat huipukkaammat ja paksuhäntäisemmät kuin teoreettinen jakauma. Edelleen Ahlstedin (1995) mukaan GARCH ei sovellu kaikkien muuttujien empiiristen jakaumien kuvaamiseen, minkä takia jatkuvassa käytössä olevassa riskienhallintakehikossa voidaan käyttää kiinteäparametristä normaalijakaumaoletusta.

3.2 Monte Carlo -simulointi

RiskMetricsin VaR-laskenta voidaan toteuttaa Monte Carlo -simuloinnilla. Siksi tässä tutkimuksessa tullaan käyttämään VaR-menetelmistä ainoastaan Monte Carlo - simulointia, minkä takia se esitellään muita menetelmiä tarkemmin.

3.2.1 Monte Carlo -simulointi ja yleistä muista menetelmistä

Historiallinen aikasarja on yksi ainoa realisaatio periaatteessa miljoonista muista mahdollisista. Tilastotieteelliset menetelmät auttavat arvioimaan minkälainen taustalla oleva, meille tuntematon todennäköisyysjakauma on. Tältä pohjalta voidaan toteuttaa Monte Carlo -simulointi. Stokastinen simulointi on saanut nimekseen Monte Carlo - simuloinnin - siinä käytetään pohjana satunnaislukuja samalla tavalla kuin ruletissa. Menetelmän perusidea on, ettei luoteta historiallisen tiedon kurssisarjojen muodossa edustavan markkinoiden toimintaa, vaan halutaan muilla tavoilla luoda täydellisempi kuva muuttujien jakaumasta. Tällöin on välttämätöntä olettaa kurssihavaintojen noudattavan jotakin tilastollista jakaumaa tai niiden yhdistelmää. Yksinkertaisuudessaan

Monte Carlo -simuloinnissa ensin valitaan jakauma, jonka uskotaan riittävän tarkasti kuvaavan markkinamuutoksia. Seuraavaksi jollakin satunnaislukuja tuottavalla generaattorilla simuloidaan tuhansia mahdollisia muutoksia riskifaktoreissa, joiden perusteella voidaan laskea muutosten vaikutukset portfolion arvoon. Näistä tappioista tai voitoista muodostetaan jakauma, josta voidaan laskea VaR-luku.

Usein oletetaan markkinoiden tuottojen olevan multinormaalijakautunut. Markkinahistoria voidaan tiivistää kovarianssimatriisiin, jonka voi estimoida sopivaksi katsomallaan tavalla. Menetelmää on mahdollista modifioida paremman ennustustarkkuuden saavuttamiseksi juuri kovarianssimatriisin estimointimenetelmiä vaihtamalla. Yksinkertaista liukuvaa keskiarvoa parempina estimointimenetelminä voidaan pitää mm. EWMA:a ja GARCH:ia. Lisäksi oletusta alla olevan jakauman muodosta voidaan vaihtaa olettamalla tuottojen noudattavan esimerkiksi Studentin t-jakaumaa. Keskiarvovektoriksi voidaan valita simulointihorisontin mukainen kurssiodotus, joka voidaan estimoida esimerkiksi termiinikursseista. Usein käytetty oletus on, että päivittäiset tuotot noudattavat geometrista Brownin liikettä, jolloin odotettu tuotto on nolla. Jos tämän oletuksen uskotaan pitävän paikkansa, voidaan kurssiodotuksena pitää tämän päivän hintaa. On tietenkin tilastotieteellinen ongelma testata, onko tämä oletus paikkansapitävä. (Lawrence 1995, 27)

Monte Carlo -mallissa käytetään full valuation tekniikkaa. Toteutus on useimmille instrumenteille varsin suoraviivaista. Ongelmia voi aiheutua tietokoneiden suorituskykyvaatimuksista, sillä 10 000 simulaatiokierrosta käytettäessä on jokainen instrumentti hinnoiteltava 10 000 kertaa. Monte Carlo -menetelmän kriittinen piirre onkin juuri hinnoittelumallien läpilaskentaan kuluva aika. Monte Carlo -menetelmässä saadaan erittäin hyvä kuva jakauman sisällöstä, sillä 10 000 havainnon avulla voidaan tuottaa luotettava kuva salkun todellisesta jakaumasta, ja on mahdollista saada tietoa myös jakauman hännästä 1%:n VaR tason takana (Jauri, 1997 s. 200-205).

Delta-normaali menetelmässä oletetaan aina, että tuotot ovat jakautuneet normaalisti. Kun riskifaktorit oletetaan normaalijakautuneiksi ja portfolion hinnoittelu tehdään lineaarisesti, on koko portfolion arvo normaalijakautunut. Historiallisesta aineistosta lasketaan taustatekijöiden tuottojen varianssiestimaatit ja korrelaatiot eri taustatekijöiden tuottojen välille aivan kuten MC simuloinnissa (Linsmeier & Pearson

2000, 53). Lähestymistapa perustuu VaR-luvun analyyttiseen ratkaisemiseen ja tämän vuoksi instrumenttien hinnoittelu on toteutettava 1. asteen Taylor-approksimaatiolla. Menetelmässä on kolme perusongelmaa: ensimmäiseksi, se huomioi huonosti äkilliset ja suuret markkinamuutokset. Toiseksi, rahoitustuottojen jakaumat eivät välttämättä ole symmetrisiä ja niiden hännät voivat olla paksumpia kuin normaalijakaumassa. Tämä "fat tails" -ongelma aiheuttaa epätarkkuutta VaR-lukuun, koska VaR keskittyy jakauman reuna-alueille. Empiiriset jakaumat ovat myös normaalijakaumaa huipukkaampia eli tuottojakauman huippu on korkeampi ja kapeampi kuin normaalijakaumassa. Kolmanneksi, menetelmä ei sovellu epälineaaristen instrumenttien kuten optioiden riskin mittaamiseen.

Menetelmää voidaan muuttaa: Delta-gamma menetelmä poistaa delta-normaalin menetelmän kyvyttömyyden optioiden riskin mittaamiseen. Menetelmässä optioiden hinnoittelumalli korvataan summalla kahdesta termistä: kertoimella, joka vastaa positiota alla olevasta muuttujasta (delta) ja neliöisellä termillä, joka korjaa mallin lähemmäksi todellista hinnoittelumallia (gamma). Tällaista tekniikkaa kutsutaan matematiikassa toisen kertaluvun Taylor-kehitelmäksi. Kehitelmän ominaisuuksiin kuuluu, että se on tarkka hyvin pienille arvonmuutoksille ja approksimaatiovirhe kasvaa kun muutokset ovat suurempia. Delta-gamma -menetelmä antaa paremman kuvan salkun sisällöstä kuin delta-menetelmä, erityisesti mitattaessa riskiä lyhyellä aikavälillä. Se voi antaa vääriä tuloksia silloin kun salkussa on useita optiosopimuksia, joiden seurauksena salkun hinta ei ole monotonisesti kasvava tai vähenevä. Käyttäjän kannalta on hankalaa, ettei ole helppoa tapaa saada selville kuinka hyvin delta-gamma -menetelmä sopii jonkin käsillä olevan salkun analysointiin. (RiskMetrics 1996, 12-14,227-228)

Historiallinen simulaatio on Monte Carloa helpompi toteuttaa: vanhaa markkinadataa käytetään uudestaan simuloitaessa tulevien tuottojen muutoksia. Tämän ansiosta instrumenttien epälineaarisuudet tulevat huomioitua. Kyseenalaiseksi menetelmän tekee sen oletus historian kyvystä ennustaa tulevaisuutta. Kaikki tarvittava informaatio saadaan päivittäisistä tuotoista, eikä volatiliteetteja ja korrelaatioita tarvitse erikseen estimoida. Historiallisessa simuloinnissa käytetään myös full valuation -hinnoittelua, jossa kaikki instrumentit hinnoitellaan todellisilla hinnoittelukaavoilla. Historiallinen simulointi ei vaadi rajoittavia oletuksia normaalisuudesta eikä myöskään

hinnoittelumallin lineaarisuudesta kuten delta-normaali -lähestymistapa. Lisäksi menetelmän vahvuutena voidaan pitää sitä, että todellinen empiirinen jakauma tulee täsmällisesti toistettua ilman minkäänlaista modifikaatiota. Toisaalta tämä on myös menetelmän heikkouskin, sillä toteutunut kurssihistoria on vain yksi realisaatio äärettömän monesta mahdollisesta, eikä sinänsä kuvaa sitä mitä tulevaisuudessa voi tapahtua, ainoastaan mitä on tapahtunut. (Jorion 1996, 193-196)

3.2.2 Monte Carlo -simuloinnin toteutus

Monte Carlo -simuloinnin käytännön toteutus on viisivaiheinen (Jorion 1997, 239):

1. Valitaan stokastinen prosessi ja parametrit muuttujille
2. Tulevien hintojen laskemiseksi generoidaan standardoidut normaalisti jakautuneet muuttujat $\varepsilon_1, \varepsilon_2, ..., \varepsilon_n$ huomioimalla muuttujien väliset korrelaatiot
3. Lasketaan muuttujien hinnat $S_1, S_2, ..., S_n$
4. Lasketaan portfolion arvo
5. Prosessi toistetaan esimerkiksi 10 000 kertaa, minkä jälkeen saaduista tuloksista saadaan arvojen jakauma, jota voidaan käyttää VaR laskentaan.

Useimmat rahoitusmuuttujat seuraavat tunnetusti jotakin stokastista prosessia (Liu & Lu 1998, 227). Tämän perusteella voidaan perustellusti kohdan 1 mukaisesti on ensin valittava stokastinen malli kuvaamaan markkinahintojen käyttäytymistä. Yleisesti käytetty malli on *geometrinen Brownin liike* (geometric Brownian motion, GBM), joka pohjautuu pitkälti optioiden hinnoitteluteoriaan. Kyseessä on jatkuva-aikainen prosessi, jolla on kolme tärkeää ominaisuutta. Ensimmäiseksi, prosessin tulevien arvojen todennäköisyysjakauma riippuu ainoastaan nykyisistä arvoista. Historialliset havainnot ja/tai jokin uusi tieto ovat irrelevantteja. Täten nykyinen arvo on paras ennuste tulevalle arvolle. Toiseksi, prosessin muutoksen todennäköisyysjakauma millä tahansa aikavälillä on riippumaton mistä tahansa muusta aikavälistä. Kolmanneksi, muutokset prosessissa millä tahansa äärellisellä horisontilla ovat jakautuneet normaalisti. (Jorion 1997, 232-233)

Wiener prosessia *z(t)* (Brownin liikettä) seuraavan muuttujan *z* muuttumista voidaan kuvata seuraavalla tavalla. Jos Δz on muutos pienellä aikavälillä Δt, täytyy sen täyttää seuraavat kaksi ehtoa: ensimmäiseksi, Δz riippuu Δt :sta seuraavalla tavalla

$$\Delta z = \varepsilon\sqrt{\Delta t} \tag{16}$$

missä ε on satunnaismuuttuja, joka noudattaa standardoitua normaalijakaumaa, *N(0,1)* (Lawrence 1995,27). Toiseksi, satunnaismuuttuja ε ei ole ajassa korreloitunut eli arvot Δz kahdelta eri väliltä ovat toisistaan riippumattomia. Jos kasvatetaan *z*:n arvoa jollakin äärellisellä aikavälillä *T*, voidaan se aikaväli jakaa *n* kpl pienempiin osiin pituudeltaan Δt, jolloin $n = T / \Delta t$. Tällöin muutos *z*:ssa em. aikavälillä on

$$z(T) - z(0) = \sum_{i=1}^{N} \varepsilon_i \sqrt{\Delta t} \tag{17}$$

missä ε_i (i=1,2,...,N) ovat satunnaislukuja standardoidusta normaalijakaumasta. Koska arvot ε_i ovat riippumattomia toisistaan, voidaan soveltaa keskeisen raja-arvon lauseketta tarkoittaen, että *z(T) - z(0)* on normaalisti jakautunut keskiarvolla nolla ja varianssilla $N = T$. Tästä seuraa, että Δz riippuu $\sqrt{\Delta t}$:stä eikä Δt :stä. Tämä on tärkeää, koska nyt muutoksen varianssi prosessissa kasvaa lineaarisesti aikahorisontin kanssa. Kun $\Delta t \to 0$, voidaan kasvu Wiener prosessissa Δz esittää

$$dz = \varepsilon_t \sqrt{dt} \tag{18}$$

Käytännössä, kun prosessissa kasvu on pieni voidaan *dt* approksimoida diskreettejä muutoksia kooltaan Δt. Tulevat hinnat voidaan simuloida

$$\Delta S_t = S_{t-1}\left(\mu\Delta t + \sigma\varepsilon\sqrt{\Delta t}\right) \tag{19}$$

Tai yksinkertaisesti ilman parametriä $\mu\Delta t$ seuraavalla tavalla

$$\Delta S_t = S_{t-1}\sigma\varepsilon\sqrt{\Delta t} \tag{20}$$

Standardoitujen normaalisti jakautuneiden muuttujien laskemiseksi tarvitaan satunnaislukugeneraattori, joka tuottaa satunnaislukuja (x) tasaiselta jakaumalta väliltä [0,1]. Satunnaisluku muutetaan halutuksi jakauman mukaiseksi käänteisen kertymäfunktion (cumulative probability distribution function, pdf) avulla, joka määritelmänsä mukaisesti on aina arvojen 0 ja 1 välillä. Saadakseen standardoidut normaalisti jakautuneet muuttujat y, on laskettava $y = N^{-1}(x)$. (Jorion 1997, 236)

Satunnaisluvut muutetaan vastaamaan annettua kovarianssirakennetta ja korrelaatiomatriisia. Multinormaalijakauman tapauksessa tarkoituksena on generoida n kappaletta tasajakautuneita riippumattomia satunnaislukuja sitten yhdistää nämä luvut, jolloin saadaan halutut korrelaatiot n x n kokoisesta korrelaatiomatriisista Λ. Menetelmä on kolmivaiheinen:

1. Tehdään Choleskin hajotelma korrelaatiomatriisille Λ
2. Generoidaan n x 1 vektori η riippumattomia normaalijakautuneita satunnaislukuja. Toisin sanoen $V(\eta) = I$, missä I identiteettimatriisi, jonka arvot ovat diagonaalilla
3. Muodostetaan vektori $\varepsilon = A\eta$

Choleskin hajotelman tekeminen esitellään nyt yksityiskohtaisesti seuraavia lähteitä (RiskMetrics 1996, 253-255 ja Kregszig 1992, 981-984) soveltaen. Simuloitaessa multinormaalijakaumalle normaalijakautuneita satunnaislukuja kovarianssimatriisista $\sum$ täytyy luoda matriisi A, joka määrittää itsensä ja transpoosinsa kanssa kovarianssimatriisin

$$\sum = A^T A \tag{21}$$

Tätä kutsutaan Choleskin menetelmäksi ja sen edellytykset ovat symmetrinen ja positiivisesti definiitti matriisi ($\sum = \sum^T, x^T \sum x > 0$ kaikille $x \neq 0$).

Tehdään seuraavat määritelmät

$$\Sigma = \begin{bmatrix} s_{11} & s_{12} & s_{13} \\ s_{21} & s_{22} & s_{32} \\ s_{31} & s_{32} & s_{33} \end{bmatrix} \quad A^T = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} & a_{31} \\ 0 & a_{22} & a_{32} \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \tag{22}$$

minkä jälkeen voidaan kirjoittaa

$$\begin{bmatrix} s_{11} & s_{12} & s_{13} \\ s_{21} & s_{22} & s_{32} \\ s_{31} & s_{32} & s_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} & a_{31} \\ 0 & a_{22} & a_{32} \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \tag{23}$$

mikä on edelleen yhtäpitävä

$$\begin{bmatrix} s_{11} & s_{12} & s_{13} \\ s_{21} & s_{22} & s_{32} \\ s_{31} & s_{32} & s_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^2 & a_{11}a_{21} & a_{11}a_{31} \\ a_{11}a_{21} & a_{21}^2 + a_{22}^2 & a_{21}a_{31} + a_{32}a_{22} \\ a_{11}a_{31} & a_{21}a_{31} + a_{32}a_{22} & a_{31}^2 + a_{32}^2 + a_{33}^2 \end{bmatrix} \tag{24}$$

Nyt Σ:n elementit voidaan ratkaista $a_{i,j}$ elementit matriisille A. Tämä tapahtuu rekursiivisesti seuraavasti

$$s_{11} = a_{11}^2 \Rightarrow a_{11} = \sqrt{s_{11}} \tag{25}$$

$$s_{21} = a_{11}a_{21} \Rightarrow a_{21} = \frac{s_{21}}{a_{11}} \tag{26}$$

$$s_{22} = a_{21}^2 + a_{22}^2 \Rightarrow a_{22} = \sqrt{s_{22} - a_{21}^2} \tag{27}$$

$$s_{31} = a_{11}a_{31} \Rightarrow a_{31} = \frac{s_{31}}{a_{11}} \tag{28}$$

$$s_{32} = a_{21}a_{31} + a_{32}a_{22} \Rightarrow a_{32} = \frac{1}{a_{22}}\left(s_{32} - a_{21}a_{31}\right) \tag{29}$$

$$s_{33} = a_{11}^2 + a_{22}^2 + a_{33}^2 \Rightarrow a_{33} = \sqrt{a_{33} - a_{11}^2 - a_{22}^2} \tag{30}$$

Olkoon i ja j indeksit riville ja sarakkeelle N x N matriisille. Tällöin A:n elementit voidaan ratkaista seuraavasti

$$a_{ii} = \left(s_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1} a_{ik}^2 \right)^{1/2} \tag{31}$$

ja

$$a_{ij} = \frac{1}{a_{ii}}\left(s_{ij} - \sum_{k=1}^{i-1} a_{ik} a_{jk}\right)^{1/2} \qquad j = i+1, i+2, \ldots, N \tag{32}$$

Kaikki edellä ollut voidaan kirjoittaa selvemmin ε :n korrelaatiomatriisin mukaisesti :

$$V(\varepsilon) = E(\varepsilon\varepsilon') = E(A\eta\eta' A') = AE(\eta\eta') = AIA'AA' = \Lambda \tag{33}$$

Wiener prosessia voidaan käyttää generoitaessa mahdollisia polkuja valuuttakursseille ja hyödykkeiden hinnoille käyttäen spot hintaa S_{t-1} kaavassa (20).

3.2.3 Menetelmien vertailu

Eri Value-at-Risk menetelmien selkeimmät eroavaisuudet on koottu alla olevaan taulukkoon. RiskMetricsin metodologia on Monte Carlo -simuloinnin kaltainen, mutta siinä oletuksena on normaalijakauma.

	Delta-normaali (delta-gamma)*	**Historiallinen simulaatio**	**Monte Carlo simulaatio**
Markkinatuottojen jakauma	Normaali	Empiirinen	Normaali- tai muu jakauma
Epälineaaristen Instrumenttien Käsittely	Ei (approksimaatio mahdollinen)*	Mahdollista	Mahdollista
Äärimmäisten Markkinamuutosten Huomioiminen	Osittain	Osittain	Mahdollista
Menetelmien Räätälöitävyys	Heikko	Heikko	Hyvä
Menetelmien Nopeus	Nopea	Melko nopea	Hidas
Ymmärrettävyys	Helppo	Helppo	Vaikea

Taulukko 1. Lähde: Jauri 1997, s. 207 soveltaen

Menetelmistä Monte Carlo simulaatio on teoreettisesti kaikkein vaativin ja se edellyttää runsaasti tietokonekapasiteettia ja osaamista. Simulaatiossa käytetään jotakin tiettyä stokastista prosessia esimerkiksi geometristä Brownin liikettä, jolla simuloidaan erilaisia polkuja finanssimuuttujille. Koska malli perustuu stokastiseen prosessiin, altistuu se malliriskille. Koska mikään menetelmä tai malli ei ole täydellinen, ei ole myöskään olemassa oikeaa mallia ilman riittävää ymmärrystä tehtyjen oletusten rajoituksista. (Liu & Lu 1998, 227-238)

Oikean ja parhaan VaR-menetelmän valinta riippuu käyttäjän tavoitteista ja portfolion luonteesta. Yksinkertainen delta normaali menetelmä soveltuu tilanteeseen, jossa halutaan nopeasti selvittää oma riskiasema ja jossa portfolio ei sisällä epälineaarisia instrumentteja. Toisaalta, jos portfolio sisältää paljon optioita, Monte Carlo -simulointi on paras menetelmä laskea VaR. Eri menetelmät saattavat tuottaa hyvinkin erilaisia tuloksia, kuten Beder (1995, 23) havaitsi. Lisäksi hän huomasi, että portfolion monimutkaisuuden lisääminen ei suoraviivaisesti johda tulosten eriytymiseen. Koska ainoaa oikeaa tapaa laskea VaR ei ole, on eri mallien tuottamiin tuloksiin suhtauduttava varauksella.

Bederin mukaan (1995, 12) VaR:in tuloksiin eniten vaikuttavat lasketut parametrit, käytetyn datan laatu ja aikasarjojen pituus, oletukset tuottojen jakaumista ja käytetty VaR-menetelmä. Käytetyllä datalla on merkitystä jos halutaan selkeästi laskea VaR tuloksia eri horisonteille, esimerkiksi päivän tai kuukauden horisontille lasketuille luvuille tulisi käyttää erilaista historiallista dataa. Historiallisen datasarjan pituus monissa ohjelmissa on 90 päivää, mutta Bederin mukaan (1995, 17) ainakin vuoden historiallisia havaintoja tulisi käyttää. Lisäksi ongelma käytettävässä aineistossa on yksittäisten tapahtumien aiheuttamat suuret muutokset, jotka tapahtuvat vain kerran ja joilla ei ole mitään tilastollista yhteyttä muihin tapahtumiin. Toisaalta nämä suuret muutokset voivat olla merkki markkinoiden rakenteellisesta muutoksesta. (Beder 1995, 17)

3.3 VaR:in soveltaminen metsäteollisuusyrityksen käyttöön

Metsäteollisuusyrityksen ja rahoituslaitoksen VaR:n käyttötavat poikkeavat jonkin verran toisistaan. Rahoituslaitoksen tase koostuu hyvin tunnetuista ja varmoista kassavirroista, riippumatta siitä, ovatko ne kirjanpitoon rekisteröityjä vai taseen ulkopuolisia sitoumuksia. Yrityksen näkökulma on selvästi toisenlainen. Taseen lisäksi yrityksen toimintaa kuvataan kassavirroilla. Tämä seuraa siitä, että yrityksen omistamien tuotantolaitosten tai muun reaaliomaisuuden markkina-arvo on ilmeisen epärelevantti suure liiketaloudellisten päätösten kannalta. Paljon oleellisempaa on tuotantolaitosten käytön synnyttämät tulo- ja menovirrat sekä tuotantotoimintaan liittyvät ns. reaalioptiot eli tuotannon muuntamismahdollisuudet. Viimeksi mainittuja

ovat esimerkiksi mahdollisuus tuotannon alasajoon, raaka-aineiden muuttamiseen, tuotevaihtoihin, kapasiteetin laajennuksiin jne. Ottamalla kassavirrat huomioon saadaan parempi kuva yrityksen markkinariskistä, sillä yrityksen taseesta VaR-analyysiin ei voida sisällyttää kuin suhteellisen pieni osa, kenties vain rahoituseriä. Liiketoiminnan markkinariskiä voi mitata VaR-menetelmällä viemällä analyysiin budjetoidut tai ennustetut kassaan ja kassasta maksut. (Jauri 1997, 83-86)

J.P.Morganin Riskmetricsin pohjalta kehittelemä Corporatemetrics-metodologia mahdollistaa yrityksen koko markkinariskin huomioimisen ja mittaamisen. Yritys voi luoda useita markkinaskenaarioita, joiden pohjalta voidaan arvioida yrityksen kokonaismarkkinariskiä. (Corporatemetrics 1999, 9-34) Value-at-Riskin teoreettista viitekehystä voidaan käyttää pohjana luodessa yrityksen markkinariskille mittareita. Yrityskohtaisesti voidaan valita, mitä kassavirtojen ja taseen eriä otetaan huomioon markkinariskin laskennassa (Corporatemetrics 1999, 32-34):

Earnings-at-Risk (EaR) *kertoo suurimman odotetun tuottojen menetyksen suhteessa tiettyyn tavoitetasoon, mikä johtuu markkinariskifaktoreiden muutoksista tietylle aikahorisontille ja luottamustasolle*

Cash-Flow-at-Risk (CfaR) *kertoo suurimman odotetun nettokassavirtojen menetyksen suhteessa tiettyyn tavoitetasoon, mikä johtuu markkinariskifaktoreiden muutoksista tietylle aikahorisontille ja luottamustasolle*

Tämän tutkimuksen kolmas alaongelma oli testata metsäteollisuusyrityksen RiskMetrics pohjaisen VaR-laskennan toimivuutta. Metsäteollisuusyrityksen markkinariski voidaan ottaa monipuolisesti huomioon CorporateMetricsin menetelmien mukaisesti. Itse CorporateMetricsin soveltaminen on viisivaiheinen. Ensin valitaan sopiva mittaristo riskille, eli määritetään ne kohteet, joiden riskeistä ollaan kiinnostuneita. Näitä voivat olla pelkät myynnistä saatavat tulot tai koko yrityksen toimintaa kuvaavat kassavirrat. Lisäksi valitaan ennustushorisontti ja luottamustaso riskien laskemiseen. Metsäteollisuusyrityksen markkinariskin mittaamisen kannalta tärkeitä eriä ovat ainakin kohdassa 2. käydyn keskustelun perusteella ainakin valuuttamääräiset myynnit ja lainat tai lainojenhoitokulut. RiskMetricsin luottamustaso on 95%, jolloin se soveltuu tähän parhaiten. Ennustushorisontiksi voidaan valita yksi päivä, koska tutkimuksen

perusongelma on ennustustarkkuuden mittaaminen, jolloin lyhyestä horisontista on pelkästään hyötyä. (CorporateMetrics 1999, 31-32)

Toinen vaihe on jakaa valittu riskimittari pienempiin osiin sen mukaan, mitkä markkinariskit vaikuttavat kyseiseen osaan. Edellisen kohdan myynteihin vaikuttavat kyseinen valuuttakurssi ja lainanhoitokuluihin lainasta maksettava korko. Koska molemmat kassavirrat sijoittuvat tulevaisuuteen, vaikuttaa niiden nykyarvoon myös vallitseva korkotaso. Kolmantena vaiheena luodaan skenaario eli tuotetaan riskitekijöiden jakaumia eri horisonteille. Tämä vaihe voidaan jakaa vielä kahteen osaan. Ensin kehitetään pitkän aikavälin ennustusmenetelmä, jonka avulla voidaan määritellä markkinariskien todennäköisyysjakaumia eri horisonteille. Seuraavaksi valitaan otoksia määritetyistä jakaumista. Näin saadaan suuri määrä skenaarioita, joista jokainen muodostaa yhden polun valitulle horisontille. Neljännessä vaiheessa lasketaan taloudelliset tulokset eri kassavirroille käyttäen luotuja skenaarioita (kohta 3) ja kassavirtoihin vaikuttavia riskifaktoreita (kohta 2). Näistä kassavirroista muodostetaan kassavirtajakauma, jota käytetään viidennessä ja viimeisessä vaiheessa valitun VaR-luvun laskemiseen aivan kuten yksinkertaisimmissakin VaR-laskuissa. (CorporateMetrics 1999, 39-61)

Yritysten treasuryt ovat kehitelleet riskipohjaisia mittareita valuutta- ja korkopositioille. Viimeaikoihin asti on kuitenkin jätetty huomioimatta paljon suurempi riski - hyödykkeen hintariski, jota on käsitelty rahoituskirjallisuudessa hyvin vähän. Syynä hyödykehintariskin huonoon tiedostamiseen voidaan pitää yritysten organisaatiorakennetta ja hyödykkeiden hintasarjojen huonoa saatuvuutta. Monesti suojautuminen hyödykkeiden hinnanmuutoksilta tapahtuu treasuryn ulkopuolella ja vastuu on hajautettu. Esimerkiksi jossakin metalliteollisuusyrityksessä kuparin ja alumiinin hintariskiä hallitsee melko varmasti niitä valmistava liiketoimintadivisioona. Voi myös ajatella, että ko. hintariskiä ei hallita millään tavalla vaan kustannuksia ja tuotantoa sopeutetaan muuttuneisiin hintoihin. (Glaeser 1998, 91-93)

Kun valuutta- ja korkopositiot ovat yhdessä tai helposti yhdistettävissä tiedostoissa, on hyödykeposition hahmottaminen vaikeampaa, koska tieto hyödykkeistä on omissa liiketoimintayksiköissä. Juuri datan saaminen ja sen laatu on hidastanut hyödykehintariskin hallintaa. Useimpia hyödykkeitä ei ole sisällytetty RiskMetricsin

varianssi/kovarianssi tiedostoihin parametrisia VaR-laskelmia varten. Lisäksi saatavilla olevien johdannaishintojen määrä on usein suppea. Jopa jälkimarkkinakelpoisten sopimusten, joiden markkinat ovat tarpeeksi syviä ja likvidejä, voivat käyttäytyä irrationaalisesti. On myös huomattava, että johdannaissopimusten tuotot voivat olla jakautuneet hyvinkin kauas normaalijakaumasta johtuen kausittaisista ja makrotaloudellisista tekijöistä. Tämä kyseenalaistaa yksinkertaisen parametrisen VaR laskelman validiteetin hyödykkeiden hinnoille. Huolimatta edellä mainituista organisaatioiden ja mittaamisongelmien aiheuttamista vaikeuksista, voidaan hyvinkin yksinkertaisin välinein saada valideja malleja ja tuloksia hyödykkeiden hinnoille. Itse asiassa hyödykkeiden hinnoilla on joitakin ominaisuuksia, jotka soveltuvat parametriseen VaR-laskentaan. (Glaeser 1998, 91)

Stein, Usher, LaGattuta ja Youngen (2000) sovelsivat VaR-menetelmää laskemalla ei-finanssisektorilla toimivalle yritykselle cashflow-at-risk (CFaR) riskiluvun, jolla he tarkoittavat tällä hetkellä olevan tiedon perusteella saatavaa kassavirtojen todennäköisyysjakaumaa tietyllä aikahorisontilla. Tutkimuksessa kassavirtojen mittarina käytettiin eri yritysten voittoja ennen veroja. Heidän mukaansa estimoitu CFaR tarjoaa monia käytännöllisiä hyötyjä. Ensimmäisenä ja tärkeimpänä, tarkasteltaessa liiketoiminnan kannalta tärkeintä kohdetta - kassavirtojen muutoksia - malli luonnollisesti tuottaa estimaatit, jotka missä tahansa vertailuryhmässä, ovat keskimäärin oikeita. Toiseksi malli on ei-parametrinen, jolloin voidaan välttää oletus kassavirtoihin vaikuttavien shokkien normaalijakautuneisuus.

3.4 Varianssin ja korrelaation estimoiminen

Käytettäessä VaR-menetelmää, joka pohjautuu oletukseen tuottojen tilastollisesta jakaumasta, estimoinnin tavoitteena on jakauman parametrien estimointi, etenkin kovarianssimatriisin estimointi. Sitä varten tarvitaan ensin varianssi- ja korrelaatioennusteet. RiskMetricsin metodologian mukaan kovarianssimatriisi tulisi laskea käyttäen EWMA:a. Tämä on tehnyt EWMA:sta suositun menetelmän ja sitä käytetäänkin paljon.

Dieboldin ja Christoffersenin mukaan (2000, 21) volatiliteetit ovat relevantteja käytettäväksi VaR-menetelmissä vain sille aikavälille, jolle on saatavissa luotettavia volatiliteettiestimaatteja. Heidän mukaansa, jos ennustushorisontti on kymmenen tai kaksikymmentä päivää (riippuen portfoliosta), volatileettiennusteilla ei ole suurtakaan merkitystä. Lisäksi Diebold ja Christoffersen toteavat, ettei volatiliteettiestimaateilla ole suurtakaan merkitystä tarkasteltaessa valuuttamarkkinoita yli viiden päivän horisontilla. Toisaalta RiskMetrics (1996, 77-78) olettaa volatiliteettien olevan hyvin ennustettavissa pitkilläkin aikaväleillä. Akateeminen tutkimus on selkeästi jakautunut kahtia, kun tarkastellaan mielipiteitä ja tuloksia volatiliteetin estimoinnista ja sen luotettavuudesta tietylle horisontille. Osassa tutkimuksista, mm. Andersen ja Bollerslev (1997, 975-1005), tuetaan näkemystä volatiliteetin ennustettavuudesta hyvinkin pitkällä horisontilla. Tällöin käytettyjä estimointimenetelmiä ovat GARCH ja ARCH. Vastakkaista näkemystä edustaa mm. Jorionin (1995), jonka mukaan ARCH mallit tuottavat huonoja volatiliteettiestimaatteja. Lisäksi volatiliteetin todetaan olevan ennustettavissa vain lyhyelle horisontille, kuten yhdelle päivälle.

Brailsford ja Faff (1996, 419-436) testasivat useiden estimointimenetelmien toimivuutta päivittäisellä Australialaisella osakemarkkinadatalla ennustettaessa kuukauden volatiliteettia ja huomasivat, ettei yhdelläkään testatulla menetelmällä saatu yksiselitteisesti parhaita tuloksia. Tse (1991) ja Tse ja Tung (1992) puolestaan kyseenalaistivat GARCH -mallien toimivuuden havaitessaan EWMA:n parhaimmaksi estimointimenetelmäksi Japanin ja Singaporen markkinoilla.

Tutkimuksessa sovelletaan EWMAn käyttöä varianssien ja korrelaatioiden estimoinnissa. Se on helppo menetelmä ja saanut laajan huomion RiskMetricsin tuotua sen yleiseen käyttöön. Menetelmässä on kuitenkin teoreettisesti tarkasteltuna ominaisuuksia, jotka johtavat akateemisessa kirjallisuudessa edellä mainitulla tavalla hyvinkin erilaisiin mielipiteisiin.

3.4.1 Eksponentiaalinen liukuva keskiarvo (exponentially weighed moving average, EWMA)

EWMAn tarkastelu voidaan aloittaa esittelemällä ensin liukuva keskiarvo. Se on yksinkertaisin tapa estimoimiseen. Siinä historiallisten tuottojen r_t ja tuottojen keskiarvon $\bar{r}$ sekä havaintojen määrän T avulla lasketaan estimaatti volatiliteetille:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(r_t - \bar{r})^2} \tag{34}$$

Korrelaation laskemiseksi on ensiksi laskettava kovarianssit ja varianssit muuttujille. Kovarianssi kuvaa kahden muuttujan yhteisvaihtelua tai riippuvuutta. Kovarianssi voi olla myös negatiivinen, ja sen etumerkki kuvaa riippuvuuden suuntaa. Kovarianssille pätee aina seuraava epäyhtälö :

$$-\sigma_1\sigma_2 < Cov(1,2) < \sigma_1\sigma_2 \tag{35}$$

Käyttäen samoja merkintöjä kuin volatiliteetin estimoinnissa voidaan , voidaan tasaisesti painotettu kovarianssiestimaatti muuttujille 1 ja 2 laskea :

$$\sigma_{12}^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(r_{1t} - \bar{r}_1)(r_{2t} - \bar{r}_2) \tag{36}$$

Vaikka menetelmän soveltaminen on yksinkertaista, siihen liittyy useita heikkouksia. Kaikille havainnoille tulee sama paino *1/T*, vaikka aikasarjoissa uusin informaatio on tärkeintä. Menetelmään sisältyy sama ongelma kuin historialliseen simulointiin eli että poikkeukselliset havainnot dominoivat estimaatteja.

Muuttujien 1 ja 2 välinen korrelaatio saadaan nyt kaavasta:

$$\rho_{12} = \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_1\sigma_2} \tag{37}$$

Korrelaation käytössä kahden muuttajan yhteyden tai riippuvuuden mittarina on useita ongelmia. On useissa tutkimuksissa havaittu, että korrelaatio on hyvin epävakaa. Lisäksi korrelaatio jättää huomioimatta paljon tärkeää tietoa muuttujien riippuvuudesta Tämän takia korrelaatiota parempana menetelmänä voidaan pitää esimerkiksi yhteisintegroituvuutta. (Alexander 1994, 63)

Eksponentiaalisen liukuvan keskiarvon menetelmällä voidaan korjata liukuvan keskiarvomallin puutteita. Volatiliteetit mallitetaan käyttäen eksponentiaalista liukuvaa keskiarvoa historiallisista havainnoista, missä viimeisimmillä havainnoilla on suurin paino. Tällä saavutetaan kaksi tärkeää etua verrattuna tasaiseen havaintojen painotukseen. Ensimmäisenä, volatiliteetit reagoivat nopeammin suuriin markkinamuutoksiin, koska uusimmilla havainnoilla on suurin paino. Toiseksi, suurten markkinamuutosten jälkeen volatiliteetti laskee eksponentiaalisesti markkinamuutoksen painon laskiessa. (Alexander 1999, 127-128). Periodille, joka on n-havaintoa pitkä, voidaan EWMA määrittää:

$$\frac{x_{t-1} + \lambda x_{t-2} + \lambda^2 x_{t-3} + \ldots + \lambda^{n-1} x_{t-n}}{1 + \lambda + \lambda^2 + \ldots + \lambda^{n-1}} \tag{38}$$

Koska osoittaja lähestyy arvoa 1/(1-λ) kun n-> ∞, voidaan päättymätön EWMA kirjoittaa:

$$(1-\lambda)\sum_{i=1}^{\infty} \lambda^{i-1} x_{t-i} \tag{39}$$

Eksponentiaalisesti painotettu volatiliteetti saadaan seuraavan kaavan mukaan:

$$\sigma = \sqrt{(1-\lambda)\sum_{t=1}^{T} \lambda^{t-1} (r_t - \bar{r})} \tag{40}$$

ja eksponentiaalisesti painotettu kovarianssi:

$$\sigma_{12}^2 = (1-\lambda)\sum_{t=1}^{T} \lambda^{t-1}(r_{1t} - \bar{r}_1)(r_{2t} - \bar{r}_2) \tag{41}$$

sekä korrelaatio kuten kohdassa 3.4.1 :

$$\rho_{12} = \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_1 \sigma_2} \tag{42}$$

EWMA-mallin arvot riippuvat parametristä λ , joka vaihtelee arvojen $0 < \lambda < 1$, ja jota nimitetään *decay faktoriksi*, painokertoimeksi. Tämä parametri määrittää suhteelliset painot, joita sovelletaan havaintoihin. RiskMetricsissä käytetään painokertoimen arvona 0.94, jolloin painotukset havainnoille ovat: (1-0,94)x1, (1-0,94)x0.94, (1-0,94)x0.94^2 , (1-0,94)x0.94^3 jne. Näin kaukaisimmille havainnoille tulee pieni paino ja niiden heikompi informaatiosisältö tulee huomioitua.

EWMA:n käyttämällä painotuksella uusimmat havainnot saavat suurimman painon ja vanhojen havaintojen tippuminen pois aineistosta ei johda estimoidun volatiliteetin hyppäyksiin. Saman painokertoimen soveltaminen kaikille aikasarjoille on kuitenkin ongelmallista, koska eri markkinat toimivat eri tavalla, ja siitä syystä painokertoimen käyttö saattaa johtaa tärkeän informaation menetykseen. Lisäksi painokerroin ei voi olla ajassa vakio, minkä takia se pitäisi estimoida uudelleen. (Lawrence 1995, 26-29)

Alexander (1997, 50-62) havaitsi, että painokerroin ei ole vakio ajassa ja eri portfoliolle tulisi olla eri painokertoimet, koska RiskMetricsin painokerroin on liian karkea yleistys monista markkinoista. Lisäksi Alexanderin mukaan (1996, 284-285) EWMA itse asiassa pahentaa haamuilmiöitä, jos lasketaan ennuste kuukauden volatiliteetille RiskMetricsin mukaisesti. Volatilisuuden kasvaessa RiskMetricsin ennuste ei ensin reagoi ollenkaan, vaan sopeutuu hitaasti uuteen informaatioon ja saavuttaa huippunsa kuukauden kuluttua, jolloin se aivan liian myöhäistä.

3.4.2 Vaihtoehtoisia menetelmiä estimoimiseen

Alexanderin (1999, 133-141) mukaan estimaattien laatua voidaan parantaa myös rakentamalla malli, jossa selitetään virhetermin muuttumista yli ajan. Tämä oletus paremmasta estimaatista pohjautuu kohdassa 3.4 käytyyn keskusteluun eri estimointimenetelmistä ja sen perusteella on ymmärrettävä milloin GARCH parantaa estimointia. Näitä ennustemalleja, joissa vanhan aikasarjan ennustusvirheiden avulla luodaan ennusteita tuleville volatiliteeteille kutsutaan tarkemmin ARCH -malleiksi (autoregressive conditional heteroskedasticity). Heteroskedastisuus tarkoittaa, että varianssi vaihtelee yli ajan ja ehdollinen heteroskedastisuus tarkoittaa ehdollista muuttuvaa varianssia. Tällöin aikasarjassa on havaittavissa volatiliteettikertymiä eli pienet ja suuret hinnanmuutokset tapahtuvat peräkkäin.

Ensimmäisenä ARCH -mallia käytti Engle (1982) ja GARCH-mallia (generalized ARCH) Tim Bollerslev (1986). Myöhemmin eri GARCH -malleja on tullut useita versioita lisää kuten esimerkiksi EGARCH (exponential GARCH), IGARCH (integrated GRACH), SWARCH (switching regime ARCH). Ero eri malleissa on lähinnä varianssin laskemisessa ja virhetermin ε jakauman oletuksessa.

ARCH -mallissa varianssi ilmaistaan lineaarisena funktiona menneistä neliöllisistä virhetermeistä. ARCH (p) -malli varianssille:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}{}^2 + ... + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \qquad (43)$$

$$\alpha_0 > 0, \qquad \alpha_1, ..., \alpha_p > 0$$

missä
ε = virhetermi
p=aikaperiodien lukumäärä

Bollersevin GARCH (p,q) -mallissa lisätään yllä olevaan yhtälöön q kappaletta autoregressiivisiä termejä. Yhtälö saa muodon:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + ... + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \tag{44}$$

$$\alpha_0 > 0, \qquad \alpha_1, ..., \alpha_p, \beta_1 ..... \beta_q \geq 0$$

missä

$\alpha_i, \beta_i = estimoitavatparametrit$

Johdannaismarkkinoita voitaisiin käyttää hyväksi myös VaR-menetelmissä. Kun option markkinahinta asetetaan yhtä suureksi option hinnoittelumallin antaman teoreettisen arvon kanssa, saadaan implisiittinen keskihajonta (implied standard deviation, ISD). Olettaen, että optiomarkkinat ovat tehokkaat, ISD:n pitäisi antaa markkinoiden paras ennuste tuleville volatiliteeteille. Jos optiomarkkinat eivät ole tehokkaat, saattaa implisiittisen volatiliteetin käyttö johtaa vääriin tuloksiin. Koska optiomarkkinat kuvaavat markkinoiden konsensusta tulevalle keskihajonnalle, voidaan olettaa optioihin perustuvien ennusteiden olevan parempia kuin historialliseen dataan perustuvat. Optioiden käyttäminen volatiliteettien estimointiin on erityisen hyödyllistä silloin, kun markkinoilla on saatavilla uutta tietoa, joka ei näy historiallisissa aikasarjamalleissa.

Implisiittinen keskihajonta perustuu täysin optioiden hinnoittelumalleille ja koska useimmat mallit olettavat keskihajonnan olevan vakio, voi ongelmia aiheutua tulkitsemisen kanssa. Lisäksi ennuste on validi vain sille horisontille, joka on laskennassa käytetyn option maturiteetti. Implisiittisen volatiliteetin käyttäminen vaatisi myös, että kaikille portfolion muodostaville instrumenteille olisi havaittavissa markkinahintaiset optiot. Kaikille aikasarjoille ei ole kuitenkaan optioiden hintoja (RiskMetrics 1997, 77-78).

Perinteisten estimoimismenetelmien rinnalle on nostettu myös muita menetelmiä, kun on huomattu, että VaR-menetelmien oletukset eivät pidä paikkaansa. Etenkin oletus tuottojen normaalijakautuneisuudesta on kyseenalaistettu laajasti. Jos äärimmäisiä markkinamuutoksia on paljon, ei näitä pystytä perinteisin estimoimismenetelmien hahmottamaan. Lisäksi normaalisuusoletus johtaa tällöin VaR:n aliarvioimiseen. Danielson & de Vries (1997) mukaan suuret markkinamuutokset voidaan ottaa

huomioon käyttämällä tilastollista extreme value -teoriaa, jolloin pystytään pehmentämään jakauman häntää, minkä ansiosta VaR-luku on luotettavampi.

4 OPTIMAALISEN PAINOKERTOIMEN ESTIMOIMINEN JA MALLIN TESTAUS

4.1 Aineiston kuvailu

Tutkimuksen aineisto valittiin valuutta-, korko- ja johdannaismarkkinoilta siten, että sillä pystyttäisiin mahdollisimman hyvin hahmottamaan metsäteollisuusyrityksen markkinariskiä. Tärkeimpinä valuuttoina voidaan pitää Yhdysvaltojen dollaria ja Iso-Britannian punta, kun kotivaluutta on euro. Muiden valuuttojen merkitys on vähäinen ja siksi ne on jätetty pois. Lisäksi tutkimuksen perusongelman, optimaalisen painorakenteen, kannalta on yksinkertaisempaa, jos kovarianssimatriisin dimensioita ei kasvateta tarpeettoman suuriksi. Koroiksi valittiin kolmen valuutan (EUR, USD ja GBP) mukaisesti viiden ja kymmenen vuoden korot, sekä kullekin kolmen kuukauden lyhyt korko. Hyödykehintariskille altistuminen huomioitiin ottamalla Pulpex - sellupörssin sellufutuurin päivittäiset noteeraukset mukaan painorakenteen estimoimiseen.

Koko aineiston havainnot ovat ajanjaksolta 4.1.1999 - 29.12.2000, ja sen lähteenä on käytetty Suomen Pankin tietokantaa, lukuun ottamatta sellufutuuria, jonka noteeraukset on saatu Pulpexista. Ennen aineiston analysointia ja tilastollisten tunnuslukujen laskemista aineistoa muokattiin tarkoituksenmukaisemmaksi. Puuttuvat havainnot korvattiin edellisen ja seuraavan havainnon keskiarvolla. Aikasarjojen horisontti on vuoden 1999 alusta vuoden 2000, jolloin aikasarjojen pituudeksi tulee kaksi vuotta, mikä tarkoittaa päivittäisiä havaintoja käyttäen yli 500 havaintoa. Tätä vanhempien havaintojen käyttämisessä on ongelmana vuoden 1999 alussa tapahtunut EMU:n kolmanteen vaiheeseen siirtyminen eli euron käyttöönotto, koska tällöin käytettävässä mallissa on tapahtunut rakenteellinen muutos. Esimerkkinä tästä korkoero euron siirtymisen jälkeen Suomen ja Saksan välillä voidaan ymmärtää maiden erilaisina

valtioriskinä, kun puolestaan ennen vuotta 1999 korkoeroon on sisältynyt myös valuuttakurssiriskiä.

Kun hinnan muutosta verrataan johonkin aikaisempaan hintaan saadaan tuotto. Tässä tutkimuksessa oletetaan, ettei instrumentti jaa osinko tai korkotuottoa, jolloin tuotto lasketaan ottamalla luonnollinen logaritmi aikasarjan kahden peräkkäisen hinnan osamäärästä kaavan (45) mukaisesti

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \tag{45}$$

missä P_t on hinta hetkellä t ja P_{t-1} hinta t-1. Luonnollista logaritmia on käytetty prosentuaalisen muutoksen ($(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$) sijasta, koska tutkimuksessa saavutetaan tällöin paremmin normaalisti jakautuneet havainnot. Prosentuaalisten muutosten jakaumat, etenkin suurella välimatka-asteikolla, aiheuttaa jakauman vinouden oikealle, koska esimerkiksi muutos € 500 -> € 1000 tarkoittaa +100% kasvua, mutta muutos € 1000 -> € 500 tarkoittaa vain -50%. Jos hintojen oletetaan olevan log-normaalisti jakautuneita, on tuotto normaalisti jakautunut.

Taulukossa 2. on yhteenveto käytetystä aineistosta. Mainittuja lyhenteitä käytetään tutkimuksen liitteissä.

	Lyhenne
1. Yhdysvaltain dollarin keskikurssi	**FUSD**
2. Englannin punnan keskikurssi	**FGBP**
3. Kolmen kuukauden euribor	**EURI3**
4. Valtion obligaatioiden korko, 5 vuotta	**FIM5Y**
5. Valtion obligaatioiden korko, 10 vuotta	**FIM10Y**
6. Yhdysvaltain kolmen kuukauden korko	**USD3M**
7. Yhdysvaltain valtion obligaatioiden korko, 5 vuotta	**US5YT**
8. Yhdysvaltain valtion obligaatioiden korko, 10 vuotta	**US10YT**
9. Iso-Britannian kolmen kuukauden korko	**GBP3M**
10.Iso-Britannian valtion obligaatioiden korko, 5 vuotta	**GBP5Y**
11.Iso-Britannian valtion obligaatioiden korko, 10 vuotta	**GBP10Y**
12. Pulpex 3kk futuurin lähin maturiteetti	**PULPEX**

Taulukko 2. Tutkimuksessa käytetyt aikasarjat

RiskMetricsin oletusta tuottojen normaalijakautuneisuudesta voidaan testata kohdassa 3.1.3 mainituilla tunnusluvuilla eli vinoudella ja huipukkuudella. Useimpien aikasarjojen tuottojakaumat poikkeavat silmämääräisesti tarkasteltuna huomattavasti teoreettisesta normaalijakaumasta (Liite 2.). Lisäksi liitteen 1. mukaisesti useiden aikasarjojen vinous ja huipukkuus poikkeavat merkittävästi normaalijakauman arvoista (vrt. kohta 3.1.3 ja liite 1). Neljää aikasarjaa (euri3, usd3m, gbp3m ja pulpex) lukuun ottamatta tuottojakaumat ovat paksuhäntäisiä (arvo < 3). Näiden osalta voidaan todeta havaintojen jakautuneen melko tasaisesti keskiarvon ympärille, eikä voimakasta huipukkuutta ole havaittavissa. Tämä tarkoittaa, että on normaalia suurempi todennäköisyys kohdata suurempia tappioita, mutta myös normaalia suurempia tappioita. Mainituiden neljän aikasarjan tuottojakaumat ovat huomattavan huipukkaita. Suurin osa tuottojakaumista on oikealle vinoja (arvo > 0). Tällaiset jakaumat ovat epäsymmetrisiä aiheuttaen normaalia suuremmat tuotot.

Näillä poikkeamilla saattaa olla vaikutusta painokertoimen estimoinnin tuloksiin ja VaR -menetelmien tuloksiin kohdissa 3.1., 3.2. ja 3.4. käydyn keskustelun perusteella. RiskMetrics olettaa tuottojen normaalijakautuneisuuden, mikä näiden tulosten pohjalta ei näytä pitävän paikkaansa metsäteollisuusyrityksen aikasarjoille. Tämä tulee asettamaan kovia haasteita estimointimenetelmille, että niiden avulla lopulta pystytään tuottamaan tarkkoja VaR-ennusteita.

4.2 Kovarianssimatriisin estimoiminen

Tavoitteena estimoinnissa on mahdollisimman hyvien varianssi- ja korrelaatioennusteiden aikaansaaminen tarkastelujaksolle. Koska ennusteet perustuvat historialliseen aineistoon, on datasarjan pituudella olennainen vaikutus ennusteiden laatimiseen. Pitkä aikasarja tuottaa hitaammin muuttuvia estimaatteja. Lisäksi vanhimmat havainnot saattavat olla nykyhetken kannalta epärelevantteja. Lyhyt datasarja puolestaan painottaa lähimenneisyyttä ja uusimmilla havainnoilla on tällöin suuri vaikutus estimaatteihin., jolloin estimaatit muuttuvat nopeammin.

4.2.1 Optimaalisen painokertoimen estimoiminen

Riskmetricsin suosittelema ja käyttämä menetelmä optimaalisen painokertoimen estimoiminen toteutetaan käyttämällä 480 rahoitusmarkkinoiden aikasarjaa. Tyypillisen metsäteollisuusyrityksen kannalta tärkeät aikasarjat ovat kuitenkin hyvin usein kohdassa 4.1 luetellut aikasarjat. Tällöin ei voida pitää Riskmetricsin painokerrointa validina käytettäväksi suoraan EWMAn. Pienelle aikasarjojen joukolle voidaan estimoida niille parhaiten sopiva painokerroin.

Jos oletetaan tuottojen normaalijakautuneisuuden pitävän paikkansa n kappaleelle aikasarjoja, joiden tuotot päivänä t esitetään vektorina $\vec{r}_t$, niin yhteinen tiheysfunktio näille tuotoille on

$$f(\vec{r}_t \mid \lambda) = \left(\frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} \left| \sum_{t|t-1}(\lambda) \right|^{\frac{1}{2}}} \right) \exp - \left[1/2 \left(\vec{r}_t^{\,T} \sum_{t|t-1}(\lambda)^{-1} \vec{r}_t \right) \right] \tag{46}$$

missä $\sum_{t|t-1}(\lambda)$ on matriisi, joka kuvaa päivänä *t-1* estimoitua kovarianssia tuotoille päivälle t käyttäen painokerrointa λ. Tämä funktio voidaan edelleen kirjoittaa logaritmoidun todennäköisyysfunktion muodossa

$$LKLHD_v = \sum_{t=1}^{T} \{ \ln[\left| \sum_{t|t-1}(\lambda) \right|] + \vec{r}_t^{\,T} \sum_{t|t-1}(\lambda)^{-1} \vec{r}_t \} \tag{47}$$

jonka arvo riippuu ainoastaan λ:n arvosta. Optimaalinen λ:n arvo löytyy siitä kohdasta, jossa funktio (47) minimoituu (Dhrymes, 1970, 25-27).

Funktiolla on kohdassa $x = x_0$ lokaali minimi $f(x_0)$, jos kohdan $x = x_0$ läheisyydessä jokaisessa pisteessä x on voimassa $f(x) \geq f(x_0)$. Kohtaa $x = x_0$ kutsutaan tällöin ääriarvokohdaksi (minimikohta) ja funktion arvoa $f(x_0)$ ääriarvoksi (minimiarvo). Olkoon funktio f jatkuva. Tällöin kohta, jossa funktio muuttuu aidosti vähenevästä aidosti kasvavaksi, on funktion minimikohta. Tällainen voi olla derivaatan nollakohta,

johon piirretty tangentti on vaakasuora tai kohta, jossa funktio ei ole derivoituva. Ääriarvon laadun näissä kohdissa voi selvittää derivaatan merkkitutkimuksella, koska siten voidaan tutkia funktion monotonisuutta. Jos funktio f on jatkuva kohdassa $x = x_0$ ja derivoituva jossakin tämän kohdan ympäristössä niin kohta $x = x_0$, jossa $f'(x_0) = 0$ tai f ei ole derivoituva, on minimikohta, jos f' muuttuu tässä kohdassa negatiivisesta positiiviseksi. Edelleen ääriarvon laatua voi tutkia derivaatan nollakohdassa myös funktion toisen derivaatan avulla. Oletetaan funktio f kahdesti derivoituvaksi jossakin kohdan $x = x_0$ ympäristössä ja $f'(x_0) = 0$, jolloin funktiolla f on kohdassa $x = x_0$ lokaali minimi, jos $f''(x_0) > 0$.(Häkkinen 1998, 97-98)

Likelihood funktion minimoiva λ:n arvo voidaan selvittää monella tavalla. Yksi tapa on käyttää niin sanottua Newton-Raphson -metodia, jossa likelihood-funktion ensimmäisen ja toisen derivaatan avulla etsitään funktion minimi. (Ks. Harvey 1989, 192-199) Newton-Raphson -menetelmän kulku on seuraavanlainen. Olkoon annettuna yhtälö $f(x) = 0$, jolla on juuri x^*; on siis $f(x^*) = 0$. Mikäli yhtälöä ei pystytä ratkaisemaan algebraalisesti tai alkeisfunktioiden avulla, jää ainoaksi mahdollisuudeksi ratkaista yhtälö numeerisesti, ts. etsiä juurelle likiarvoja. Tällöin käytetään usein ns. iteraatiomenetelmiä, joissa juuren alkuapproksimaatiosta lähtien samaa laskukaavaa toistaen muodostetaan yhä tarkempia juuren approksimaatioita, ts. generoidaan jono, joka suppenee kohden juurta (Kivelä 1992, 95)

Olkoon siis annettuna yhtälö $f(x) = 0$, jolla on juurena x^*. Oletetaan, että funktio f on derivoituva ja että juurelle tunnetaan (ei välttämättä kovinkaan tarkka) approksimaatio x_0. Asetetaan käyrälle $y = f(x)$ tangentti pisteeseen $(x_0, f(x_0))$. Tämän yhtälö on

$$y - f(x_0) = f(x_0)(x - x_0) \tag{48}$$

Parannetuksi juuren approksimaatioksi otetaan tangentin ja x-akselin leikkauspiste:

$$x_1 = x_0 - \frac{f(x_0)}{f'(x_0)} \tag{49}$$

Tämän jälkeen menettely voidaan toistaa: asetetaan tangentti arvoa x_1 vastaavaan pisteeseen ja lasketaan tämän ja x-akselin leikkauspisteestä uusi parannettu approksimaatio:

$$x_2 = x_1 - \frac{f(x_1)}{f'(x_1)} \tag{50}$$

Näin voidaan jatkaa loputtomiin. On saatu aikaan Newton – Raphsonin iteraatio, jossa alkuarvosta x_0 lähtien generoidaan lukujono $\langle x_n \rangle$ rekursiokaavalla

$$x_{n+1} = x_n - \frac{f(x_n)}{f'(x_n)} \qquad , n = 0, 1, 2, \ldots \tag{51}$$

Syntyvä lukujono suppenee kohden juurta x^*, jos alkuarvo x_0 on kyllin lähellä juurta ja funktio f on riittävän säännöllinen (mm. $f'(x_n) \neq 0 \forall n$).

Menetelmää on sovellettu empiiriseen loglikelihood -funktioon liitteen 4 mukaisella koodilla käyttäen RATS -ohjelmaa. Loglikelihood -funktion minimikohta on etsitty ko. funktion arvon, ensimmäisen ja toisen derivaatan avulla. Toisin sanoen optimoinnin ratkaisu löytyy, kun konvergointi päättyy ja toinen derivaatta on positiivinen. Konvergoinnin päättymisen ehdoksi on asetettu kahden peräkkäisen iteroinnin funktion arvojen erotuksen 0.00001. Optimoinnin alkuarvoksi on valittu $\lambda = 0.99$.

Optimointi suoritettiin kahdeksalla eri tavalla pyrkimyksenä löytää eri aikasarjojen, aikahorisonttien ja tuotto-oletusten vaikutus optimaaliseen painokertoimen arvoon. Ensimmäiset kaksi optimointia tehtiin kaikille aikasarjoille (12 kpl) koko 512 havainnoin aineistolle. Toinen tehtiin oletuksella, että tuottojen varianssin laskennassa käytetään aineistosta laskettua keskiarvon estimaattoria (CENTERED liitteessä 4) ja toinen, että tuottojen keskiarvon oletetaan olevan nolla (NOCENTERED liitteessä 4). Molemmissa tapauksissa optimointi tuotti lambdan arvoksi 0,85438 eli oletuksella tuottojen keskiarvosta ei ole vaikutusta lambdan arvoon.

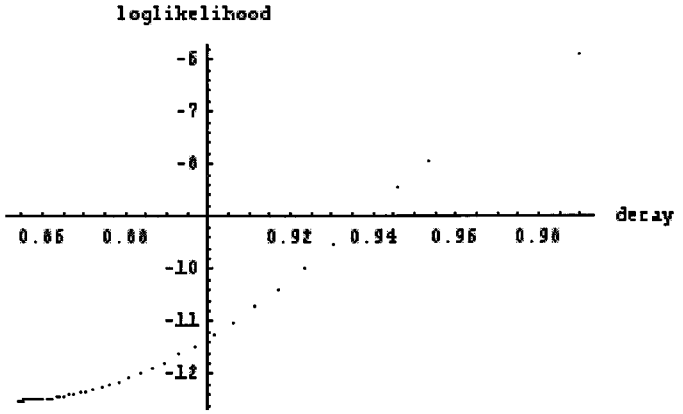
Seuraavat kaksi optimointia suoritettiin jättämällä hyödykemarkkinoita kuvaavan eli sellun aikasarja pois. Myös tällä kertaa testattiin oletuksen tuottojen keskiarvon vaikutus lambdan arvoon. Molemmat optimoinnit tuottivat saman tuloksen 0,85765, mikä tarkoittaa ettei keskiarvo-oletuksella ollut vaikutusta tässäkään tapauksessa. Erotus kahden ensimmäisen optimoinnin tuottamaan lambdan arvoon on 0,00327.

Neljän viimeisen optimoinnin avulla selvitettiin mikä vaikutus käytettävien aikasarjojen horisontilla on lambdan arvoon. Optimointi toteutettiin käyttäen neljää eri horisonttia: yksi, kolme, kuusi ja kaksitoista kuukautta. Tulokset tuottivat mielenkiintoisen tuloksen - vasta kahdella lyhyimmällä horisontilla lambdan arvo muuttui koko datasta saadusta arvosta. Näin ollen 6 ja12 kuukauden horisontilla saatu lambdan arvo oli 0,85438 ja vastaavasti kolmen kuukauden 0,85149 sekä kuukauden 0,85882.

	n	λ	Likiarvo λ
koko aineisto			
keskiarvoestimaattorilla	512	0,85438	0,85
ka = 0	512	0,85438	0,85
koko aineisto ilman sellua			
keskiarvoestimaattorilla	512	0,85765	**0,86**
ka = 0	512	0,85765	**0,86**
viimeiset 12 kk	256	0,85438	0,85
viimeiset 6 kk	126	0,85438	0,85
viimeiset 3 kk	63	0,85149	0,85
viimeinen 1 kk	21	0,85882	**0,86**

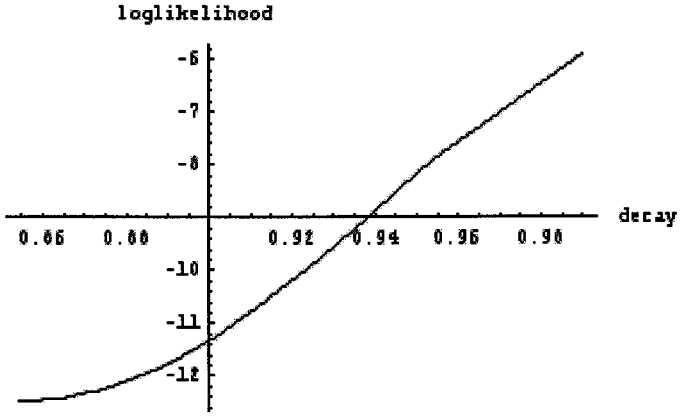
Taulukko 3. Newton-Raphson metodilla estimoidut λ:n arvot

Kuviossa 5. on piirretty Newton-Raphson –menetelmällä tuotettu pistejoukko, josta voidaan havaita miten iterointi on edennyt. Alkuarvosta 0,99 lähtien lukujono suppenee kohti funktion minimoivaa painokertoimen, decay faktorin, arvoa.



Kuvio 5. Newton-Raphson -metodilla tuotettu likelihood funktion pistejoukko

Kuviossa 6. on yhdistetty tuotettu pistejoukko kuvaamaan empiiristä funktiota. Kuvassa funktion kuvaaja rajoittuu alueelle $0.84 < \lambda < 0.94$.

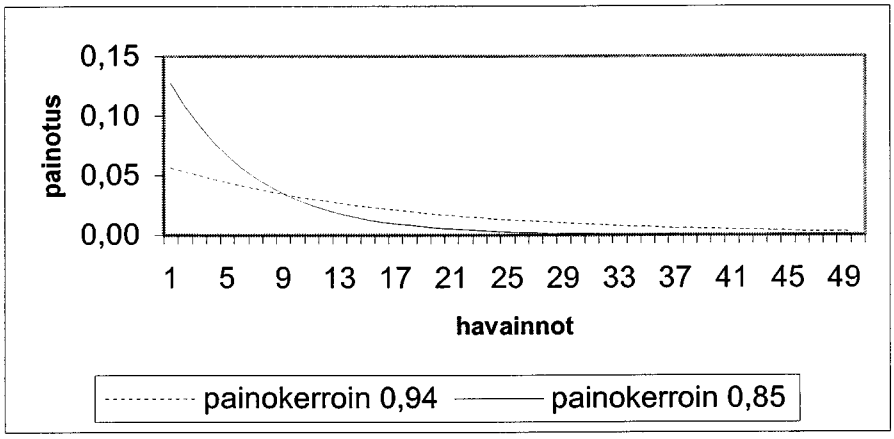


Kuvio 6. Empiirisen loglikelihood funktion kuvaaja välillä $0.84 < \lambda < 0.99$

Kuviosta voidaan havaita, että funktio saavuttaa miniminsä juuri pienimmillä painokertoimen arvoilla. Tämän mukaan pienimmillä painokertoimen arvoilla tulisi saada parhaimmat ennusteet VaR-laskentaa.

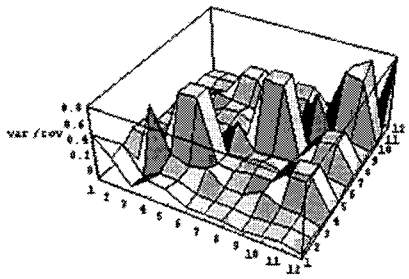
4.2.2 Kovarianssimatriisien laskeminen

Kohdan 4.2.1 tuloksista voidaan havaita, että estimoitu painokerroin poikkeaa huomattavasti RiskMetricsin suosittelemasta arvosta. Saadun painokertoimen käyttö varianssien ja kovarianssien laskemisessa vaikuttaa huomattavasti saataviin tuloksiin. Kuviossa 7 on piirretty kahden eri painokertoimen (0.94 ja 0.85) antamat painot havainnoille yhdestä viiteenkymmeneen. Kuviosta voidaan havaita selvästi painokertoimen pienenemisen vaikutus havaintojen painotukseen – pienellä painokertoimen arvolla uusimmat havainnot saavat suuremman painon ja vanhempien havaintojen painot laskevat paljon merkittävämmin kuin suuremmalla painokertoimen arvolla. Tämä tarkoitta, että metsäteollisuusyrityksen position kannalta tärkein informaatio sisältyy uusimpiin havaintoihin, jolloin näille havainnoille tulisi antaa suurin paino. Vanhemmilla havainnoilla ei näytä olevan suurtakaan merkitystä, minkä voi havaita kuviosta 7.

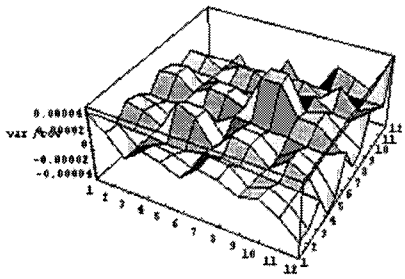


Kuvio 7. Painokertoimen arvon vaikutus havaintojen painotukseen viimeisimmästä havainnosta taaksepäin.

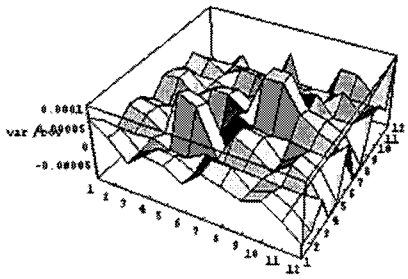
Eri kovarianssimatriisien numeeristen arvojen vertaamisella ei ole suurtakaan merkitystä, eikä niistä ole helppo havaita merkittäviä eroja. Siksi tässä tutkimuksessa on tyydytty kovarianssimatriisien graafiseen esitykseen kuvioiden 8.1.-8.3. mukaisesti.



Kuvio 8.1. Havainnot 24 kk



Kuvio 8.2. EWMA 24 kk (λ=0,94)



Kuvio 8.3. EWMA 24 kk (λ=0,85)

Kuviot 8.1.-8.3. Kovarianssimatriisien kolmiulotteiset kuvaajat eri aineistoa käyttäen. Pystyakselilla varianssi/kovarianssi ja vaaka-akseleilla riskifaktorit 1-12 taulukon 2 jaottelun mukaisesti.

Kuviosta voidaan havaita, miten EWMA vaikuttaa koko kovarianssimatriisiin. Kovarianssimatriisin diagonaalilla olevat varianssit tasoittuvat huomattavasti, jolloin kovarianssien merkitys kasvaa koko portfolion yhteisvaihtelun mittaamisessa. Jos varianssi on suuri ja kovarianssit olemattomia, voidaan portfoloin varianssia mitata pelkkien yksittäisten aikasarjojen varianssien avulla.

4.3 Mallin testaus

Metsäteollisuusyrityksille tärkeiden rahoitusmarkkina-aikasarjojen pohjalta estimoidun optimaalisen painorakenteen toimivuutta todellisessa Value-at-Risk -laskennassa testataan luomalla metsäteollisuusyritysten todellisista myynneistä ja velkojen rakenteesta malli, jossa tulevien ja lähtevien kassavirtojen markkinariskiä arvioidaan vuoden ajalta. Yrityksen liiketoiminnan todellista markkinariskiä voidaan parhaiten kuvata CashFlow-at-Risk tyyppisellä mittarilla, johon huomioidaan kaikki yrityksen

tilikaudella saamat ja maksamat kassavirrat. Tässä tutkimuksessa kavennetaan tarkastelukenttää kuitenkin hiukan. Tarkasteltaviin eriin otetaan ainoastaan tilikauden kokonaismyynti ja lainojen hoitokulut, koska tutkimuksen päätarkoitus on painorakenteen estimoiminen ja toiminnan testaaminen. Tämän takia on tärkeää luoda positio, joka on mahdollisimman selkeä ja yksinkertainen, koska tulokset ovat helpommin yleistettävissä laajempiin kokonaisuuksiin.

4.3.1 Simuloitavan position koostumus

Tutkimuksen position rakentamista varten on tutkittu kolmen suuren metsäteollisuusyrityksen Stora Enson, UPM-Kymmenen ja Metsä-Serlan tilinpäätöstietoja. Tarkoituksena on löytää tilinpäätöksistä ne valuutat, jotka muodostavat suurimman osan yritysten myynnistä ja niiden suhteellinen jakautuminen. Tutkimuksen hypoteettisen yrityksen positio on seuraavanlainen: myyntiä on kolmessa valuutassa, markoissa 36800 milj., dollareissa 3900 milj. ja punnissa 900 milj. sekä lainaa markoissa 14300 milj., dollareissa 1200 milj. ja punnissa 120 milj.

Myynnin rakenne	
Valuuttajakauma	Milj
FIM	36800
USD	3900
GBP	900

Taulukko 4. Kuvitteellisen valuuttaposition koostumus

Velkojen rakenne	
Valuuttajakauma	Milj.
FIM	14300
USD	1200
GBP	120

Taulukko 5. Kuvitteellisen velkasalkun koostumus

Myynnin ajatellaan jakautuvan tasaisesti koko vuodelle eli joka kuukausi saadaan 8,3% kokonaismyynnistä. Myyntiin vaikuttavat riskifaktorit ovat valuuttakurssit ja lyhyet korot myynnin tuottamien kassavirtojen nykyarvojen kautta. Lainojen korkojen

ajatellaan olevan kiinteitä (5,5%) tarkasteluhorisontilla, jolloin lainojenhoitokuluihin vaikuttavat valuuttakurssit ja lyhyet korot maksujen nykyarvon kautta.

4.3.2 Jälkitestaus

Tutkimuksen kolmas tutkimusongelma on testata saatujen painokertoimien toimivuutta VaR-ennusteissa. Mallin toimivuus voidaan tarkistaa jälkitestauksella, mikä yksinkertaisimmillaan tarkoittaa VaR-luvun ylitysten lukumäärän laskemista ja vertaamista ohjearvoihin. Testeissä tarkastellaan epäonnistumisen astetta. Testauksessa käytetään usein ei-parametrisia menetelmiä, jolloin tuottojen jakaumista ei tarvitse tehdä oletuksia.

Usein käytetty jälkitestaus on Kupiecin testi, jonka avulla voidaan määrittää VaR-lukujen ylityksille hyväksymisrajat (Jorion 1997, 94-95). Testi perustuu siis epäonnistumisen asteeseen - lasketaan montako kertaa VaR-luku on ylitetty esimerkiksi vuoden aikana ja verrataan tulosta hyväksymisrajoihin. Kupiec määritteli testin hyväksymisrajat tuottojakauman hännän perusteella, minkä ansiosta testi soveltuu juuri VaR-mallien jälkitestaukseen. Kyseisen testin idea on selvittää, kuinka monta VaR–luvun ylitystä tapahtuu tietyllä riskitasolla. Yhteenveto testin riskitasoista ja hyväksymisrajoista on koottu taulukkoon 6. Taulukossa p tarkoittaa riskitasoa. RiskMetrics käyttää VaR-laskennassa 95% todennäköisyyttä, jolloin sen riskitaso on 5% (taulukossa 0,05). Yleinen tapa suorittaa jälkitestaus on käyttää vuoden aineistoa eli 255 havaintoa oman portfolion arvonmuutoksista ja saaduista VaR-luvuista. Kupiecin testin mukaan tällä aineistolla RiskMetricsin riskitasolla ylityksiä saisi tulla 6-21, jotta malli toimisi hyväksyttävällä tarkkuudella.

Kupiec:n testin hyväksymisalue			
Riskitaso p	T= 255 päivää	T=510 päivää	T=1000 päivää
0.01	N<7	1<N<11	4<N<11
0.025	2<N<11	6<N<21	15<N<36
0.05	6<N<21	16<N<36	37<N<65
0.075	11<N<28	27<N<51	59<N<92
0.10	16<N<36	38<N<65	81<N<120

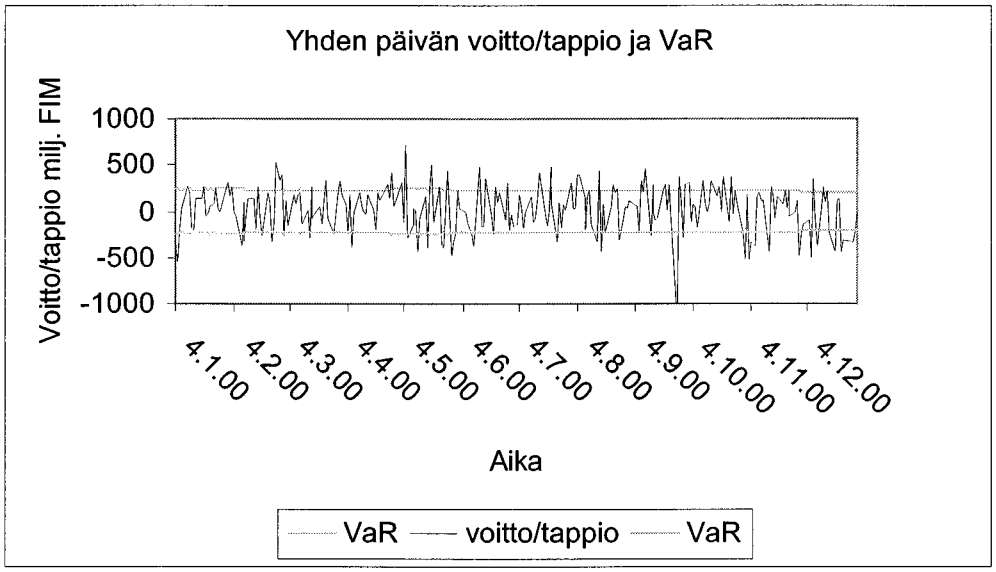
Taulukko 6. Kupiecin testin VaR-luvun hyväksytyt ylityskerrat eri riskitasoilla (Jorion 1997, 95)

VaR-laskenta toteutettiin SAS RiskDimension -ohjelmalla käyttäen Monte Carlo - simulointi ja kovarianssimatriiseja eri painotuksilla. Kuvitteellisen metsäteollisuusyrityksen positiolle laskettiin päivittäiset VaR-luvut ja position päivittäiset markkina-arvot käyttäen edellisessä kohdassa määriteltyjä myyntejä ja lainanhoitokuluja sekä vuoden 2000 aineistoa valituista aikasarjoista. Sama jälkitestaus suoritettiin neljällä eri kovarianssimatriisilla. Käytetyt kovarianssimatriisien estimoimismenetelmät olivat eksponentiaalista liukuvaa keskiarvoa käyttäen kohdassa 4.2.1 estimoitu metsäteollisuusyrityksen painokerroin 0,84, RiskMetricsin suositus 0,94 ja vertailun vuoksi mukaan otettu 0,99. Lisäksi neljäntenä estimoimismenetelmänä käytettiin painottamatonta vuoden aineistoa. Kaikki liukuvaa keskiarvoa käyttävät menetelmät tuottivat hyväksymisrajoihin verrattuna kaksinkertaiset ylitykset. Metsäteollisuusyrityksen painokertoimella ylityksiä tuli 46, RiskMetricsin suosituksella 49 ja vertailuarvolla 0,99 ylityksiä oli 42 kappaletta. Kun käytettiin vuoden aikasarjoja ilman painotusta kovarianssimatriisin laskemiseen, ylityksiä ei tullut yhtään. Tämä johtui siitä, että VaR-ennusteet olivat moninkertaisia verrattuna pahimpiin tappioihin. Yhteenveto tuloksista on koottu taulukkoon 7.

Painokertoimen arvo	VaR -luvun ylitykset
0.85	46
0.94	49
0.99	42
painottamaton 12 kk	0

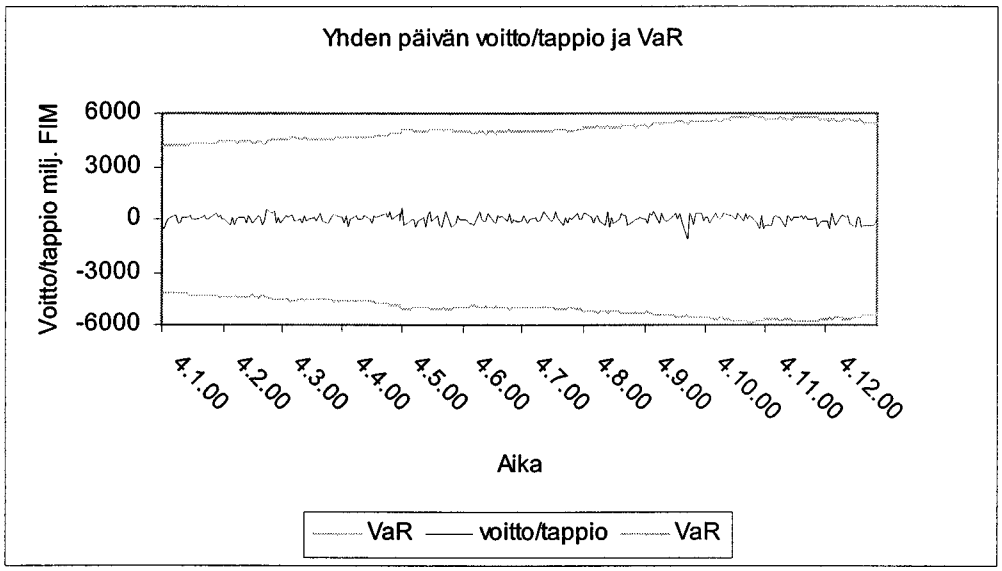
Taulukko 7. Kupiecin testin VaR-luvun ylityskerrat

Metsäteollisuusyrityksen position markkina-arvon muutoksien ja VaR-ennusteiden hahmottamiseksi niistä on piirretty kuviot 9. ja 10., joihin on piirretty kahden eri estimoimismenetelmän (painokerroin 0,85 ja ei painotusta) tuottamat VaR-ennusteet ja position arvon muutokset eli päivittäiset voitot ja tappiot.



Kuvio 9. Jälkitestauksella tuotetut VaR-ennusteet (EWMA painokertoimella 0,85) ja toteutuneet tappiot

Kun käytetään estimoinnin tuottamaa painokerrointa 0,84, VaR-ennusteet muodostavat selvän putken, jossa ei ole suuria muutoksia koko tarkasteluaikana. Volatiliteetin muutokset eivät siis selvästikään johda VaR-luvun kasvamiseen, mikä tarkoittaa ettei EWMA:a käyttäen pystytä ennustamaan volatiliteettia.



Kuvio 10. Jälkitestauksella tuotetut VaR-ennusteet (ei painotusta) ja toteutuneet tappiot

Kuviossa 10. puolestaan nähdään mitä tapahtuu, kun käytetään vuoden aineistoa painottamattomana. VaR-luvut ovat moninkertaisia tappioihin nähden. Kuvioiden 9. ja 10. hahmottamista helpottaa, jos tarkastelee eri kovarianssimatriiseja, joita on käytetty pohjana Monte Carlo -simuloinnissa. Kuvion 9. esittämässä VaR-laskennassa on pohjana ollut kuvion 8.3. mukainen kovarianssimatriisi ja kuvion 10. laskennassa pohjana on ollut kovarianssimatriisi 8.1. Estimoimismenetelmällä ei ole siis ainoastaan suuri vaikutus kovarianssimatriisiin, vaan sillä on suuri vaikutus myös lopullisiin VaR-lukuihin.

5 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkimuksen tarkoitus oli selvittää, mikä on optimaalinen painorakenne suomalaisen metsäteollisuusyrityksen EWMA-pohjaisessa VaR-laskennassa, kun optimaalisuuden kriteerinä käytetään RiskMetricsin Maximum Likelihood -menetelmää. Menetelmää käytettiin, koska se on yleisessä käytössä rahoitusmarkkinoilla ja myös metsäteollisuusyrityksissä. Tutkimuksella oli kolme alaongelmaa, joista kaksi ensimmäistä liittyi painokertoimen arvoon; ensimmäisenä oli se, muuttuuko painokerroin RiskMetricsin suosituksesta 0,94 ja toisena se, vaikuttaako sellun hinnan aikasarja painokertoimeen. Kolmas alaongelma oli selvittää, tuottaako EWMA:aa

käyttämä VaR-malli tarkkoja ennusteita eri painokertoimen arvoilla. Tutkimuksessa tehtiin oletus positioiden erilaisuuteen perustuen, että myös painokertoimen tulisi olla erilainen. Tutkimuksen päätulokseksi saatiin, että metsäteollisuusyrityksen painokerroin eroaa RiskMetricsin suosituksesta, aivan kuten alussa oletettiin, mutta sellun hinnan käyttäminen ei merkittävästi muuttanut saatua optimaalista arvoa. Millään tarkastellulla painokertoimen arvolla EWMA:aa käyttävällä VaR-mallilla ei saatu tarkkoja ennusteita.

Optimaalista painorakennetta tutkittiin ensin valitsemalla metsäteollisuusyritykselle tärkeät rahoitusmarkkina-aikasarjat. Metsäteollisuusyrityksen hyödykkeen hintariski huomioitiin ottamalla mukaan sellun hinta, koska päivittäinen markkinahinta on saatavilla hyvin toimivilta markkinoilta. Lisäksi muiden paperituotteiden hinnat ovat läheisessä yhteydessä sellun hintaan, koska sellua käytetään muiden tuotteiden raaka-aineena, jolloin sellun hinnanmuutokset siirtyvät myös muiden tuotteiden hintoihin. Näin ollen sellun hintaa voidaan käyttää approksimaationa siitä, kuinka paperituotteiden hinnat ja rahoitusmarkkinainstrumenttien tuotot korreloivat. Näin saatiin rakennettua metsäteollisuusyrityksen positio. Metsäteollisuusyrityksen kannalta optimaalista painorakennetta tutkittiin erilaisin oletuksin rahoitusmarkkinoiden tuotoista ja aikasarjojen pituudesta sekä hyödykemarkkinoiden vaikutuksesta. Optimaalisen painorakenteen estimointi toteutettiin muodostamalla aikasarjojen tuotosta RiskMetricsin tuottojen normaalijakaumaoletuksen mukainen likelihood-funktio. Optimaalinen painokerroin estimoitiin Newton-Raphson -menetelmällä etsimällä likelihood-funktion minimoiva painokertoimen arvo.

Tuloksiksi saatiin, että painorakenne ei ole vakio ja sama kaikille portfolioille. Metsäteollisuusyritykselle optimaalinen painokerroin on tulosten mukaan kahden desimaalin tarkkuudella 0,85. Oletuksella tuottojen keskiarvosta ei ollut vaikutusta painokertoimeen; sekä oletus tuottojen nollakeskiarvosta ja keskiarvoestimaattorin käyttö kovarianssimatriisin laskemisessa tuottivat saman tuloksen. Kun sellun hinta jätettiin pois estimoinnista, saatiin painokertoimen arvoksi 0,86, mikä tarkoittaa, ettei hyödykemarkkinoiden aikasarjojen käytöllä ole merkittävää vaikutusta painokertoimeen. Eri pituisten aikasarjojen käytöllä estimoinnissa oli vähäinen vaikutus painokertoimen arvoon, sillä kahden vuoden, vuoden ja kuuden kuukauden aikasarjat tuottivat samat tulokset. Vasta yhden ja kolmen kuukauden aikasarjat muuttivat hiukan painokerrointa.

Todellisen EWMA:a käyttävän VaR-laskennan ennustustarkkuutta testattiin luomalla kuvitteellisen metsäteollisuusyrityksen positio vuoden viennistä ja lainojenhoitokuluista, minkä perusteella suoritettiin VaR-mallin toimivuuden testaaminen Kupiecin testillä. Laskenta toteutettiin RiskMetricsin suositusten mukaisesti 95% luottamustasolla, jolloin Kupiecin testin hyväksymiseksi VaR-luvun ylityksiä olisi tullut olla 6-21. RiskMetricsin suosituksen mukaisella painokertoimella 0,94 suoritettu testaus tuotti 49 ylitystä ja metsäteollisuudelle optimaalisella painokertoimella 0,85 ylityksiä tuli 46 kappaletta. Vertailun vuoksi sama testi toistettiin käyttämällä vuoden aikasarjojen painottamattomia havaintoja, jolloin ylityksiä ei tullut yhtään. VaR-ennusteista tuli nelinkertaisia verrattuna koko aineistossa olleisiin pahimpiin tappioihin. Tuloksista voidaan päätellä, että EWMA-pohjaiset VaR-mallit toimivat huonosti, eikä painotuksen poisjättäminen paranna tarkkuutta - se johtaa toiseen ääripäähän: liian suuriin VaR-ennusteisiin. RiskMetricsin menettely EWMA:n painokertoimen valintaan on puhtaasti tilastotieteellinen, eikä sen käyttäminen tai uudelleen estimoiminen välttämättä johda parempiin VaR-ennusteisiin. Saatujen tulosten perusteella RiskMetrics-lähestymistapa ei selvästikään kykene korrektisti mallittamaan rahoitusmarkkinoiden volatiliteetteja ja korrelaatioita. Tuloksista voidaan päätellä, että varianssin stokastisuuden voisi mallittaa paremmin jollakin muulla menetelmällä, kuten esimerkiksi ARCH-mallilla. RiskMetricsin oletus tuottojen normaalijakautuneisuudesta ei näytä pitävän paikkaansa, koska tuottojakaumien vinous- ja huipukkuusarvot poikkesivat teoreettisen normaalijakauman arvoista. Jakaumien paksuhäntäisyys tulee selkeästi esille Kupiecin testeissä, koska VaR-ennusteet systemaattisesti aliarvioivat markkinariskiä. Tutkimuksen tuloksista kokonaisuudessaan voidaan yhteenvetona tehdä johtopäätös, että RiskMetrics-metodologia ei sovellu metsäteollisuusyrityksen markkinariskin ennustamiseen.

LÄHTEET

Ahlsted M. (1995), *Valuuttakurssien ja korkojen tilastollisista jakaumista,* Suomen Pankin keskustelualoitteita 37/95 Helsinki.

Ahlsted M (1997), *Exhange rate, interest rate and stock market price volatility for Value-at-Risk Analysis,* Bank of Finland Discussion Papers 7/97 Helsinki.

Ahlsted M. (1998), *Analysis of Financial Risks in a GARCH framework*, Bank of Finland studies E:11 Helsinki.

Alexander C. (1994) *History debunked,* Risk, Vol 7, No 12, December 1994.

Alexander C.(1996) *Evaluating RiskMetrics as a risk measurement tool for your operations: What are its advantages and limitations?,* Derivatives: Use, Trading and Regulation, 2, no. 3.

Alexander C., Leigh C. (1997) *On the Covariance Matrices Used in VaR Models,* Journal of Derivatives 4.

Alexander C. ed. (1999), *Risk Management and Analysis, Volume 1: Measuring and modelling Financial Risk* John Wiley & Sons.

Andersen T,G. & Bollerslev T. (1997), *Heterogenous Information and Return Volatility Dynamics: Uncovering the Long-Run in High Frequency Returns,* Journal of Finance 52, 975-1005.

Beder T. (1995), *VAR: Seductive but Dangerous*, Financial Analysts Journal, September/October 1995, 12-24.

Blattberg R.C. & Gondes N.J. (1974), *A comparsion of the stable and student distributions as stasitical models for stock prices* The Journal of Businnes VOL 47 No 2:244-280.

Brailsford T.J. & Faff R.W. (1996), *An evalution of volatility forecasting techniques,* Journal of Banking & Finance 20, (1996) pp. 419-438.

Boche J. & Ricker A. (1999), *Learning the lesson*, Risk November 1999, Risk Waters Group.

Boothle P. & Glasman D. (1987), *The Statistical Distribution of Exhange Rates*, Journal of International Economics 22, 1987.

Chiang A.C. (1984), *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, McGraw-Hill.

Christoffersen P. F. & Diebol F. X. (2000), *How Relevant is Volatility Forecasting for Financial Risk Management?*, The Review of Economics and Statistics, VOL. LXXXII, February 2000, Number 1,12-21.

Danielsson J. & de Vries C.G. (1997) *Tail Index and Quantile Estimation with Very High Frequency Data.* Journal of Empirical Finance No. 4.

Dhrymes P.H.(1970), *Econometrics*, Harper & Row, London.

Glaeser B. (1998), *The next frontier?*, Risk, August 1998, 91-93.

Gujarati D.N. (1995), *Basic Econometrics*, 3rd ed, McGraw-Hill.

Harwey A. C. (1989), *Forecasting, structual time series models and the Kalman filter,* Campridge University Press.

Häkkinen K. (1998), *Matematiikan peruskurssi,* Jyväskylän yliopiston taloustieteellisen osaston julkaisuja, Jyväskylä.

Jauri O. (1997), *Riskienhallinta uudesta näkökulmasta*, Kauppakaari Oy, Helsinki.

Jorion P. (1997), *Value at Risk: The New Benchmark for Controlling Market Risk*, Irwin.

J.P. Morgan (1996), *"Riskmetrics - technical document"*, Fourth Edition, New York.

J.P. Morgan (1996), *"Corporatemetrics - technical document"*, First Edition, New York.

Kasanen E & Lundström T & Puttonen V & Veijola R (1997), *Rahoitusriskit yrityksissä*, WSOY, Porvoo.

Kivelä S.K. (1992), *Reaalimuuttujien analyysi,* Otatieto Oy, Espoo.

Kregszig E. (1992), Advanced engineering mathematics 7th edition,John Wiley & Sons Ltd.

Kupiec P. (1995), *Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Management Models,* Journal of Derivates 2 (December 1995)

Lawrence C. (1995) *How Safe is RiskMetrics ?*, Risk /Vol 8/No 1/January 1995.

Linsmeier T. J. & Pearson N. D. (2000), *Value at Risk*, Financial Analysts Journal Vol. 56, No 2 March/April 2000, A Publigation of the Assocation for Investment Management and Research.

Liu J. & Lu B. (1998), *Non-Hedgable Risk: Model Risk* teoksessa Perspectives on Interest Rate Risk Management for Money Managers and Traders, Capital Market Risk Advisors.

Longerstaey J. & Zangari P. (1995) *How Safe is RiskMetrics ?*, Risk /Vol 8/No 1/January 1995.

Meggison W.L. (1997), *Corporate Finance Theory* Addison-Wesley Educational Publisher Inc.

Metsäteollisuus ry (2000), *Avain Suomen metsäteollisuuteen*, Libris Oy, Helsinki.

Metsä-Serla Oyj (2000), *Vuosikertomus 2000*, Metsä-Serla Oyj, Espoo.

Puttonen V. & Valtonen E. (1996), *Johdannaismarkkinat*, WSOY, Porvoo.

Rantala O. (1994), *Valuuttakurssimuutosten vaikutus yritysten kannattavuuteen,* Suomen Pankin keskustelunaloitteita 1/95, Suomen Pankki, Helsinki.

Stein J. & Usher S. & Laguttuta D. & Youngen J. *A.* (2000), *Comparables Approach to Measuring Cashflow-at-Risk for Non-Financial Firms* , SSRN Journal October 9, 2000.

Stora Enso Oyj (2000), *Vuosikertomus 2000*, Stora Enso Oyj, Helsinki.

Vataja J. (1997), *Cointegration in International Commodity Markets*, Proceedings of the University of Vaasa. Discussion Papers 203, Vaasa.

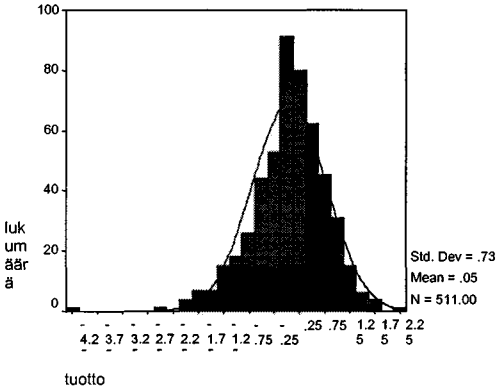
LIITE 1. Tuotoista lasketut tilastolliset tunnusluvut

Aikasarjojen tuottojen tilastolliset tunnusluvut

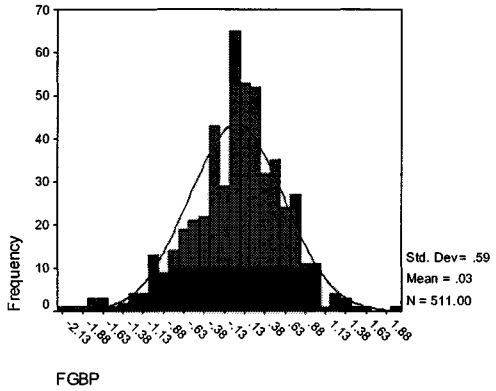
	FUSD	FGBP	EURI3	FIM5Y	FIM10Y	USD3M	US5YT	US10YT	GBP3M	GBP5Y	GBP10Y	PULPEX
Keskiarvo	0,0463	0,0255	0,0795	0,0611	0,0502	0,0471	0,0171	0,0172	-0,0062	0,0359	0,0348	0,0560
Std. Error (keskiarvo	0,0324	0,0259	0,0386	0,0501	0,0418	0,0269	0,0430	0,0417	0,0332	0,0388	0,0427	0,0522
Mediaani	0,0748	0,0636	0	0	0	0	0,0050	-0,0114	0	0	0	0
Moodi	0	0	0	0	0	0	-2,8413	-2,9526	0	0	0	0
Keskihajonta	0,7329	0,5864	0,8733	1,1334	0,9453	0,6077	0,9720	0,9431	0,7510	0,8771	0,9654	1,1806
Varianssi	0,5372	0,3439	0,7627	1,2845	0,8936	0,3693	0,9449	0,8894	0,5640	0,7693	0,9319	1,3938
Vinous	-0,6866	-0,4731	5,3960	0,7977	0,4656	2,2499	0,1517	0,0280	0,6330	0,4171	0,2898	0,3832
Std. Error (vinous)	0,1080	0,1080	0,1080	0,1080	0,1080	0,1080	0,1080	0,1080	0,1080	0,1080	0,1080	0,1080
Huipukkuus	2,3300	1,0364	123,5050	2,5485	0,9627	20,9912	0,6716	0,1913	13,0223	0,7255	1,0303	5,3887
Std. Error of (huipukl	0,2157	0,2157	0,2157	0,2157	0,2157	0,2157	0,2157	0,2157	0,2157	0,2157	0,2157	0,2157
Range	6,4573	4,1935	21,8376	8,3939	6,1301	7,5734	6,5391	5,8828	9,3098	5,8255	7,1701	12,3378
Minimi	-4,2046	-2,1832	-8,4659	-2,8479	-2,6132	-2,4441	-2,8413	-2,9526	-4,0750	-2,4589	-3,2620	-5,3744
Maksimi	2,2528	2,0103	13,3717	5,5460	3,5168	5,1293	3,6979	2,9301	5,2348	3,3666	3,9081	6,9634

LIITE 2. Aikasarjojen tuottojen graafinen tarkastelu sovitettuna teoreettiseen normaalijakaumaan (1/2)

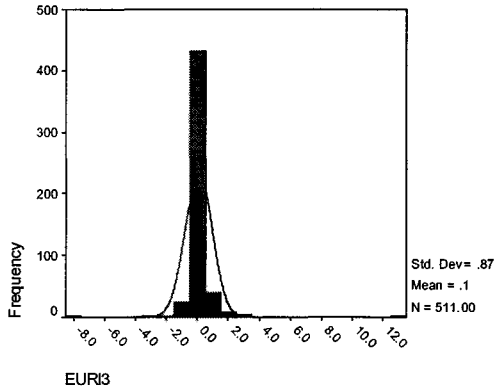
FUSD



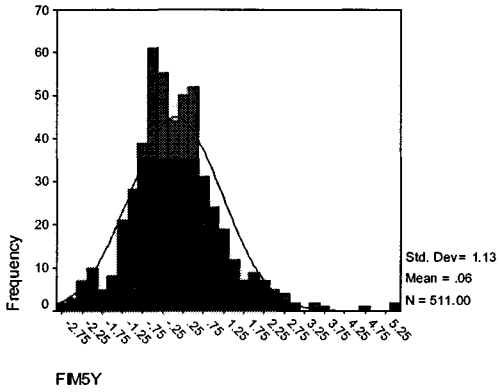
FGBP



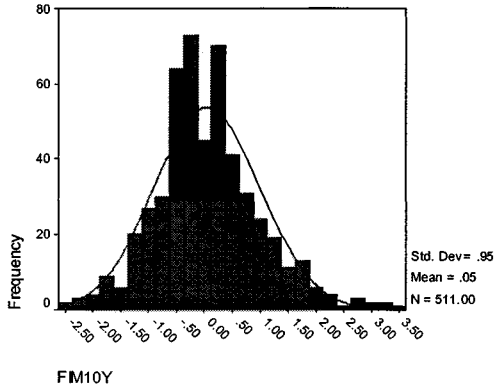
EURI3



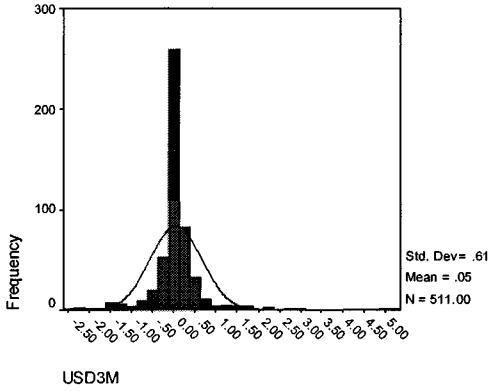
FIM5Y

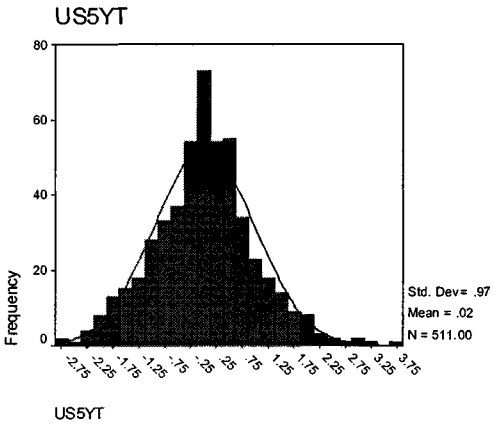


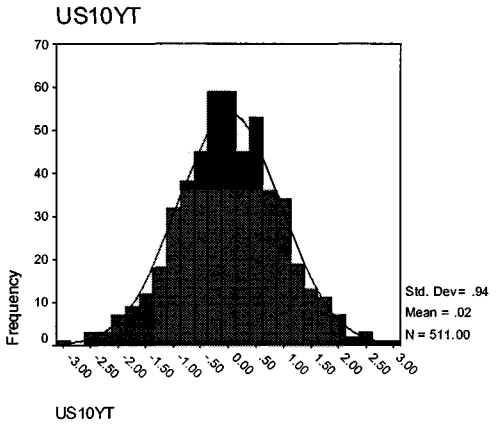
FIM10Y

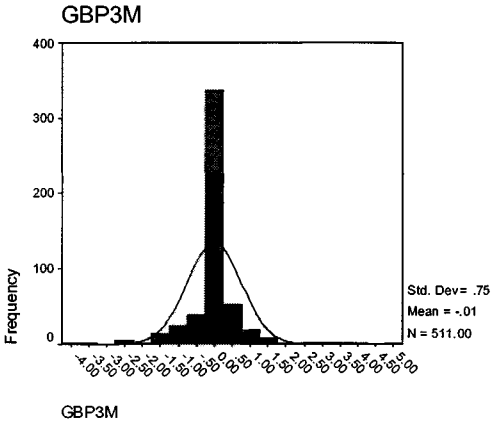


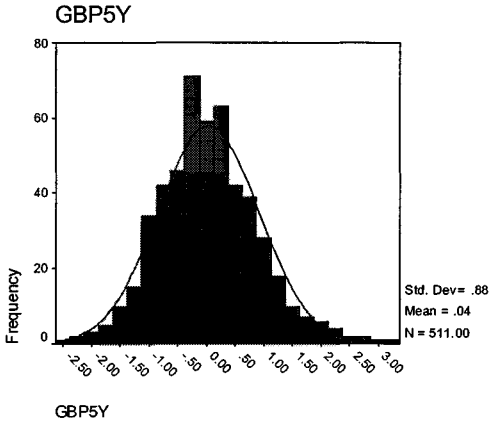
USD3M

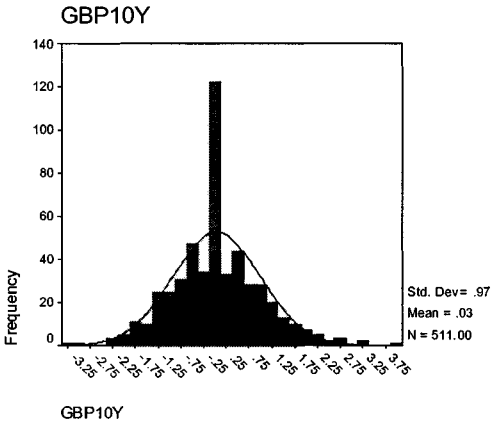


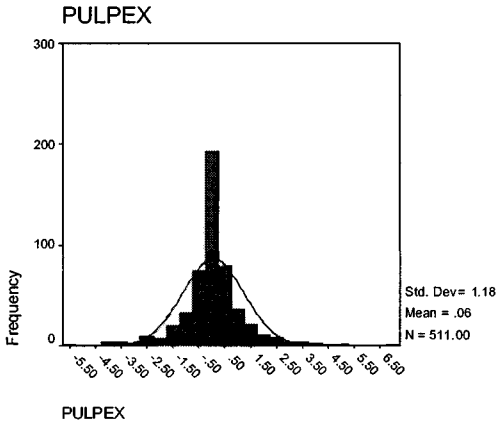

US5YT
Frequency
Std. Dev= .97
Mean = .02
N = 511.00
US5YT


US10YT
Frequency
Std. Dev= .94
Mean = .02
N = 511.00
US10YT


GBP3M
Frequency
Std. Dev= .75
Mean = -.01
N = 511.00
GBP3M


GBP5Y
Frequency
Std. Dev= .88
Mean = .04
N = 511.00
GBP5Y


GBP10Y
Frequency
Std. Dev= .97
Mean = .03
N = 511.00
GBP10Y


PULPEX
Frequency
Std. Dev= 1.18
Mean = .06
N = 511.00
PULPEX

```
allocate 512
open data "a:\koko_data.wks"
data(format=wks,org=obs) 1 512 fusd fgbp euri3 fim5y fim10y usd3m us5yt us10yt gbp3m gbp5y
gbp10y pulpex

set fusdt = log(fusd/fusd{1})*100
set fgbpt = log(fgbp/fgbp{1})*100
set euri3t = log(euri3/euri3{1})*100
set fim5yt = log(fim5y/fim5y{1})*100
set fim10yt = log(fim10y/fim10y{1})*100
set usd3mt = log(usd3m/usd3m{1})*100
set us5ytt = log(us5yt/us5yt{1})*100
set us10ytt = log(us10yt/us10yt{1})*100
set gbp3mt = log(gbp3m/gbp3m{1})*100
set gbp5yt = log(gbp5y/gbp5y{1})*100
set gbp10yt = log(gbp10y/gbp10y{1})*100
set pulpext = log(pulpex/pulpex{1})*100

vcv(noprint,nocentered,matrix=cov0) 1 50
#fusdt fgbpt euri3t fim5yt fim10yt usd3mt us5ytt us10ytt gbp3mt gbp5yt gbp10yt pulpext
declare vector[rectangular] cov1 chelp
dim cov1(512) chelp(511)
do i=1,512
        compute cov1(i)=cov0
end do

make a
#fusdt fgbpt euri3t fim5yt fim10yt usd3mt us5ytt us10ytt gbp3mt gbp5yt gbp10yt pulpext
do i = 1,511
        compute [vector] ch1 = || a(i,1), a(i,2), a(i,3), a(i,4), a(i,5), a(i,6), a(i,7), a(i,8), a(i,9),
a(i,10), a(i,11), a(i,12) ||
    compute [rectangular] chelp(i) = ch1*tr(ch1)
end do



compute d1 = 0.00
compute  dcay = 0.99
compute [rectangular] summa = 0.00
compute [rectangular] deriv1 = 0.00
compute [rectangular] deriv2 = 0.00
compute [rectangular] apu = 0.00

loop {

*  Value of the Likelihood function     *
        do i = 3,512
                {
```

```
                    compute [rectangular] cov1(i) = dcay*cov1(i-1)+(1.0-dcay)*chelp(i-2)
                    }
          end do
          do i = 3,511
                    {
                    compute [vector] ch2 = || a(i,1), a(i,2), a(i,3), a(i,4), a(i,5), a(i,6), a(i,7),
a(i,8), a(i,9), a(i,10), a(i,11), a(i,12) ||
                    compute [rectangular] summa = log(%det(cov1(i))) +
tr(ch2)*(inv(cov1(i)))*ch2
                    }
          end do

*   Te First Derivative    *
     compute ddcay = dcay - 0.001
do i = 3,512
                    {
                    compute [rectangular] cov1(i) = ddcay*cov1(i-1)+(1.0-ddcay)*chelp(i-
2)
                    }
          end do
          do i = 3,511
                    {
                    compute [vector] ch2 = || a(i,1), a(i,2), a(i,3), a(i,4), a(i,5), a(i,6), a(i,7),
a(i,8), a(i,9), a(i,10), a(i,11), a(i,12) ||
                    compute [rectangular] deriv1 = log(%det(cov1(i))) +
tr(ch2)*(inv(cov1(i)))*ch2
                    }
          end do
     compute [rectangular] deriv1 = summa - deriv1


*   The Second Derivative    *
     compute ddcay = ddcay - 0.001
do i = 3,512
                    {
                    compute [rectangular] cov1(i) = ddcay*cov1(i-1)+(1.0-ddcay)*chelp(i-
2)
                    }
          end do
          do i = 3,511
                    {
                    compute [vector] ch2 = || a(i,1), a(i,2), a(i,3), a(i,4), a(i,5), a(i,6), a(i,7),
a(i,8), a(i,9), a(i,10), a(i,11), a(i,12) ||
                    compute [rectangular] apu = log(%det(cov1(i))) +
tr(ch2)*(inv(cov1(i)))*ch2
                    }
          end do
```

```
    compute [rectangular] deriv2 = deriv1 - apu
    display "The Second Derivative"; write deriv2
    compute a2 = deriv2(1,1)
    compute a1 = deriv1(1,1)


            display "decay"
            display dcay
            display "-1*Loglikelihood"
            write summa
            display " "
    if abs(summa(1,1) - d1) < 0.00001
            break
    compute d1 = summa(1,1)
            compute dcay = dcay - (a1/a2)


            }
end loop
display "Algoritmi on konvergoinut"
```

LIITE 4. Myynnin arvon laskeminen

```
if currency="FIM" then _value_=(1/12)/(1+(eur3/12)/100)
+(1/12)/(1+(eur3/12/100))**2
+(1/12)/(1+(eur3/12/100))**3
+(1/12)/(1+((eur3/12 + ((eur6-eur3)/3*12))/100))**4
+(1/12)/(1+((eur3/12 + 2*((eur6-eur3)/3*12))/100))**5
+(1/12)/(1+(eur6/12/100))**6
+(1/12)/(1+((eur6/12 + ((eur12-eur6)/6*12))/100))**7
+(1/12)/(1+((eur6/12 + 2*((eur12-eur6)/6*12))/100))**8
+(1/12)/(1+((eur6/12 + 3*((eur12-eur6)/6*12))/100))**9
+(1/12)/(1+((eur6/12 + 4*((eur12-eur6)/6*12))/100))**10
+(1/12)/(1+((eur6/12 + 5*((eur12-eur6)/6*12))/100))**11
+(1/12)/(1+(eur12/12/100))**12;

if currency="USD" then _value_=(1/12)/(1+(usd3/12)/100)
+(1/12)/(1+(usd3/12/100))**2
+(1/12)/(1+(usd3/12/100))**3
+(1/12)/(1+((usd3/12 +((usd6-usd3)/3*12))/100))**4
+(1/12)/(1+((usd3/12 + 2*((usd6-usd3)/3*12))/100))**5
+(1/12)/(1+(usd6/12/100))**6
+(1/12)/(1+((usd6/12 + ((usd12-usd6)/6*12))/100))**7
+(1/12)/(1+((usd6/12 + 2*((usd12-usd6)/6*12))/100))**8
+(1/12)/(1+((usd6/12 + 3*((usd12-usd6)/6*12))/100))**9
+(1/12)/(1+((usd6/12 + 4*((usd12-usd6)/6*12))/100))**10
+(1/12)/(1+((usd6/12 + 5*((usd12-usd6)/6*12))/100))**11
+(1/12)/(1+(usd12/12/100))**12;


if currency="GBP" then _value_=(1/12)/(1+(gbp3/12)/100)
+(1/12)/(1+(gbp3/12/100))**2
+(1/12)/(1+(gbp3/12/100))**3
+(1/12)/(1+((gbp3/12 +((gbp6-gbp3)/3*12))/100))**4
+(1/12)/(1+((gbp3/12 + 2*((gbp6-gbp3)/3*12))/100))**5
+(1/12)/(1+(gbp6/12/100))**6
+(1/12)/(1+((gbp6/12 + ((gbp12-gbp6)/6*12))/100))**7
+(1/12)/(1+((gbp6/12 + 2*((gbp12-gbp6)/6*12))/100))**8
+(1/12)/(1+((gbp6/12 + 3*((gbp12-gbp6)/6*12))/100))**9
+(1/12)/(1+((gbp6/12 + 4*((gbp12-gbp6)/6*12))/100))**10
+(1/12)/(1+((gbp6/12 + 5*((gbp12-gbp6)/6*12))/100))**11
+(1/12)/(1+(gbp12/12/100))**12;
```

LIITE 5. Lainanhoitokulujen laskeminen

```
 if currency="FIM" then
        _value_= AMT_LC*Frate/2/(1+Eur6/200)+ AMT_LC*Frate/2/(1+Eur12/100)
;

if currency="USD" then
       _value_=  AMT_LC*Frate/2/(1+Usd6/200)+ AMT_LC*Frate/2/(1+Usd12/100)

;

if currency="GBP" then
       _value_=  AMT_LC*Frate/2/(1+Gbp6/200)+ AMT_LC*Frate/2/(1+Gbp12/100)

;
```