

Estimointiraportti

Uuden vakavaraisuusrajan laskentasäännöt
sekä selvitys parametrien estimointityöstä

19.11.2014

Sisältö

1 Johdanto	4
2 Pääomavaateen laskentaohjeet	4
2.1 Osakeriskin vakavaraisuuslaskenta	5
2.1.1 Osakkeiden basis-risk	6
2.1.2 Osakkeiden keskittymäriski	7
2.2 Korkoriskin vakavaraisuuslaskenta	7
2.3 Sprederiskin (korkomarginaaliriski) vakavaraisuuslaskenta	9
2.3.1 Luottoluokitukset	10
2.3.2 Rahaston keskimääräisen luottoluokituksen laskenta	10
2.4 Lainojen vakavaraisuuslaskenta	11
2.5 Kiinteistöriskin vakavaraisuuslaskenta	12
2.5.1 Suorat kiinteistösijoitukset sekä rahastosijoitukset, joille ei ole markkinahintaa ...	12
2.5.2 Noteeratut kiinteistörahastot	12
2.6 Velkavivun huomioiminen	12
2.7 Valuuttakurssiriskin vakavaraisuuslaskenta	13
2.8 Hyödykeriskin vakavaraisuuslaskenta	14
2.9 Vakuutusriskin vakavaraisuuslaskenta	16
2.9.1 Varsinaiset vakuutusriski	16
2.9.2 Tuottovaaderiski	16
2.10 Johdannaisten odotetut tuotot	17
2.10.1 Osakejohdannaiset	17
2.10.2 Korkojohdannaiset	17
2.10.3 Muut	18
2.11 Hedge rahastojen käsittely	18
2.11.1 Hedge rahastomodulin alaiset sijoitukset	18
2.11.2 Vakavaraisuuslaskenta	19
2.12 Keskittymien vastapuoliriskin pääomavaade	20
2.13 Muut riskilajit	21
3 Riskiluokkien valinta ja stressien estimointi	21
3.1 Johdanto riskiluokkiin	21
3.2 Pääomavaateen laskentakaava	22
3.2.1 VaR (97,5 %) riskimitta	22
3.2.2 Yksittäisen riskilajin pääomavaade	22
3.2.3 Yhdistetty pääomavaade	23
3.3 Osakeriski	25
3.3.1 Osakeriskiluokkien valinta	25
3.3.2 Osakeriskin stressien estimointi	29
3.3.3 Estimointiajanjakso	33
3.3.4 Osakeriskin parametrit	34
3.3.5 Pääomarahastot ja noteeraamattomat osakkeet	34
3.3.6 Osakkeiden basis risk parametrin estimointi	35
3.3.7 Osakkeiden keskittymäriskin parametrien estimointi	36
3.3.8 Keskittymäriskin mittaaminen	38
3.3.9 Analyysissa käytetty aikasarja-aineisto	39
3.3.10 Estimointimenetelmä ja tulokset	39
3.3.11 Estimointitulokset	40
3.3.12 Mallin (2) parametrien estimointi	42
3.3.13 Johtopäätökset	44
3.3.14 QIS3, keskittymäriskin laskenta	44
3.4 Johdannaiset	45
3.4.1 Johdannaisen hinnanmuutoskaavan johtaminen	46
3.4.2 Johdannaisten odotetut tuotot	46
3.5 Korkoriski	47

3.5.1 Korkoriskin kaava.....	47
3.5.2 Korkotuottojen laskenta.....	47
3.5.3 Korkokehitys	48
3.5.4 Tunnuslukuja.....	50
3.5.5 VaR ja CVaR.....	50
3.5.6 Volatiliteetti.....	52
3.5.7 Tuottojakaumien histogrammit	53
3.5.8 Korrelaatiot.....	55
3.5.9 Korkotuottojen kääntäminen korkosokeiksi.....	56
3.5.10 Pääkomponenttianalyysi	58
3.6 Luottomarginaaliriski (sprediriski)	60
3.6.1 Sprediriskin kaava.....	60
3.6.2 Spredituottojen estimointi	60
3.6.3 Spredituottojen kehitys	62
3.6.4 Tunnuslukuja.....	64
3.6.5 VaR ja CVaR.....	65
3.6.6 Tuottojakaumien histogrammit	69
3.6.7 Korrelaatiot.....	72
3.6.8 Spredituottojen kääntäminen spredisokeiksi.....	73
3.6.9 Financial vs. Non-Financial	75
3.7 Kiinteistöriski	78
3.7.1 Riskiluokkajako ja käytetty aineisto	78
3.7.2 Vuosituottojen VaR-estimaatit	80
3.8 Valuutariski.....	86
3.8.1 Johdanto	86
3.8.2 Yhden valuuttastressin käyttö.....	87
3.9 Hyödykeriski	89
3.9.1 Johdanto	89
3.9.2 Tuloksia	89
3.9.3 VaR ja CVaR riskinmitat.....	89
3.9.4 Tuottojakaumien histogrammit	91
3.9.5 Korrelaatiot.....	93
3.9.6 Yksi hyödykeluokka.....	94
3.10 Vakavaraisuuslaskenta hedge-rahastosijoituksille	96
3.10.1 Johdanto	96
3.10.2 Analyysissä käytetty aikasarja-aineisto	96
3.10.3 Riskifaktorit	98
3.10.4 Estimointimenetelmä.....	99
3.10.5 Estimointituloksia ja regressiolataukset	99
3.10.6 Hedge rahastojen käsittely vakavaraisuuslaskennassa	106
3.10.7 HF vakavaraisuusvaatimukset QIS 2 parametreilla	107
3.11 Velkavipu.....	108
3.11.1 Oman pääoman tuotto.....	108
3.11.2 Odotettu tuotto	108
3.11.3 VaR.....	108
3.11.4 Ehdotuksia velkavivun käsittelyyn	110
3.11.5 Vipukaavojen vertailu Qis2-aineiston avulla	112
3.12 Yhteenveto VaR-estimaateista	113
4 Korrelaatiokertoimien estimointi	120
4.1 Virhearvio	120
4.2 Aineisto	122
4.3 Korrelaatiokertoimet	123
4.3.1 Osakkeet.....	123
4.3.2 Osakkeet ja korko	126
4.3.3 Spredi	131

4.3.4 Osakkeet ja spreadit	134
4.3.5 Korko ja spreadi	135
4.3.6 Valuutta.....	137
4.3.7 Hyödykkeet	138
4.3.8 Noteeraamattomat osakkeet ja pääomarahastot	139
4.3.9 Kiinteistöriskin korrelaatiot.....	140
5 Tuottojen odotusarvot	143
5.1 Tuottojen odotusarvojen laskennasta	143
5.2 Osaketuotot	143
5.3 Korkotuotot	144
5.4 Spreadituotot	144
5.5 Valuutta- ja hyödyketuotot	145
5.6 Kiinteistöt.....	145

1 Johdanto

Tämän muistion tarkoituksena on kuvata vuonna 2017 voimaantulevan vakavaraisuusuudistuksen pääomavaateen (vakavaraisuusrajan) laskentasäännöt sekä laskennassa tarvittavien vakoiden estimointityötä. Tarkoituksena on kuvata erityisesti estimoinneissa käytettyjä metodeja, ei niinkään lopputuloksia. Estimointeja tehtäessä käytettiin pääosin 97,5 % todennäköisyystasoa.

Luvussa 2 kuvataan kaavamuodossa vakavaraisuusrajan laskentasäännöt, joita on käytetty kirjoittamishetken tuoreimmassa vaikuttavuusharjoituksessa (QIS4). Kaavat ohjeistavat laskentaa osin tarkemmin kuin mitä hallituksen esityksessä on vakavaraisuusrajan laskennasta. Luvussa 3 kuvataan tappio-olettamien (stressien) määrittämismenetelmät. Menetelmiä on kuvattu melko yksityiskohtaisesti erityisesti osakeriskin sekä korko- ja luottomarginaaliriskin (sprediriski) osalta. Myös hedge-rahastojen sijoitustyylien perusteella määriteltä altistuminen muille riskifaktoreille sekä velkavivun määrittely esitellään. Luvussa 4 kuvataan, miten riskien välistä riippuvuutta kuvaavat korrelaatiot on määriteltä. Lineaaristen korrelaatioiden lisäksi tarkastellaan häntäriippuvuuksia. Luvussa 5 esitellään hyvin lyhyesti tuottojen odotusarvojen määrittämismenetelmiä.

Tämän muistio perustuu niin sanotun kalibrintiryhmän tekemiin erillisiin selvityksiin, jotka on koottu yhtenäiseksi raportiksi. Kaikkea materiaalia ei ole kuitenkaan sisällytetty, koska raportti on nytkin hyvin laaja. Estimointityössä käytetyt laskelmat on pääosin toteuttanut Finanssivalvonta. Kalibrintiryhmässä ovat olleet edustettuina sosiaali- ja terveysministeriö, Finanssivalvonta sekä eläkelaitokset. Ryhmällä on ollut käytettävissä selvitysmiehen Matti Koivu asiantuntemus. Raportti on kirjoitettu Finanssivalvonnan ja sosiaali- ja terveysministeriön yhteistyönä.

2 Pääomavaateen laskentaohjeet

Eläkelaitoksen kokonaisvakavaraisuusvaatimus lasketaan seuraavan kaavan avulla.

$$V_{\text{kokonais}} = - \sum_{j \in J} \mu_j + \sqrt{\sum_{j \in J} (V_j + \mu_j)^2 + \sum_{i \in J} \sum_{j \in J, i \neq j} \rho_{ij} (V_i + \mu_i)(V_j + \mu_j) + \sum_{j \in J} \beta_j^2 B_j^2} + \sum_k V_{\text{vastapuoli}, k}.$$

Kaavassa V_j on riskilajin j vakavaraisuusvaatimus ja μ_j riskilajin j sijoitusten odotettu tuotto. Riskilajien väliset riippuvuudet otetaan huomioon korrelaatiokertoimien ρ_{ij} avulla.

Viimeinen termi neliöjuurilausekkeen sisällä kuvaa basis-riskiä. Luokkakohtainen basis risk -positio $B_j = \min\{L_j, S_j\}$, missä L_j ja S_j ovat deltakorjatut pitkien ja lyhyiden positioiden kohde-etuusmäärät. Basis-risk lasketaan vain noteeratuille osakkeille.

Riskilajien joukko $J = \{1, \dots, 18\}$ pitää sisällään seuraavassa taulukossa esitellyt luokat.

Luokan numero	Luokan nimi	Luokan kuvaus
1	Osakeriski 1	Eurooppa, kehittyneet markkinat
2	Osakeriski 2	Kehittyvät markkinat
3	Osakeriski 3	Pohjois-Amerikka, kehittyneet markkinat
4	Osakeriski 4	Aasia ja Tyynimeri, kehittyneet markkinat
5	Osakeriski 5	Noteeraamattomat osakkeet ja pääomarahastot
6	Korkoriski	
7	Sprediriski 1	AAA – AA- valtioiden jvk:t
8	Sprediriski 2	AAA – AA- muut jvk:t
9	Sprediriski 3	A+ – BBB- jvk:t
10	Sprediriski 4	BB+ tai alle jvk:t
11	Kiinteistöriski 1	Asuinkiinteistöt ja maaomaisuus
12	Kiinteistöriski 2	Kaupalliset kiinteistöt
13	Valuuttariski	
14	Hyödykeriski	
15	Tuottovaade	
16	Vakuutusriski	
17	Hedge-fund	Hedge-fundeihin sisältyvä erityisriski
18	Muut riskit	

Taulukko 2.1: Kuvaus riskiluokista $J = \{1, \dots, 18\}$

2.1 Osakeriskin vakavaraisuuslaskenta

Merkitään edellisessä taulukossa kuvattua luokkien joukkoa symbolilla J_{os} .

- 1) Määritä riskipaino kaikille osakeluokkien $j \in J_{os}$ instrumenteille $i \in I_j$ kaavalla

$$RW_i = Z_{os,j},$$

missä $Z_{os,j}$ on luokan j stressi.

- 2) Laske vakavaraisuusvaatimus luokkaan $j \in J_{os}$ kuuluville instrumenteille,

$$V_j = \sum_{i \in I_{kät_j}} A_i RW_i - \sum_{i \in I_{johd_j}} DC_{i,johd}.$$

missä $I_{kät_j}$ kuvaa luokkaan j kuuluvien käteisinstrumenttien joukkoa, A_i on käteisinstrumentin i nettopositio (pitkä positio – lyhyt positio kyseisessä instrumentissa), johon yleinen osakestressi kohdistuu ja $DC_{i,johd}$ on osakejohdannaisen $i \in I_{johd_j}$ arvon muutos stressissä.

- 3) Johdannaisen arvon muutos lasketaan seuraavasti.

Kuvataan johdannaisen hintaa funktiolla $C_T(t, S)$, missä T on johdannaisen jäljellä oleva juoksuaika, t on hinnoitteluajankohta ja S kohde-etuuden arvo. Määritellään nykyhetkeksi $t = 0$ ja merkitään kohde-etuuden nykyhintaa S_0 :lla.

Johdannaisen arvon muutos saadaan seuraavasta kaavasta:

$$DC_{i,johd} = \sqrt{\frac{1}{\min(T, 1)}} \left[C_{i,T} \left(\min(T, 1), \left(1 - \sqrt{\min(T, 1)} Z_{os,j} \right) S_0 \right) - C_{i,T}(0, S_0) \right].$$

Kaavan tarkoitus on vuotta lyhyempien johdannaisten osalta skaalata stressiä ajan neliöjuurella. Lisäksi stressin jälkeinen hinta lasketaan vuotta lyhyemmille johdannaisille niiden juoksuaian T päättymisen kohdalla ja muille johdannaiselle vuoden kohdalla ($t = 1$). Näin saatu arvon muutos skaalataan vuositasolle ensimmäisen neliöjuuritermin avulla.

- 4) Laske luokan $j \in J_{os}$ odotettu tuotto kaavalla

$$\mu_j = \sum_{i \in I_{kät_j}} A_i p_j + \sum_{i \in I_{johd_j}} \Delta_i A_{i,johd} p_j,$$

missä p_j on luokalle $j \in J_{os}$ estimoitu odotettu tuotto prosentteina. Δ_i on johdannaisen i delta ja $A_{i,johd}$ johdannaisen kohde-etuusarvo. $\Delta_i A_{i,johd}$ on siis johdannaisen deltakorjattu kohde-etuusarvo.

2.1.1 Osakkeiden basis-risk

- 1) Määritä luokan $j \in J_{os}$ basis risk -positio B_j kaavalla

$$B_j = \min\{L_j, S_j\},$$

missä L_j on kaikkien pitkien ja S_j kaikkien lyhyiden positioiden summa riskiluokassa $j \in J_{os}$.

Termit A_j ja B_j ovat luokakohtaisista osakeportfolioista riippuvia suureita, jotka saadaan kaavoista

$$L_j = \sum_{i=1}^{N_j} l_{i,j},$$

$$S_j = \sum_{i=1}^{N_j} s_{i,j},$$

missä positiot $l_{i,j}$ ja $s_{i,j}$ lasketaan johdannaisille deltakorjattuina kohde-etuusarvoina.

2) Laske luokan $j \in J_{os}$ basis risk -pääomavaatimus kaavalla

$$\beta_j B_j.$$

2.1.2 Osakkeiden keskittymäriski

Lasketaan keskittymäriski kullekin noteerattujen osakkeiden riskiluokalle $j \in J$

$$Z_{Keskittymä}(j) = \alpha \sum_{i \in I(j), w_i > \varepsilon} (w_i - \varepsilon)$$

missä J on noteerattujen osakeriskiluokkien joukko sekä $I(j)$ ne osakkeet luokassa j , joihin eläkelaitos on sijoittanut. Keskittymäriskiiin vaikuttavat vain ne positiot, joiden osuus kokonaisosakepositiosta on suurempi kuin ε . Painot w_i lasketaan kaavalla

$$w_i = \frac{A_i}{\sum_{j \in J} \sum_{k \in I(j)} A_k},$$

missä A_k on osakesijoituksen k nettopositio. Johdannaisille käytetään deltakorjattuja kohde-etuusarvoa.

Lopuksi lisätään saadut keskittymäriskistressit kyseisen osakeluokan stressiin.

2.2 Korkoriskin vakavaraisuuslaskenta

Korkoherkän instrumentin vakavaraisuusvaatimus lasketaan seuraavasti

- 1) Määritä kaikille korkoherkille instrumenteille keskimääräinen duraatio kaavalla (keskimääräistä duraatiota ei ole pakko laskea, vaan laskennan voi tehdä myös instrumenttikohtaisesti)

$$D = \frac{\sum_{i \in I_{kät}} D_i A_i + \sum_{j \in I_{johd}} D_{j,kät} \Delta_{j,johd} A_{j,johd}}{\sum_{i \in I_{kät}} A_i + \sum_{j \in I_{johd}} \Delta_{j,johd} A_{j,johd}},$$

missä

D_i = käteisijoituksen i korkoduraatio,

A_i käteisinstrumentin i markkina-arvo,

$D_{j,kät}$ = johdannaisen j kohde-etuutena olevan käteisijoituksen korkoduraatio,

$\Delta_{j,johd}$ = johdannaisen j delta eli herkkyys kohde-etuuden hinnan muutokselle ja

$A_{j,kät}$ = johdannaisen kohde-etuutena olevan käteissijoituksen markkina-arvo.

2) Laske riskipaino

$$RW = DZ_{korko} - y_{korko}(D),$$

missä

Z_{korko} = korkosokki (% yksikköä),

y_{korko} = riskittömän korkoinstrumentin sisäinen korkokanta eli yield (% yksikköä).

Yield lasketaan kaavalla.

$$y_{korko}(D) = p_0 D^y,$$

joka on identtinen korkoriskin odotetun tuoton lausekkeen kanssa. (Katso kohta 5.)

3) Laske korkoriskin vakavaraisuusvaatimus

$$V_{korko} = RW \sum_{i \in I_{kät}} A_i - \sum_{i \in I_{johd}} DC_{i,johd},$$

missä $I_{kät}$ ja I_{johd} ovat korkoherkkien käteis- ja johdannaisinstrumenttien joukot ja $DC_{i,johd}$ on johdannaisen $i \in I_{johd}$ arvon muutos stressissä.

Rahastojen johdannaispositioita ei tarvitse purkaa jos voidaan varmistua siitä, että rahaston positioiden käsittely yhtenä kokonaisuutena vakavaraisuuslaskennassa ei aliarvioi rahaston positioiden riskiä.

4) Johdannaisen vakavaraisuusvaade lasketaan seuraavasti.

Kuvataan johdannaisen hintaa funktiolla $C_T(t, S)$, missä T on johdannaisen jäljellä oleva juoksuaika, t on hinnoitteluajankohta ja $S = S(Z_{korko})$ on korkosokista riippuva kohde-etuuden arvo. Määritellään nykyhetkeksi $t = 0$ ja merkitään kohde-etuuden nykyhintaa S_0 :lla.

Johdannaisen arvon muutos saadaan seuraavasta kaavasta:

$$DC_{i,johd} = \sqrt{\frac{1}{\min(T, 1)}} \left[C_{i,T}(\min(T, 1), S(\sqrt{\min(T, 1)} Z_{korko})) - C_{i,T}(0, S_0) \right].$$

5) Laske odotettu tuotto instrumentille i

$$\mu_i(D_i) = A_i p_0 D^y,$$

missä p_0 on riskittömälle duraatioltaan yhden vuoden mittaiselle käteisinstrumentille estimoitu tuotto ja γ on korkokäyrän muoto parametri. Johdannaisten odotetun tuoton laskenta on esitetty myöhemmissä kappaleissa.

- 6) Laske korkoriskin yhteenlaskettu odotettu tuotto käteisinstrumenteille

$$\mu_{korko} = \sum_{i \in I_{kät}} \mu_i.$$

2.3 Sprediriskin (korkomarginaaliriski) vakavaraisuuslaskenta

Sprediriskin pääomavaatimuksen laskenta noudattaa samaa periaatetta kuin korkoriskin laskennassa. Luottoriskiä sisältävän vieraan pääoman ehtoisen instrumentin spreadriskin pääomavaade lasketaan seuraavasti

- 1) Määritä riskipaino (RW) kaikille spreadluokkien $j \in J_{spr}$ käteisinstrumenteille $i \in I_{kät_j}$ kaavalla

$$RW_i = D_i Z_{spr,j} - y_{spr,j},$$

missä

D_i = sijoituksen spreadiduraatio,

$Z_{spr,j}$ = vakio spreadisokki luokassa $j \in J_{spr}$,

$y_{spr,j}$ = vakio, sijoituksen sisäinen korkokanta (yield) luokassa $j \in J_{spr}$.

Sprediyield $y_{spr,j} = p_{spr,j}$ on yhtä suuri kuin spreadluokan odotettu tuotto. (Katso kohta 3.)

- 2) Laske vakavaraisuusvaatimus luokkaan $j \in J_{spr}$ kuuluville instrumenteille,

$$V_j = \sum_{i \in I_{kät_j}} A_i RW_i - \sum_{i \in I_{johd}} DC_{i,johd},$$

missä $I_{kät_j}$ kuvaa luokkaan j kuuluvien käteisinstrumenttien joukkoa, A_i on käteisinstrumentin i nettopositio (pitkä positio – lyhyt positio kyseisessä instrumentissa), johon yleinen spreadstressi kohdistuu ja $DC_{i,johd}$ on johdannaisen $i \in I_{johd_j}$ arvon muutos stressissä.

- 3) Johdannaisen arvon muutos lasketaan seuraavasti.

Kuvataan johdannaisen hintaa funktiolla $C_T(t, S)$, missä T on johdannaisen juoksuaika, t on hinnoitteluajankohta ja $S = S(Z_{korko})$ on spreadisokista riippuva kohde-etuuden arvo. Määritellään nykyhetkeksi $t = 0$ ja merkitään kohde-etuuden nykyhintaa S_0 :lla.

Johdannaisen arvonmuutos saadaan seuraavasta kaavasta:

$$V_{i,johd} = \sqrt{\frac{1}{\min(T, 1)}} \left[C_{i,T} \left(\min(T, 1), S(\sqrt{\min(T, 1)} Z_{spr,j}) \right) - C_{i,T}(0, S_0) \right].$$

4) Laske odotettu tuotto instrumentille i

$$\mu_i = A_i p_{spr,j},$$

missä $p_{spr,j}$ on sprediluokalle j estimoitu odotettu tuotto.

Odotettu tuotto lasketaan yllä esitetyllä tavalla vain käteisinstrumenteille.

5) Laske sprediluokan $j \in J_{spr}$ käteisinstrumenttien odotettu tuotto

$$\mu_{spr,j} = \sum_{i \in I_{kat,j}} \mu_i.$$

2.3.1 Luottoluokitukset

Spredistressiluokkia on neljä kappaletta, jotka on määritelty alla

Luottoluokka	Luokan kuvaus
Luottoluokka 1	Joukkovelkakirjat ja velkasitoumukset, joissa velallisena tai takaajana AAA-AA- luottoluokituksen omaava valtio
Luottoluokka 2	Muut kuin luokkaan 1 luokiteltavat joukkovelkakirjalainat ja velkasitoumukset, joiden luottoluokitus tai joiden liikkeellelaskijan luottoluokitus on AAA-AA-
Luottoluokka 3	Joukkovelkakirjalainat ja velkasitoumukset, joiden luottoluokitus tai joiden liikkeellelaskijan luottoluokitus on A+ - BBB-
Luottoluokka 4	Joukkovelkakirjalainat ja velkasitoumukset, joiden luottoluokitus tai joiden liikkeellelaskijan luottoluokitus on BB+ tai heikompi

Taulukko 2.2: Luottoriskiluokat

2.3.2 Rahaston keskimääräisen luottoluokituksen laskenta

Korkorahaston keskimääräinen konkurssitodennäköisyys (PD) lasketaan rahaston korkoinstrumenttien (ja luottojohdannaisten kohde-etuuksien) markkina-arvojen tietyn aikavälin konkurssitodennäköisyyksillä painotettuna keskiarvona. Rahaston keskimääräinen PD muunnetaan luottoluokitukseksi alla kuvatulla tavalla.

Keskimääräinen PD saadaan kaavasta

$$PD = \frac{\sum_{i \in I} PD_i MV_i}{\sum_{i \in I} MV_i},$$

missä

PD_i = instrumentin i luottoluokitusta vastaava konkurssitodennäköisyys ja
 MV_i = instrumentin i markkina-arvo

Konkurssitodennäköisyyksinä voidaan käyttää tunnettujen luottoluokituslaitosten julkaisemia pitkän aikavälin aineistoon perustuvia konkurssitodennäköisyyksiä. Laskenta voi perustua myös rahaston omaan aineistoon, kunhan se vastaa turvaavuudeltaan tässä kuvattua menettelyä. Rahaston keskimääräinen PD muunnetaan luottoluokitukseksi alla olevassa taulukossa esitettyjen luottoluokkakokohtaisten vaihteluvälien avulla. Alla olevan taulukon luvut perustuvat Moody's:n aineistoon¹

Keskimääräisen luottoluokituksen laskennassa käytettävät konkurssitodennäköisyydet sekä luottoluokkakokohtaiset vaihteluvälit PD:lle.

Luottoluokka	Historiallinen konkurssitodennäköisyys, 5 vuotta (PD_i)	Luokkakokohtaiset konkurssitodennäköisyyksien vaihteluvälit	
		Alaraja	Yläraja
Aaa	0.09 %	0.00 %	0.14 %
Aa	0.29 %	0.14 %	0.35 %
A	0.85 %	0.35 %	0.93 %
Baa	2.06 %	0.93 %	3.10 %
Ba	11.51 %	3.10 %	17.20 %
B	26.52 %	17.20 %	37.20 %
Caa	51.80 %	37.20 %	67.60 %
Ca-C	71.65 %	67.60 %	100.00 %

Taulukko 2.3: Konkurssitodennäköisyydet

2.4 Lainojen vakavaraisuuslaskenta

Tässä kappaleessa kuvataan jälkimarkkinakelvottomien lainojen käsittely vakavaraisuuslaskennassa.

Lainoihin kohdistetaan korko- ja spreadiriski, jolloin laskenta on identtinen luottoriskillisen joukkovelkakirjan kanssa. Lainat jaetaan kolmeen luokkaan, joiden mukaan niihin kohdistetaan eri spreadiriski. Oheisessa taulukossa on esitetty sääntö, jonka mukaan rinnastus eri lainatyypin ja spreadiriskien välillä tehdään.

Luokka	Määritelmä	Rinnastus
Lainaluokka 1	Vakuudelliset lainat	Luottoluokka 2 (AAA-AA-, ei valtio)
Lainaluokka 2	Vakuudettomat lainat	Luottoluokka 3 (A+ - BBB-)
Lainaluokka 3	Pääomalainat	Luottoluokka 4 (BB+ tai heikompi)

Taulukko 2.4: Lainojen luokittelu

Lainojen korko- ja spreadiriskin pääomavaateiden laskennassa jokaisella lainaluokalle voi käyttää kyseisen luokan keskimääräistä duraatiota.

Laskenta koskee sekä sijoituslainoja että TyEL-takaisinlainoja.

¹ Moody's, Corporate Default and Recovery Rates, 1920-2010

2.5 Kiinteistöriskin vakavaraisuuslaskenta

2.5.1 Suorat kiinteistösijoitukset sekä rahastosijoitukset, joille ei ole markkinahintaa

1. Määritä riskipaino kaikille kiinteistöluokkien $j \in J_{ki}$ instrumenteille $i \in I_j$ kaavalla

$$RW_i = Z_{ki,j},$$

missä $Z_{ki,j}$ on luokan j stressi.

2. Laske vakavaraisuusvaatimus luokkaan $j \in J_{ki}$ kuuluville instrumenteille,

$$V_j = \sum_{i \in I_{kät_j}} RW_i h_i,$$

missä h_i on sijoitus instrumentissa $i \in I_j$.

3. Laske luokkaan $j \in J_{ki}$ kuuluville sijoituksille odotettu tuotto

$$\mu_j = \sum_{i \in I_{kät_j}} h_i p_j.$$

2.5.2 Noteeratut kiinteistörahasotot

Markkinanoteeratut kiinteistörahasotot käsitellään osakkeina.

2.6 Velkavivun huomioiminen

Velkavipu koskee erityisesti kiinteistösijoituksia, mutta se tulee huomioida kaikissa sijoituksissa, joissa välillinen sijoitusinstrumentti ottaa velkaa vivuttaakseen sijoituskohteesta saatavaa tuottoa. Esimerkiksi sellaisen sijoitusrahaston osalta, joka ottaa velkaa vivuttaakseen sijoitustuottoja, täytyy velkavipu huomioida ohjeistuksessa mainitulla tavalla rahaston sijoituskohteen mukaisesti.

1. Laske velkasuhde L_i sijoitukselle riskiluokassa $i \in I_j, j \in J$ kaavalla

$$L_i = \frac{\text{Velkaomaisuus}_i}{\text{Sijoitusomaisuus}_i}$$

2. Laske uudestaan stressi kyseiselle sijoitukselle kaavalla

$$Z_i(uusi) = \min\{(1 + \tau L)Z_i; 100\%\},$$

missä Z_i on luokan i normaali stressi.

3. Laske uudestaan odotettu tuotto kyseiselle sijoitukselle kaavalla

$$\mu_i(uusi) = \mu_i + L(\mu_i - p_0),$$

missä μ_i on luokan i normaali odotusarvo.

2.7 Valuuttakurssiriskin vakavaraisuuslaskenta

Valuuttaluokkia on vain yksi. Eri valuutoissa tehtyjen pitkien ja lyhyiden positioden nettottamista ei kuitenkaan sallita. Pääomavaatimus lasketaan seuraavaa menettelyä noudattaen.

- 1) Suorat ja pitkät valuuttamääräiset omaisuuserät voi laskea yhteen. Merkitään tätä positiota luvulla $A_0 = \sum_{i \in I_{kat_{val}}} h_i$, missä h_i on valuuttaposition i arvo euroissa. Nettopositio h_i kuvaa tietyn valuutan määräisen sijoitusomaisuuden likvidointiarvoa, pois lukien johdannaiset, joiden alla oleva on jokin valuutta.

Tämän position pääomavaatimus lasketaan seuraavasti

$$V_0 = A_0 Z_{val}.$$

- 2) Jos valuutassa on lyhyitä positioita tai johdannaispositioita, määritetään valuuttakohtainen pääomavaatimus kaksisuuntaisen stressin avulla.

Lasketaan ensin valuuttastressin kohteena olevan omaisuuden arvonmuutos, kun stressinä on euron vahvistuminen

$$\Delta P_j^+ = -A_j Z_{val} + \sum_{l \in I_{johd_j}} DC_{l,j}^+,$$

missä I_{johd_j} on valuuttaan j sidottujen johdannaisinstrumenttien joukko ja $DC_{l,j}^+$ on johdannaisen $l \in I_{johd_j}$ arvon muutos euron vahvistuessa. $A_j = \sum_{i \in I_{kat_j}} h_i$.

Positiot A_0 ja A_j eivät saa sisältää kahteen kertaan samoja instrumentteja.

- 3) Johdannaisen arvonmuutos lasketaan seuraavasti.

Kuvataan johdannaisen hintaa funktiolla $C_{l,T}(t, S)$, missä T on johdannaisen jäljellä oleva juoksuaika, t on hinnoitteluajankohta ja S on kohdevaluutan arvo euroissa. Määritellään nykyhetkeksi $t = 0$ ja merkitään kohdevaluutan nykyarvoa S_0 :lla.

Johdannaisen arvonmuutos saadaan seuraavasta kaavasta:

$$DC_{l,j}^+ = \sqrt{\frac{1}{\min(T, 1)}} \left[C_{l,T} \left(\min(T, 1), S_0(1 - \sqrt{\min(T, 1)} Z_{val}) \right) - C_{l,T}(0, S_0) \right].$$

- 4) Lasketaan arvonmuutos, kun stressinä on euron heikkeneminen

$$\Delta P_j^- = A_j Z_{val} + \sum_{l \in I_{johd,j}} DC_{l,j}^-,$$

missä $I_{johd,j}$ on valuuttaan j sidottujen johdannaisinstrumenttien joukko ja $DC_{l,j}^-$ on johdannaisen $l \in I_{johd,j}$ arvon muutos euron heikentyessä. $A_j = \sum_{i \in I_{kät,j}} h_i$.

Johdannaisen arvonmuutos saadaan seuraavasta kaavasta:

$$V_{l,j}^- = \sqrt{\frac{1}{\min(T, 1)}} \left[C_{l,T} \left(\min(T, 1), S_0(1 + \sqrt{\min(T, 1)} Z_{val}) \right) - C_{l,T}(0, S_0) \right].$$

- 5) Lasketaan valuutan j pääomavaatimus

$$V_j = |\min\{\Delta P_j^+, \Delta P_j^-, 0\}|.$$

- 6) Laske valuuttariskin kokonaisvakavaraisuusvaatimus kaavalla

$$V_{valuutta} = V_0 + \sum_j V_j.$$

Valuuttariskille ei lasketa odotettua tuottoa.

Positiot, joissa kumpikaan valuutoista ei ole euro, käsitellään edellä kuvatus kaksisuuntaisen stressin tapaan. Tällöin toiseen valuuttaan kohdistetaan sekä heikkenemistä että vahvistumista kuvaavat stressit suhteessa position toiseen valuuttaan. Kummankin stressin voitto/tappio -vaikutus muunnetaan euroiksi laskentahetken kurssiin.

2.8 Hyödykeriskin vakavaraisuuslaskenta

Hyödykeriskiluokkia on vain yksi, mutta lyhyiden positioiden ja johdannaispositioiden osalta se jaetaan kolmeen alaluokkaan. Pääomavaatimuksen laskenta noudattelee valuuttariskin menettelytapaa.

- 1) Suorat hyödykkeiden omaisuuserät voi laskea yhteen. Merkitään tätä positiota luvulla $A_0 = \sum_{i \in I_{kät}} h_i$, missä h_i on hyödykeposition i arvo

euroissa. Nettopositio h_i kuvaa tietyn hyödykeomaisuuden likvidointiarvoa, pois lukien johdannaiset.

Tämän position pääomavaatimus lasketaan seuraavasti

$$V_0 = A_0 Z_{hyö}.$$

2) Hyödykeriskin alaluokkia on kolme. Nämä ovat:

- Energy
- Non-energy
- Precious metals

Alaluokkien välillä ei sallita lyhyiden ja pitkien positioiden netottamista. Jos alaluokissa on lyhyitä positioita tai johdannaispositioita, määritetään hyödykeluokakohtainen pääomavaatimus kaksisuuntaisen stressin avulla.

Lasketaan ensin hyödykeluokan stressin kohteena olevan omaisuuden arvonmuutos, kun stressinä on hyödykeluokan j arvon nousu

$$\Delta P_j^+ = A_j Z_{hyö} + \sum_{l \in I_{johd_j}} DC_{l,j}^+,$$

missä I_{johd_j} on hyödykeluokkaan j sidottujen johdannaisinstrumenttien joukko ja $DC_{l,j}^+$ on johdannaisen $l \in I_{johd_j}$ arvon muutos kohde-etuutena olevan hyödykkeen arvon noustessa.

Nettopositio $A_j = \sum_{i \in I_{kät_j}} h_i$. Positiot A_0 ja A_j eivät saa sisältää kahteen kertaan samoja instrumentteja.

3) Johdannaisen arvonmuutos lasketaan seuraavasti.

Kuvataan johdannaisen hintaa funktiolla $C_{l,T}(t, S)$, missä T on johdannaisen juoksuaika, t on hinnoitteluajankohta ja $S = S$ on kohdehyödykkeen arvo euroissa. Määritellään nykyhetkeksi $t = 0$ ja merkitään kohdehyödykkeen nykyarvoa S_0 :lla.

Johdannaisen arvonmuutos saadaan seuraavasta kaavasta:

$$DC_{l,j}^+ = \sqrt{\frac{1}{\min(T, 1)}} \left[C_{l,T} \left(\min(T, 1), S_0(1 + \sqrt{\min(T, 1)} Z_{hyö}) \right) - C_{l,T}(0, S_0) \right].$$

4) Lasketaan arvonmuutos, kun stressinä on hyödykeluokan j arvon lasku

$$\Delta P_j^- = -A_j Z_{hyö} + \sum_{l \in I_{johd_j}} DC_{l,j}^-,$$

missä I_{johd_j} on hyödykeluokkaan j sidottujen johdannaisinstrumenttien joukko ja $DC_{l,j}^-$ on johdannaisen $l \in I_{johd_j}$ arvon muutos kohde-etuutena olevan hyödykkeen arvon laskiessa:

$$DC_{l,j}^- = \sqrt{\frac{1}{\min(T, 1)}} \left[C_{l,T} \left(\min(T, 1), S_0(1 - \sqrt{\min(T, 1)} Z_{hyö}) \right) - C_{l,T}(0, S_0) \right].$$

5) Lasketaan hyödykealaluokan j pääomavaatimus

$$V_j = |\min\{\Delta P_j^+, \Delta P_j^-, 0\}|.$$

6) Laske hyödykeriskin kokonaisvakavaraisuusvaatimus kaavalla

$$V_{hyödyke} = V_0 + \sum_j V_j.$$

7) Hyödykkeisiin sijoitetulle omaisuudelle lasketaan riskitöntä korkoa vastaava odotettu tuotto.

2.9 Vakuutusriskin vakavaraisuuslaskenta

2.9.1 Varsinaiset vakuutusriski

Vakuutusriskeille käytetään 0,8 % stressiä, joka kohdistetaan ns. VI-vastuille (vanhuus- ja työkyvyttömyyseläkevastuille).

2.9.2 Tuottovaaderiski

Vastuuvelan tuottovaade on muotoa $3\% + b_{16} + 0,1 \cdot j$, missä b_{16} on täydennyskerroin ja j on osaketuottokerroin. Rahastokorko 3 % on kiinteä, joten se ei ole stokastisessa tarkastelussa oleellinen. Sen sijaan b_{16} ja j ovat mielekkäästi määriteltyjä satunnaismuuttujia, joille voi laskea, ainakin teoriassa, 97,5 % luottamustason VaR-luvun yhden vuoden aikajänteellä. Kerrointa j laskettaessa vähennetään osaketuotoista yksi prosenttiyksikkö.

Tuottovaaderiskiä kuvaavan stressin suuruus määräytyy kaavalla

$$s = [(3\% + C \cdot b_{16}) - \lambda(\hat{s} + 1\%)].$$

Termi $\hat{s}$ on laskettu painotettuna keskiarvona osakestressikertoimista ja parametri $C = 0,5$ kuvaa stressitilanteesta aiheutuvaa vakavaraisuuden vuoden aikana tapahtuvaa alenemista. Tuottovaateen odotusarvoa lasketaan kaavalla

$$\mu = [(3\% + b_{16} + D) + \lambda(\hat{\mu} - 1\%)],$$

missä $\hat{\mu}$ on laskettu painotettuna keskiarvona osakkeiden odotetuista tuotoista ja $D = 0,4 \%$ kuvaa vuoden aikana eri omaisuuserien odotetuista tuotoista johtuvaa kasvua täydennyskertoimessa.

Tuottovaadestressi (ja odotusarvo) kohdistetaan VI-vastuulle, tasausvastuulle sekä osaketuottosidonnaiselle lisävakuutusvastuulle (näiden summalle).

2.10 Johdannaisten odotetut tuotot

Johdannaisposition i rahamääräinen odotettu tuotto lasketaan kaavalla

$$\mu_{i,johd} = rMV_{i,johd} + [E(R_{i,kät}) - r]\Delta_{i,johd}A_{i,johd}$$

missä

r = luottoriskitön yliyön korko %

$E(R_{i,kät})$ = johdannaisen kohde-etuutena olevan instrumentin odotettu tuotto %

$MV_{i,johd}$ = johdannaisposition i markkina-arvo

$\Delta_{i,johd}$ = johdannaisposition i delta

$A_{i,johd}$ = johdannaisposition i kohde-etuuden markkina-arvo

2.10.1 Osakejohdannaiset

Osakejohdannaisten deltakorjattuja kohde-etuusarvoja käsitellään kuten käteisosakkeita osakeluokkien odotettujen tuottojen laskennassa luvun 5.2 kohdassa 5). Tästä syystä niiden yhteenlaskettujen deltakorjattujen kohde-etuusmäärien vastaluvulle ja markkina-arvolle tulee lisäksi kohdistaa luottoriskitöntä yliyön korkoa vastaava tuotto, jotta osakejohdannaisten rahamääräinen odotettu tuotto vastaisi kokonaisuutena kappaleen 14 kaavan mukaista odotettua tuottoa.

2.10.2 Korkojohdannaiset

Käteisinstrumenteille lasketaan kappaleessa 2.2 esitellyn keskimääräisen duraation perusteella odotettu tuotto

$$E(R_{kät}) = p_0 D^\gamma$$

missä p_0 on riskittömälle duraatioltaan yhden vuoden mittaiselle käteisinstrumentille estimoitu tuotto ja γ on korkokäyrän muotoparametri.

Näin korkojohdannaisten i rahamääräinen odotettu tuotto on kappaleen 2.10 perusteella

$$\begin{aligned}\mu_{i,johd} &= rMV_{i,johd} + [E(R_{kät}) - r]\Delta_{i,johd}A_{i,johd} \\ &= rMV_{i,johd} + [p_0 D^\gamma - r]\Delta_{i,johd}A_{i,johd}\end{aligned}$$

2.10.3 Muut

Luottoriskillisten korko- ja luottoriskijohdannaisten rahamääräinen odotettu tuotto muodostuu spreadriskin osalta kappaleessa 7.2. kohdassa 3) mainitusta odotetusta lisätuotosta $p_{spr,j}$ näiden johdannaisten deltakorjatuille kohde-etuusmäärille. Lisäksi kappaleen 14 kaavan mukaisesti luottoriskijohdannaisten markkina-arvoille kohdistetaan luottoriskitön yliyön korkotuotto. Korkojohdannaisten osalta tämä on tehty jo kappaleessa 14.2.

Kaikkien johdannaisten odotettujen tuottojen laskennassa sovelletaan kappaleen 14 kaavaa. Mikäli jonkin tietyn johdannaisen kohde-etuuden odotettu tuotto % vastaa luottoriskitöntä yliyön korkoa (esim. valuuttajohdannaiset), vastaa samalla tällaisen johdannaisposition rahamääräinen odotettu tuotto riskitöntä korkotuottoa kyseisen johdannaisposition markkina-arvolle.

2.11 Hedge rahastojen käsittely

2.11.1 Hedge rahastomodulin alaiset sijoitukset

Hedge-rahastot käsitellään kehikon muille riskifaktoreille kohdistuvien latausten avulla. Jos tällaiset lataukset ovat suoraan saatavilla, näitä rohkaistaan käyttämään.

Alla kuvatuilla säännöillä voidaan laskea vakavaraisuusvaatimus hedge rahastoille, joille ei latauksia ole saatavilla, ja jotka voidaan luokitella niiden sijoitustyylin perusteella alla olevan taulukon mukaisiin luokkiin. Jaottelu perustuu Hedge Fund researchin mukaiseen tyylien jakomalliin, jonka pitäisi olla melko yhteneväinen muiden vastaavien luokitteluiden kanssa (esim Credit Suisse). Jotta alla kuvattua menettelyä voidaan käyttää vakavaraisuuslaskennassa, tulee rahaston, jolle laskenta tehdään, olla luokiteltu jonkin palveluntarjoajan (esim HFR, Credit Suisse) toimesta johonkin alla kuvatuista sijoitustyyleistä. Vastuu rahaston luokittelusta oikean sijoitustyylin mukaan on eläkelaitoksella.

Hedge-rahasto luokitellaan pääosin alla olevan tyyliäluokittelun pääluokan mukaan. Poikkeuksena on Equity Hedge, jossa tulee luokitella Market Neutral ja Short Bias erikseen.

Sijoitustyyli	Tunnus
HFRI Event-Driven	EventDrivenTotal
HFRI Equity Hedge	EquityHedgeTotal
HFRI EH: Equity Market Neutral	EH_MarketNeutral
HFRI EH: Short Bias	EH_ShortBias
HFRI Emerging Markets	EMTotal
HFRI Macro	MacroTotal
HFRI Relative Value	RelativeValueTotal

Taulukko 2.5: Hedge-rahastojen sijoitustyyliäluokat

2.11.2 Vakavaraisuuslaskenta

Hedge rahastojen vakavaraisuusvaatimukset lasketaan seuraavaa menettelyä noudattaen

- 1) a) Jos hedge-rahasto toimittaa lataukset $\beta_{s,j}$ kehikon riskifaktoreille $j \in J$ käytetään näitä latauksia.
b) Jos latauksia ei ole saatavilla käytetään kehikon standardilatauksia.
Jokaiselle sijoitustyyliille $s \in S$ on määritelty lataukset $\beta_{s,j}$ riskifaktoreille $j \in J$.
- 2) Määritä jokaiselle sijoitustyyliille altistuma jokaista riskifaktoria kohti kaavalla

$$A_{s,j} = \beta_{s,j} h_s,$$

missä h_s on sijoitustyyliin $s \in S$ eri rahastojen kautta tehty sijoitusten yhteismäärä euroissa.

- 3) Määritä hedge rahastosijoitusten kautta aiheutuvat pääomavaatimukset riskifaktoreille $j \in J$ kaavalla

$$V_j = \sum_{s \in S} A_{s,j} RW_j,$$

missä RW_j on riskifaktorille j määritetty riskipaino. Korkoriskin ja spreadriskin riskipainojen määrittelyssä käytettiin rahamarkkinasijoitusten sekä maturiteetiltaan 5-7 vuoden tuottoindeksejä. Riskipainot näille riskifaktoreille on johdettu näiden indeksien duraatioiden perusteella.

Pääomavaatimukset V_j lisätään muihin riskiluokille laskettuihin pääomavaateisiin.

- 4) Määritä hedge rahastosijoitusten kautta aiheutuvat odotetut tuotot riskiluokille $j \in J$ kaavalla

$$\mu_j = \sum_{s \in S} A_{s,j} p_j,$$

missä p_j on riskilajin j suhteellinen tuotto-odotus

Saadut odotetut tuotot lisätään kokonaisvakavaraisuusvaatimusta laskettaessa muihin riskiluokille laskettuihin odotettuihin tuottoihin.

- 5) Hedge rahastosijoitusten yhteenlaskettu odotettu tuotto voidaan laskea (niin haluttaessa) kaavalla,

$$\mu = \sum_{j \in J} p_j \sum_{s \in S} A_{s,j},$$

ja pääomavaatimus kaavalla

$$V_{\text{hedge rahastot}} = \sqrt{\sum_{j \in J} (V_j + \mu_j)^2 + \sum_{i \in J} \sum_{j \in J, i \neq j} \rho_{ij} (V_i + \mu_i)(V_j + \mu_j) - \sum_{j \in J} \mu_j},$$

missä ρ_{ij} on riskifaktorien i ja j välinen korrelaatiokerroin.

Jos hedge-rahaston kotivaluutta on jokin muu kuin euro, tulee hedge-rahastoon sijoitettu määrä normaalin menettelyn mukaisesti kohdistaa myös valuutariskifaktorille.

2.12 Keskittymien vastapuoliriskin pääomavaade

Sijoitusomaisuuden merkittävälle keskittymille lasketaan lisäpääomavaade.

Notaatio ja parametrit:

$h_k =$	Kokonaisaltistuma vastapuoleen/sijoitukseen k . Tässä vastapuoleksi tulkitaan myös esim sijoitus yhteen kiinteistökokonaisuuteen.
$C_{k,j} =$	Vastapuoleen/sijoitukseen k kohdistuvan kokonaisaltistuman vakuudeksi saadun omaisuuserän j käypä arvo
$\delta_j =$	Omaisuuserän j haircut, eli suhteellinen osuus, jota vakuuden käyvästä arvosta ei hyväksytä vakuudeksi (turvaavuusmarginaali). Haircut määräytyy vakuuseräkohtaisesti vakavaraisuuskehikon stressien perusteella.
$\gamma_1 =$	Suuren keskittymän raja-arvo, 5 %:ia sijoitusomaisuudesta.
$\gamma_2 =$	Suuren keskittymän maksimin raja-arvo, 15 %:ia sijoitusomaisuudesta.
$\alpha_1 =$	Sakkokerroin 15 % raja-arvon γ_1 ylityksestä
$\alpha_2 =$	Sakkokerroin 100 % raja-arvon γ_2 ylityksestä
$W =$	Sijoitusomaisuuden kokonaismäärä

Lasketaan ensin altistuma vastapuoleen k vakuuksien huomioon jälkeen

$$Exp_k = \max \left\{ h_k - \sum_{j=1}^N C_{k,j} (1 - \delta_j); 0 \right\}.$$

Keskittymän k vakavaraisuusvaatimus saadaan kaavasta

$$V_{vastapuoli,k} = \left(\max \left\{ \min \left\{ \frac{Exp_k}{W}, \gamma_2 \right\} - \gamma_1, 0 \right\} \alpha_1 + \max \left\{ \frac{Exp_k}{W} - \gamma_2; 0 \right\} \alpha_2 \right) * W,$$

missä ensimmäinen termi rankaisee raja-arvon γ_1 ja toinen termi γ_2 ylityksestä.

Haircut-parametrit määräytyvät kehikon pääomavaateiden perusteella seuraavasti:

$$\delta_j = 1.5 * V_j,$$

missä V_j on vakuuden riskilajin itsenäinen pääomavaade ennen hajautushyötyjen laskentaa. Vakuuden arvo ei saa olla suoraan sidoksissa vastapuolen/altistuman luottokelpoisuuden/arvon kehitykseen. Esim. Lainaa eläkelaitokselta ottava yhtiö ei voi antaa omia velkakirjojaan vakuudeksi.

2.13 Muut riskilajit

Joillekin sijoitusinstrumenteille ei löydy sopivaa riskitekijää edellä kuvattujen riskitekijöiden joukosta.

Tällaisia instrumentteja ovat esimerkiksi volatilitiiteetti-, korrelaatio- ja sääjohdannaiset.

Tällaisen tuotteen tai johdannaisen vakavaraisuusvaatimuksen eläkelaitoksen laskee sisäisellä mallilla. Vakavaraisuusvaatimuksen laskennassa alla olevaa riskitekijää stressataan epäedulliseen suuntaan valittua turvaavuustasoa ja lasketaan stressin vaikutus kaikkien niiden instrumenttien arvoihin, joiden ensisijainen referenssi kyseinen riskitekijä on. Stressin aiheuttama arvostustappio on kyseisen riskilajin vakavaraisuusvaatimus. Menettely toistettaisiin kaikille riskitekijöille ja kaikkien riskilajien vakavaraisuusvaatimukset laskettaisiin itseisarvoina yhteen. Saatu vakavaraisuusvaatimus yhdistetään eläkelaitoksen turvaavasti määrittelemällä korrelaatiolla muihin markkinariskeihin (paitsi valuutta-, hyödyke- ja hedge-fund-riskeihin, joiden korrelaatio muihin riskeihin on 0).

3 Riskiluokkien valinta ja stressien estimointi

3.1 Johdanto riskiluokkiin

Uusi vakavaraisuuskehikko perustuu riskifaktoreihin. Sijoituksen erillinen pääomavaade määräytyy sen arvonmuutoksen perusteella silloin kun markkinamuuttujien (korot, osakeindeksit yms.) muuttuessa. Arvonmuutos saadaan laskemalla sijoituksen hinta ennen ja jälkeen riskifaktorin muutoksen. Tämä poikkeaa edellisestä vakavaraisuuskehikosta, joka perustuu sijoitusten jaotteluun eri riskikoreihin.

Kehikon määrittelyssä olennaista on riskifaktorien valinta. Faktorien määrä tulisi olla kohtuullisen suuri, jotta eri sijoituksille faktorikuvauksessa saatava tappio kuvastaisi oikealla tavalla sijoituksen riskiä. Toisaalta taas suuri määrä faktoreita tuottaa monimutkaisuutta ja mahdollisesti myös tarpeetonta ylisovittamista. Kolmantena lähtökohtana on materiaalisuus. Jos tiedetään, että jonkin sijoitusluokan omaisuuden määrä on suhteellisen pieni, on siihen liittyvien erityisfaktorien määrää tarpeetonta kasvattaa suureksi.

Parametrien estimointityö koostui kahdesta osasta. Yksittäisille riskifaktoreille estimointiin stressitilanteessa tapahtuvat muutokset eli riskiarvot, sekä odotetut tuotot. Toisessa vaiheessa estimointiin faktorien väliset korrelaatiokertoimet. Riskimittana käytettiin *Value at Risk* (VaR) mittaa 97.5 % riskitasolla. Parametrit estimointiin historiallisen aineiston avulla. Estimoinnin tavoitteena oli, että sekä yksittäiset pääomavaateet, että yhdistetty vaade olisivat halutulla tasolla. Tämä on luonnollisesti erittäin haastava tehtävä, koska oikean

riskitason ja siihen liittyvän pääomavaateen suuruuden tulisi olla kohdallaan mahdollisimman monentyyppisellä sijoitusallokaatiolla.

Kehikon pääluokat ovat seuraavat:

Luokan nimi	Luokan stressin kuvaus
Osakeriski	Osakkeiden arvon lasku
Korkoriski	Korkojen nousu
Sprediriski	Spredien (luottoriskimarginaali) leveneminen
Kiinteistöriski	Kiinteistöjen arvon lasku
Valuuttariski	Valuuttakurssin muutos
Hyödykeriski	Hyödykkeiden arvon muutos
Tuottovaade	Tuottovaateen muutos
Vakuutusriski	Vakuutustapahtumat
Hedge-rahastoriski	Hedge-rahastojen arvon lasku, joka ei selity muilla faktoreilla.
Muut riskit	

Taulukko 3.1: Pääasialliset riskit

Pääluokkien valinnasta vallitsi alusta asti yksimielisyys. Keskustelua käytiin siitä, tulisiko osakemarkkinoiden implisiittinen volatiliteetti tuoda omaksi luokakseen. Tämä faktori on joidenkin laitosten kannalta merkittävä ja selittää pääosan QIS-harjoituksissa todetusta ”muut riskit” luokan pääomavaateesta. Volatiliteetin tuominen omaksi luokaksi ei kuitenkaan saanut merkittävää kannatusta.

3.2 Pääomavaateen laskentakaava

3.2.1 VaR (97,5 %) riskimitta

Kehikko perustuu VaR riskimittaan 97.5%:n luottamustasolla

$$97.5\% = P(L_T > VaR(97.5\%)), \quad (1)$$

missä L_T on tästä hetkestä eteenpäin laskettu tappio hetkellä $T = "1 \text{ vuosi}"$. VaR:n laskennassa oletetaan, että yhtiön sijoitussalkun positiot eivät muutu vuoden aikana. Laskennassa otetaan huomioon sekä vuoden aikana tapahtuneet sijoitusten hintojen muutokset, että vuoden aikana kertyneet osinko-, korko-, vuokra- yms. tuotot. Lisäksi oletetaan, että vuoden aikana kertyneet tuotot sijoitetaan uudelleen vastaavaan arvopaperiin.

3.2.2 Yksittäisen riskilajin pääomavaade

Kuvataan riskifaktorin j arvoa hetkellä t $X_j(t)$:llä. Kun oletetaan, että sijoitusomaisuuden arvon muutos suhteessa riskifaktorin muutokseen on kasvava, on riittävää määrittää riskifaktorin j muutoksen jakauman 97.5 % kvantiili eli riskiarvo Z_j

$$97.5\% = P(X_j(1) - X_j(0) > Z_j)$$

ja sitä vastaava tappio ja samalla pääomavaade

$$V_j = C(1, X_j(t)) - C(0, X_j(t)),$$

missä $C(t, X_j(t))$ on sijoitusomaisuuden arvo hetkellä t riskifaktorin j saadessa arvon $X_j(t)$. Riskiarvon Z_j avulla voidaan määritellä riskipaino RW_j , jonka avulla pääomavaade saadaan laskettua kaavasta²

$$V_j = \sum_{i \in I_{kät_j}} A_i RW_j - \sum_{i \in I_{johd_j}} DC_{i,johd},$$

missä $I_{kät_j}$ kuvaa luokkaan j kuuluvien käteisinstrumenttien joukkoa, A_i on käteisinstrumentin i nettopositio (pitkä positio – lyhyt positio kyseisessä instrumentissa), johon yleinen osakestressi kohdistuu ja $DC_{i,johd}$ on johdannaisen $i \in I_{johd_j}$ arvon muutos stressissä.

Edellä oletettiin omaisuuden arvon muutoksen olevan kasvava riskifaktorin muutoksen suhteen. Koska eläkelaitosten sijoitukset ovat pääasiassa pitkiä, voidaan tämän olettaa pitävän useimmissa tapauksissa paikkansa. Kalibroitiryhmässä on todettu korkofaktorin kohdalla, että korkojen lasku saattaa synnyttää suurempia tappioita kuin korkojen nousu. Tällöin tulisi laskea pääomavaade molemmissa suunnissa. Jos epälineaaristen instrumenttien käyttö on hyvin laajaa, ei tämäkään periaatteessa riitä, vaan tulisi määrittää riskifaktorin todennäköisyysjakauman kautta sijoitusten tappiojakauma ja sen 97,5 % kvantiili.

3.2.3 Yhdistetty pääomavaade

Kehikko perustuu seuraavaan aggregointikaavaan, jonka tuloksena saadaan yhdistetty pääomavaade:³

$$V_{kokonais} = - \sum_{j \in J} \mu_j + \sqrt{\sum_{j \in J} (V_j + \mu_j)^2 + \sum_{i \in J} \sum_{j \in J, i \neq j} \rho_{ij} (V_i + \mu_i)(V_j + \mu_j)}.$$

Kaavassa V_j on riskilajin j vakavaraisuusvaatimus ja μ_j riskilajin j sijoitusten odotettu tuotto. Riskilajien väliset riippuvuudet otetaan huomioon korrelaatiokertoimien ρ_{ij} avulla.

Kaava on eksakti vain elliptisille jakaumille.⁴ Näihin jakaumiin kuuluvat muun muassa multinormaalijakauma ja multi-t-jakauma. Elliptisille jakaumille ominaista on lineaarinen riippuvuus muuttujien välillä. Korrelaatiokertoimien ollessa olemassa kuvaavat ne täydellisesti elliptisen jakauman

² RW_j :n tarkka määritelmä on eri riskifaktoreille erilainen.

³ Basis-risk –termi ja keskittymäriskin vaade on jätetty tässä esittämättä.

⁴ Kaava on johdettu esim. lähteissä Rosenberg & Schuermann (2004) ja Arpiainen (2012).

riippuvuusrakenteen. Elliptisen jakauman kaikki *reunajakaumat* eli yksittäisten muuttujien ei-ehdolliset jakaumat ovat samaa jakaumatyyppiä⁵.

Oletus elliptisestä jakaumasta on varsin voimakas eri lähteistä tuleville sijoitustuotoille, mutta erityisen huonosti se pitää paikkansa, jos laitos käyttää suuressa määrin epälineaarisia johdannaisia. Kalibrointiryhmässä todettiinkin useaan otteeseen, että kaikki epälineaarisuudet sekä reunajakaumien, että riippuvuuksien osalta saataisiin huomioitua vain simulointimallilla, jossa muodostettaisiin, jonkin jakauman pohjalta taloudellisia skenaarioita (riskifaktoreiden kombinaatioita), laskettaisiin näissä sijoitusomaisuuden arvon muutos ja näin muodostetusta tuottojakaumasta pääomavaade 97.5 % empiirisenä kvantiilina. Tällainen menettely on kuitenkin hyvin raskas erityisesti pienille toimijoille ja vaikea saattaa eri laitoksille yhdenmukaiseksi. Myös simulointimallin kohdalla jouduttaisiin tekemään voimakkaita oletuksia riskifaktoreiden yhteisjakauman muodosta, joten riskin arvioinnin tarkkuus ei välttämättä paljoakaan paraneisi.

Epälineaarisuuteen liittyvät ongelmat ovat sitä vaarallisempia mitä pienempiä ovat riskilajien väliset korrelaatiokertoimet. Pieni korrelaatiokerroin tarkoittaa, että tuottojen välillä on saatavissa hajautushyötyjä tai negatiivisten korrelaatiokertoimien kohdalla jopa sitä, että erilaiset sijoitukset (riskit) suojaavat toisiaan. Tällöin on oletettu todennäköiseksi, että tapahtuu realisaatioita, joissa toinen sijoitus tuottaa tappiota, mutta toinen samalla voittoa. Jos sijoitukset ovat epälineaarisia, voi näissä realisaatioissa saatava suojaus poiketa huomattavasti oletetusta. Negatiivisia korrelaatiokertoimia on yleensä sääntelykehikoissa vältetty.

Toinen laskentakaavan puute liittyy mahdollisiin lyhyisiin positioihin. Lyhyiden positioiden kohdalla yksittäisen riskilajin pääomavaade tulisi laskea riskifaktorin jakauman toisesta päästä. Kalibrointiryhmässä ja myös Qis-harjoitusten pohjalta todettiin, että kaksisuuntainen käsittely on tarpeellista vain korkoriskille. Tämä vastaa myös Solvency 2 -vakavaraisuuskehikkoa vakuutusyhtiöille, mutta Solvency 2:sta poiketen Tyel-kehikossa ei huomioida vastuuelan korkoriskiä, joten tilanteet, joissa kaksisuuntaisuus olisi tarkasteltava, ovat myös korkoriskin osalta harvinaisempia.

Odotetut tuotot ovat kaavassa mukana lähinnä siksi, että niiden avulla saadaan sekä historiallisesti estimoitu kokonaisriski, että yksittäisten riskilajien riski estimoitua VaR(97.5 %) tasolle. Yllä esitetty aggregointikaava on käytössä myös monessa muussa sääntelykehikossa. Tällaisia ovat muun muassa Solvency 2, Basel 3, Australian APRA's Prudential Framework for General Insurance, Swiss Solvency Test sekä Hollannin keskuspankin (DNB) eläkeyhtiöiden vakavaraisuuskehikko. Näissä kehikoissa on kuitenkin päädytty jättämään riskilajien odotetut tuotot nolliksi. Odotetuista tuotoista seuraa merkittäviä ongelmia. Näitä ovat muun muassa korkeiden hajautushyötyjen mukana seuraava ohjaavuus. Kehikossa päädytään helposti tilanteeseen, jossa yhden riskillisen omaisuuslajin sijoituksia lisäämällä päädytään pienemmälle kokonaisriskin tasolle. Odotettujen tuottojen estimointi on ongelmallista ja erityisesti odotetut korkotuotot vaihtelevat korkokäyrän mukana dynaamisesti. Tämä voitaisiin toteuttaa ajassa muuttuvien odotettujen tuottojen avulla, mutta tämä koettiin liian vaikeiksi toteuttaa. Lisäksi ne tuottaisivat kehikkoon ei-toivottua myötäsykliä. Kolmanneksi odotettujen tuottojen

⁵ Esim. normaalijakauma, t-jakauma samalla vapausasteella. Jakauman sijainti ja skaalaus voivat vaihdella.

ongelmaksi havaittiin, että johdannaisten osalta ne ovat erityisen vaikeita arvioida, mutta monimutkaistavat vakavaraisuuslaskentaa merkittävästi.

3.3 Osakeriski

3.3.1 Osakeriskiluokkien valinta

Osakeriskissä päädyttiin maantieteelliseen luokkajakoon. Muut tutkitut luokittelutavat olivat beta-luokittelu, yrityksen koko ja taseen suhde markkina-arvoon sekä toimialaluokittelu. Nämä koettiin haasteellisiksi sekä estimoinnin, että luokittelukriteerien määrittelyn kannalta. Maantieteellinen luokittelu todettiin helpoksi ja sen perusteella tehty luokittelukriteeristö on stabiili. Osakkeiden jako eri luokkiin on yksinkertaista ja yksittäisten osakkeiden luokka on maantieteellisessä jaottelussa lähes poikkeuksetta pysyvä.

Edellisessä kehikossa luokkajako oli seuraava:

- Noteeratut ETA / OECD –maiden osakkeet.
- Noteeraamattomat ETA / OECD –maiden osakkeet.
- Muut osakkeet

Tavoitteena oli luoda tarkempi luokkajako, joka ottaa huomioon seuraavat kohdat:

- Huomioitava luokkien väliset korrelaatiot ja riskit. Jos korrelaatio kahden luokan välillä on pieni ja niihin liittyvä riski on samansuuruinen, on niiden yhdistäminen järkevää.
- Järkevä luokkajako riippuu salkun sijoitusten hajautuksesta. Esim. jos Tyel-sektorin sijoitusten painotukset noudattelevat Euroopan osakeindeksin koostumusta, voidaan perustellusti käyttää Eurooppa-indeksiä, eikä tarkempaa luokkajakoa tarvita.

3.3.1.1 Estimointiaineisto

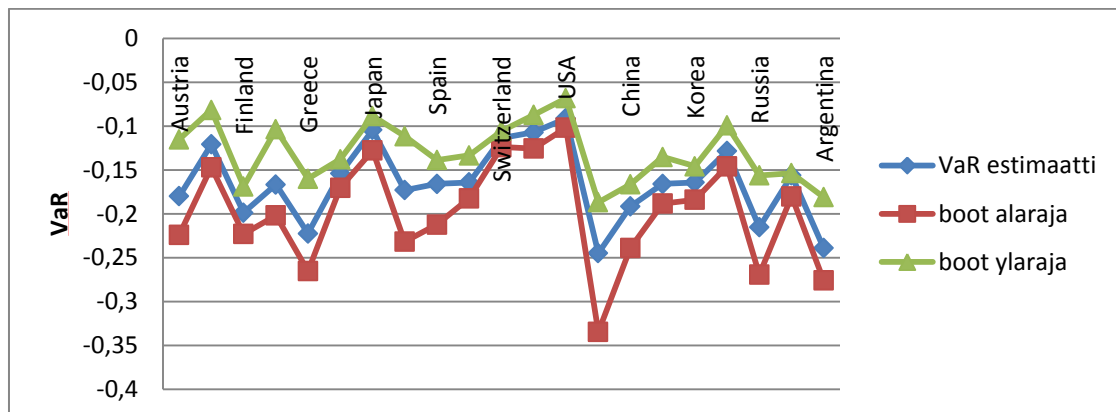
MSCI-osakeindeksit väliltä 1996-2013

- Kuukausi- ja viikkotuotot.
- Käytetty hintaindeksiä, koska kokonaistuottoindekseistä tarjolla lyhyempiä aikasarjoja.
- Indeksit dollarimääräisinä. Tämä toisaalta poistaa inflaation vaikutuksen, mutta tuo valuuttakurssimuutokset indeksiin.

3.3.1.2 Alueelliset riskit

Maakohtaiset riskit

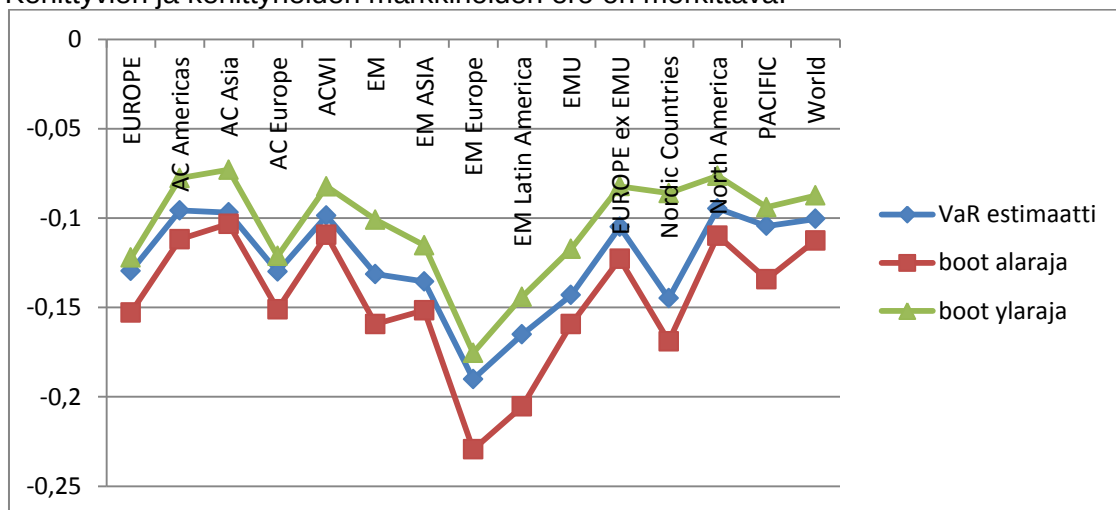
Alla Laskettu 97.5 % Value at Risk –arvot (empiirinen kvantiili) ja bootstrap-otannalla arvioitu tälle 90% luottamusväli. Eri maiden välillä on merkittäviä eroja. Pienten maiden riskiluvut ovat suuria. Näihin kuuluu myös Suomi, johon eläkeyhtiöiden omaisuus on merkittävästi keskittynyt.



Kuvio 3.1: Maakohtaiset riskit

Aluekohtaiset riskit

Alla on vastaavat riskiarvot laskettu eri alueellisille luokille. Kuvassa EM = Emerging markets, AC = All Countries, "ei etuliitettä" = kehittyneet maat. Kehittyvien ja kehittyneiden markkinoiden ero on merkittävä.



Kuvio 3.2: Aluekohtaiset riskit

3.3.1.3 Korrelaatiokertoimet

Alla on esitetty alueellisten osakeindeksien kuukausituottojen lineaariset korrelaatiokertoimet. EMU-indeksi näyttäisi korreloivan vahvasti laajemman Europe-indeksin kanssa. Suomen korrelaatio muiden indeksien kanssa on pieni.

Finland	EUROPE	EM ASIA	EM Europe	EM Latin America	EMU	EUROPE ex EMU	Nordic Countries	North America	PACIFIC
---------	--------	---------	-----------	------------------	-----	---------------	------------------	---------------	---------

Finland	1.00	0.73	0.54	0.65	0.58	0.75	0.67	0.89	0.70	0.57
EUROPE	0.73	1.00	0.73	0.80	0.79	0.99	0.98	0.90	0.87	0.74
EM ASIA	0.54	0.73	1.00	0.72	0.78	0.72	0.71	0.71	0.74	0.74
EM Europe	0.65	0.80	0.72	1.00	0.79	0.78	0.79	0.77	0.72	0.69
EM Latin America	0.58	0.79	0.78	0.79	1.00	0.77	0.79	0.75	0.76	0.71
EMU	0.75	0.99	0.72	0.78	0.77	1.00	0.93	0.90	0.85	0.70
EUROPE ex EMU	0.67	0.98	0.71	0.79	0.79	0.93	1.00	0.86	0.87	0.76
Nordic Countries	0.89	0.90	0.71	0.77	0.75	0.90	0.86	1.00	0.84	0.70
North America	0.70	0.87	0.74	0.72	0.76	0.85	0.87	0.84	1.00	0.73
PACIFIC	0.57	0.74	0.74	0.69	0.71	0.70	0.76	0.70	0.73	1.00

Kuvio 3.3: Aluekohtaiset korrelaatiot

3.3.1.4 Keskimääräisen työeläkesalkun riskiluvut

Keväällä 2013 oli keskimääräinen työeläkelaitosten osakesijoitusten jakauma seuraava.⁶

	Finland	EMU	EUROPE ex EMU	North America	PACIFIC	EM Europe	EM ASIA	EM Latin America
Osuudet (%)	43	9	4	22	8	5	8	1

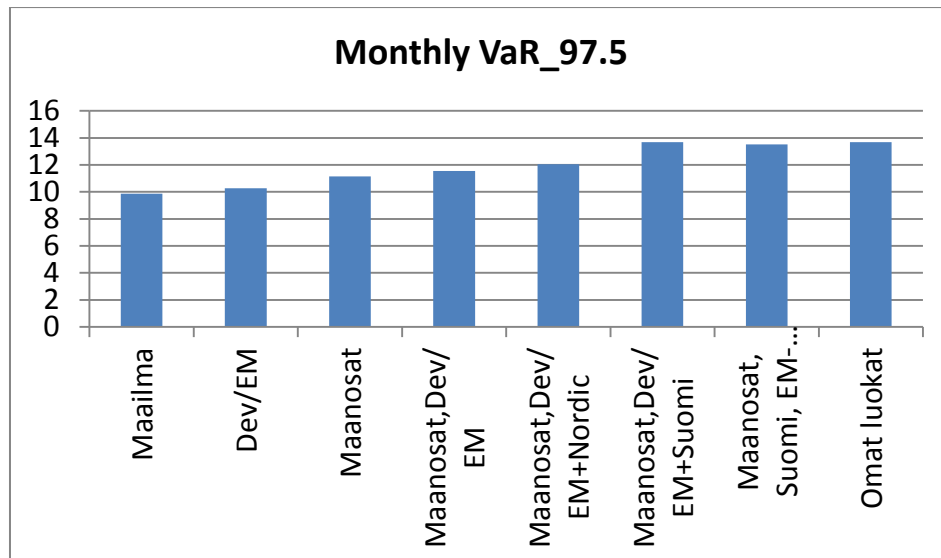
Tätä jakaumaa käytettiin seuraavalla tavalla luokkajakojen riskilukujen vertailuun:

1. Portfolio jaetaan eri luokkiin
2. Jokaiselle luokalle lasketaan vastaavasta MSCI-indeksistä Var_i -arvo.
3. Lasketaan kokonaisriski Var_T kaavasta:

$Var_T = \sqrt{\sum_i \sum_j \rho_{ij} Var_i Var_j}$, missä ρ_{ij} on luokkien i,j välinen korrelaatiokerroin

Tulokset on esitetty seuraavassa kuvassa

⁶ Keväällä 2013 tehtiin selvitys työ-eläkelaitosten osakesijoitusten maakohtaisesta jakaumasta. Yksittäisten yhtiöiden jakaumia käyttäen lasketut tulokset vastasivat varsin hyvin koko sektorille laskettuja lukuja.



Kuvio 3.4: Kuukausittaisten VaR-lukujen arviointi erilaisilla maantieteellisillä jaoilla

Havaittiin, että liian karkea luokkajako aliarvioi riskiä.

3.3.1.5 Osakeriskin luokat

Kalibrintiryhmä päätyi alustavasti luokkajakoon: Finland, Europe, North America, Pacific, EM. Tätä jakoa tukivat erityisesti keskimääräiselle osakejakaumalle lasketut VaR-tulokset.

Myöhemmässä vaiheessa päätettiin poistaa Suomi omana luokkana. Näin päädyttiin seuraavaan maantieteelliseen luokkajakoon:

Luokka	Luokkaan kuuluvat maat
Eurooppa, kehittyneet markkinat	Alankomaat Belgia Espanja Irlanti Iso-Britannia Italia Itävalta Kreikka Luxemburg Norja Portugali Ranska Ruotsi Saksa Suomi Sveitsi Tanska
Kehittyvät markkinat	Kaikki muut maat
Pohjois-Amerikka, kehittyneet	USA

markkinat	Kanada
Aasia ja Tyynimeri, kehittyneet markkinat	Australia
	Hong Kong
	Japani
	Uusi-Seelanti
	Singapore

Taulukko 3.2: Osakeriskiluokat noteeratuille osakkeille

3.3.2 Osakeriskin stressien estimointi

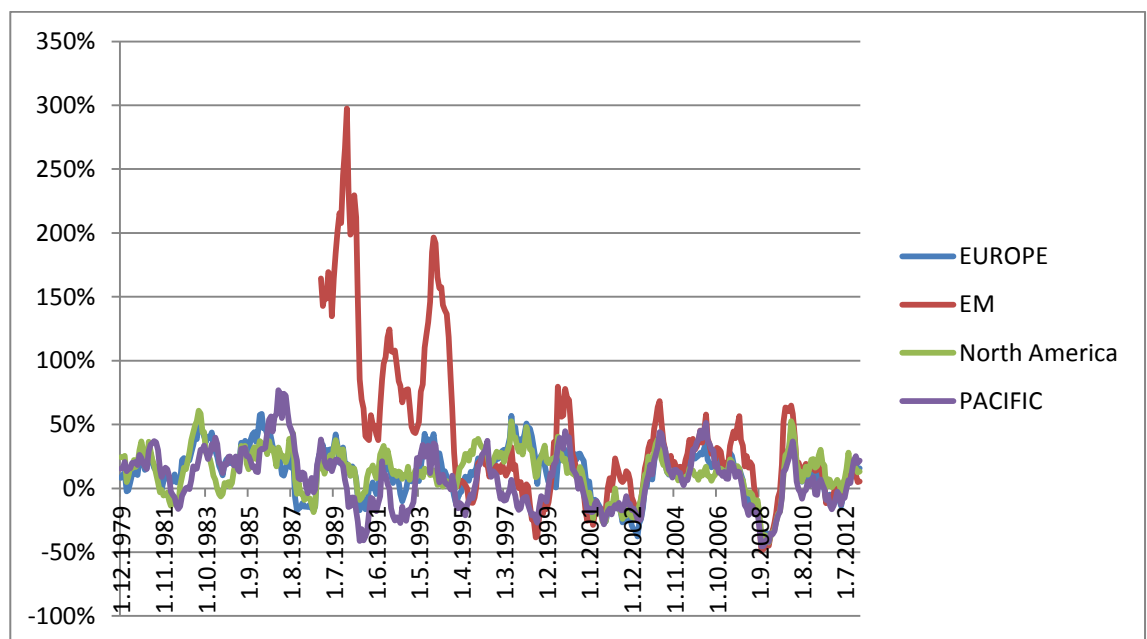
3.3.2.1 Aineisto

Kappaleen 3.2.1 VaR:n määritelmän mukaisesti käytettiin riskien estimoinnissa kokonaistuottoindeksejä, joissa ovat mukana myös vuoden aikana kertyneet osinkotuotot. Koska valuuttakurssi huomioidaan erillisenä riskifaktorina, määräytyivät estimoinnissa käytetyt indeksit paikallisessa valuutassa. Käytettiin seuraavia MSCI:n tuottamia osakeindeksejä.

Alue	Indeksi	Aineiston alkupiste
Eurooppa	GDDLE15	12/1969
Pohjois-Amerikka	GDDLNA	12/1969
Aasia-Tyynimeri	GDDL P	12/1969
Kehittyvät	GDLEEGF	12/1987

Taulukko 3.3: Osakeriskiaineisto

Alla on esitetty indeksien liukuvat vuosituotot



Kuvio 3.5: Liukuvat vuosituotot

Osakeriskin estimoinnissa kokeiltiin useita menetelmiä.

3.3.2.2 Kuukausi-VaR skaalaus

Tässä menetelmässä lasketaan kuukausittaisen aineiston empiirinen VaR, joka skaalataan VaR-luvuksi kaavalla

$$\text{VaR}_{\text{vuosi}}(\alpha) = \sqrt{12}\text{VaR}_{\text{kk}}(\alpha) - (12 - \sqrt{12})\mu,$$

missä μ on kuukausituottojen odotusarvo.⁷

Skaalatut vuositason VaR-luvut ovat:

Aikaväli	Tunnusluku	Eurooppa	Pohjois-Amerikka	Aasia-Tyynimeri	Kehittyvät
1/1991–3/2013	VaR(97,5) (%)	29,8	20,2	32,0	25,7
12/1969–3/2013	VaR(97,5) (%)	27,0	21,6	28,6	

Taulukko 3.4: VaR, kuukausiaineistosta skaalattu

3.3.2.3 Liukuvat vuosituotot, päällekkäiset periodit

Tässä menetelmässä VaR(97,5 %) laskettiin suoraan liukuvien vuosituottojen muodostamasta jakaumasta empiirisenä kvantiilina, sovittamalla alimpaan neljännekseen tuotoista GPD-jakauma, sekä tekemällä normaalijakaumaoletus.

Yleistettyä Pareto-jakaumaa (Generalized Pareto Distribution, GPD) käytetään, kun halutaan estimoida jakauman hännän muotoa⁸. Sen kertymäfunktio on

$$F_{\xi,\mu,\sigma}(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{\xi(x-\mu)}{\sigma}\right)^{-1/\xi}, & \xi \neq 0 \\ 1 - \exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right), & \xi = 0 \end{cases}.$$

Kaavassa ξ on muotoparametri. Mitä suurempi ξ on, sitä paksuhäntäisemmästä jakaumasta on kyse. μ on sijainti ja σ skaalausparametri.

Tulokset ovat alla:

Aikaväli	VaR (97,5)	Eurooppa	Pohjois-Amerikka	Aasia-Tyynimeri	Kehittyvät	SP500
1/1991–	Empiirinen (%)	35,1	34,8	35,4	37,6	37,1

⁷ Roger Kaufmann, Long-Term Risk Management, 2005

⁸ Mc Neil et al. (2005), p. 275

3/2013						
	GPD (%)	33,0	32,0	32,8	35,5	33,4
	Normal (%)	27,0	23,4	32,8	35,6	24,8
12/1969– 3/2013	Empiirinen (%)	30,1	26,6	31,8		28,1
12/1927– 3/2013	Empiirinen (%)					38,4

Taulukko 3.5: VaR, GPD ja normaalijakauma, päällekkäiset periodit

Havaitaan, että pidemmässä aikasarjassa 1969 – 2013 ovat riskiluvut pienemmät kuin lyhyemmässä vuodelta 1991 alkavassa, mutta todella pitkässä aikasarjassa väliltä 1927 – 2013 havaitaan suurempia riskilukuja.

3.3.2.4 Liukuvat vuosituotot, ei päällekkäiset periodit

Tämä menetelmä on haastava, sillä lyhyemmät periodit eivät riitä empiirisen kvantiilin määrittämiseen (kvantiili sama kuin pienin havainto). Lisäksi ongelmaksi muodostuu tutkittavien periodien alkukuukauden valinta. Seuraavissa taulukoissa on käytetty 12 eri alkukuukauden avulla laskettujen tulosten keskiarvoja. GPD-jakauma on tässä tapauksessa sovitettu alimpaan 40% tuotoista. Näinkin suurella threshold arvolla menetelmän sovite on usein huono.

Aikaväli	VaR (97,5)	Eurooppa	Pohjois-Amerikka	Aasia-Tyynimeri	Kehittyvät
1/1991– 3/2013	Empiirinen (%)	32,3	33,0	35,7	37,6
	GPD (%)	31,9	31,8	32,4	33,7
	Normal (%)	27,4	23,8	33,3	36,3

Taulukko 3.6: VaR, GPD ja normaalijakauma, ei päällekkäiset periodit

3.3.2.5 Monte-Carlo -malli

Tässä mallissa muodostettiin historiallisesta kuukausiaineistosta palauttaen bootstrap-otannalla 100 000 vuoden mittainen otos. Tästä Monte-Carlo – otoksesta laskettiin historialliset kvantiilit.

Aikaväli	Tunnusluku	Eurooppa	Pohjois-Amerikka	Aasia-Tyynimeri	Kehittyvät
1/1991– 3/2013	VaR(97,5) (%)	21,5	19,6	28,3	22,9

Taulukko 3.6: VaR, Monte-Carlo

3.3.2.6 Suurimmat tappiot

VaR(97.5 %) voidaan tulkita tappioksi, jonka arvo ylitetään keskimäärin 40 vuoden välein.

Seuraavassa on selvitetty, miten suuria tappioita on tutkitun aikaperiodin sisällä realisoitunut.. Erilliset kerrat on laskettu summaan vain, jos ne eivät ole päällekkäisiä.

Aikaväli 1/1991 – 3/2013:

EUROPE		EM		North America		PACIFIC	
Aika	Tappio (%)	Aika	Tappio (%)	Aika	Tappio (%)	Aika	Tappio (%)
29.2.2008	40.6	31.10.2007	49.0	29.2.2008	42.6	31.10.2007	45.4
29.3.2002	37.7	29.8.1997	38.5	29.9.2000	27.4	29.9.2000	28.2
29.9.2000	27.1	31.3.2000	28.8	29.3.2002	24.9	31.7.1991	27.1
31.5.2011	13.9	29.3.2002	22.1	28.2.2007	2.6	30.9.1997	26.9
31.1.1994	12.1	31.12.2010	12.5	31.5.2011	2.0	30.4.2002	25.3

Taulukko 3.7: Suurimmat toteutuneet vuositappiot

Taulukosta havaitaan, että esimerkiksi edellä laskettu GPD-sovitteella päällekkäisistä periodeista laskettu VaR(97.5 %) = 41,2 % on ylittynyt viimeisen 21 vuoden ajanjakson aikana kolmen erillistä kertaa. Se siis vastaa estimaattia tapahtumalle ”3 kertaa 21 vuoden aikana”.

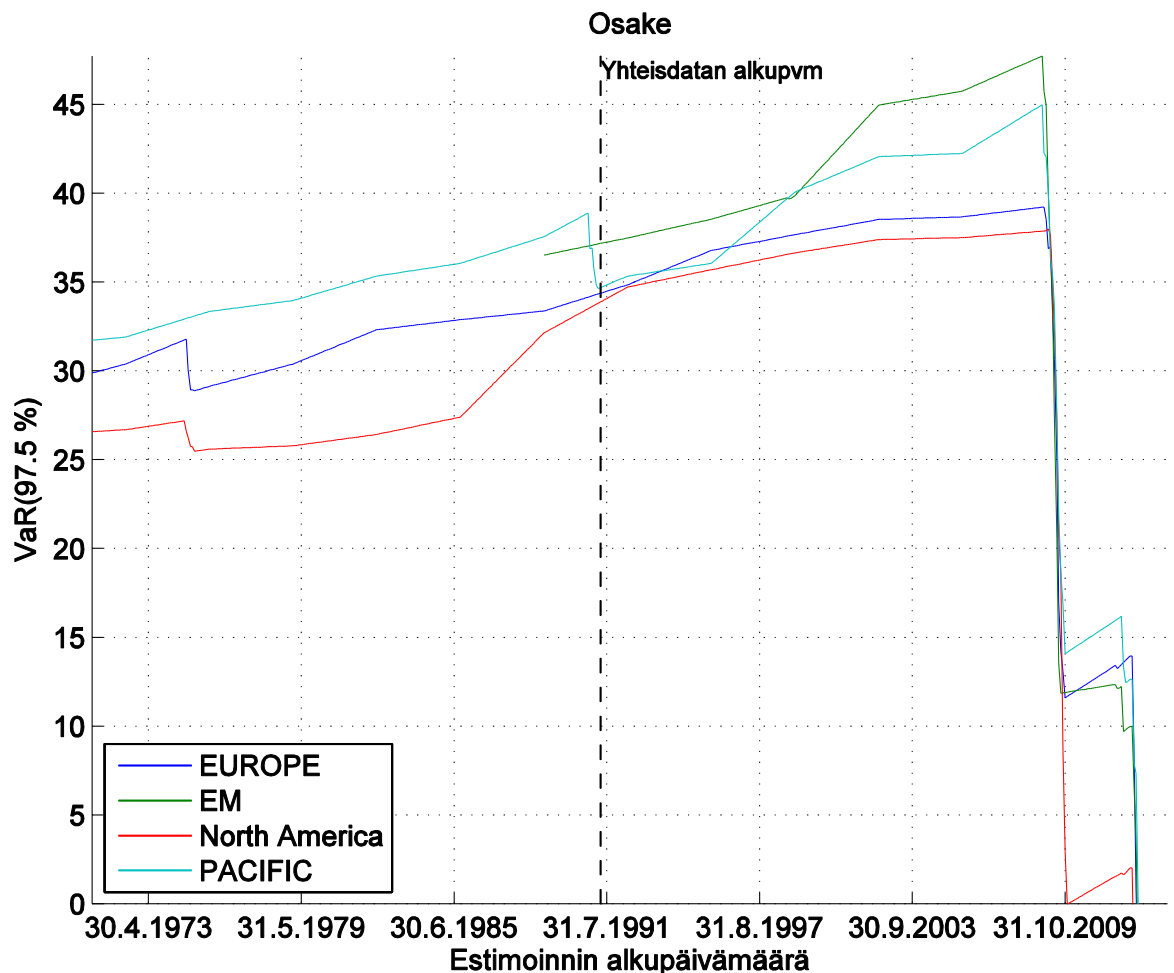
3.3.2.7 Estimointimenetelmän valinta

- Kuukausituottojen skaalaus ja Monte Carlo –otanta tuottavat toteutuneisiin tappioihin verrattuna huomattavan pienet riskiarviot.
- Liukuvien päällekkäisten vuosituuottojen käyttö yksinkertaista. Empiirisenä kvantiilina lasketut tulokset ovat robusteja. Teoreettisena ongelmana autokorrelaatio, sekä aikaperiodin päätyhavaintojen pienempi painotus, sekä se, että yksi historiallinen tapahtuma - useimmissa tapauksissa finanssikriisi - määrittää pääomavaateen suuruuden. Menetelmä on herkkä yksittäisten havaintojen sijainnille 97.5 % kvantiilin kohdalla.
- Ei-päällekkäisten periodien ongelmana pieni otoskoko. Vuosidatan aloituskuukaudella suuri merkitys ja arviot joudutaankin laskemaan keskiarvona eri aloituskuukauden mukaan. Tämä on jossain määrin työlästä erityisesti jakaumasovitusien kohdalla.
- Jakaumasovituksista normaalijakaumaoletus Pohjois-Amerikan ja Euroopan kohdalla tuottaa havaintoihin nähden pienen riskiarvion. Toimii paremmin kolmen muun indeksin kohdalla, joissa suuret heilahtelut ovat yleisempiä, ja tästä johtuen varianssi suurempi.
- GPD-häntäsovitus toimii normaalijakaumaa paremmin, mutta pienestä havaintojen määrästä johtuen sovittaminen epätarkkaa. Tästä johtuen sovituksen onnistuminen on varmistettava kuvaajien avulla. Empiirisen kvantiilin, ja GPD-sovituksen ero on epätarkkuus huomioiden pieni.

- Kesällä 2013 päätettiin Vaka III -ryhmässä, että riskiluvut lasketaan pääsääntöisesti liukuvien päällekkäisten periodien aineistosta empiirisenä kvantiilina.

3.3.3 Estimointiajanjakso

Seuraavan sivun ylemmässä kuvassa on esitetty VaR(97.5 %) -riskiluku kun estimointiin käytetyn ajanjakson alkupistettä on muutettu. Alemmassa kuvassa on liukuvat vuosituotot. Katkoviiva kuvaa pistettä, josta eteenpäin on dataa ollut käytössä kaikista merkittävistä riskilajeista, joten yhteismitallisuuden vuoksi tästä eteenpäin nykyhetkeen jatkuva ajanjaksoa on painotettu estimoinneissa. Kuvasta kuitenkin havaitaan, että pidemmällä aikavälillä on North America - osakeindeksin riski ollut Eurooppaa ja Tyyntämerta pienempi. Lisäksi nähdään, että yhteisdatan alkupäivämäärä leikkaa Pacific-indeksin osalta ensimmäisen Aasian kriisin pois datasta.



Kuvio 3.6: VaR aineiston eri aloituspäivillä

VaR -riskinmitan ongelmana on, että se keskittyy vain tappiojakauman yhteen kvantiiliin. Tästä syystä tutkittiin myös CVaR-riskinmittaa⁹ eri luotettavuustasoilla. Erityisesti pienemmillä kvantileilla on Pohjois-Amerikan osakeindeksin riski ollut selvästi muita pienempi.

3.3.4 Osakeriskin parametrit

Ottaen huomioon eri estimoinneissa havaitut tulokset, sekä asiantuntijoiden näkemykset, päädyttiin Qis2-harjoitukseen mentäessä seuraaviin stressiparametreihin:

	Eurooppa	Pohjois-Amerikka	Aasia ja Tyynimeri	Kehittyneet markkinat
Riskiarvo (%)	34	32	35	37

Taulukko 3.8: Osakerikien tappio-olettamet

3.3.5 Pääomarahastot ja noteeraamattomat osakkeet

Pääomarahastojen riskien estimoinnissa käytössä oli kaksi dataa:

- Noteerattujen pääomarahastojen LPX50-indeksi.
- Noteeraamattomien pääomarahastojen Cambridge Associates -indeksi.

Näistä ensimmäinen käyttäytyy hyvin voimakkaasti osakedatan tavoin. Sen korrelaatiokertoimet osakeindekseihin ovat suuret ja riskiarvot huomattavasti osakeindeksejä suuremman. Jälkimmäinen indeksi on huomattavasti heikommin korreloitu osakedataan, ja sen riskiarvot ovat hyvin maltilliset.

Historiallisiin tuottoihin ja Cambridge-aikasarjaan vedoten kalibroitiryhmässä olikin kannatusta noteerattuja osakkeita pienemmille stressiparametreille. Listattu data ja small-cap osakkeisiin pohjautuva analyysi tukee korkeampia korrelaatiokertoimia. Myös Solvency 2:ssa ja edellisessä Tyel-kehikossa noteeraamattomat osakkeet ja pääomarahastot on arvioitu noteerattuja osakkeita riskillisemmiksi.

Lopputuloksena päätettiin, että noteeraamattomat osakkeet ja pääomarahastot sijoitetaan omaan luokkaansa, jonka riskiarvot ja korrelaatiot ovat pääpiirteissään samat kuin Eurooppalaisten noteerattujen osakkeiden. Tämä lähestymistapa on tasapuolinen noteeratuille ja noteeraamattomille sijoituksille.

⁹ CVaR (tunnetaan myös nimellä Tail-VaR, mittaa keskimääräistä tappiota sill' ehdolla, että tappio ylittää VaR-ajan.

3.3.6 Osakkeiden basis risk parametrin estimointi

Vakavaraisuusvaateen laskentakaavassa

$$V = \sqrt{\sum_{j \in J} RW_j^2 A_j^2 + \sum_{i \in J} \sum_{j \in J, i \neq j} \rho_{ij} RW_i A_i RW_j A_j + \sum_{j \in J} \beta^2 B_j^2},$$

B_j on suure, joka kuvaa luokan j avointa basis-riskiä ja β on parametri, joka määritetään siten, että kaava approksimoi mahdollisimman hyvin erilaisten osakesalkkujen todellista riskiä valitulla turvaavuustasolla. $B_j = 2 * \min\{L_j, S_j\}$, missä L_j on kaikkien pitkien ja S_j kaikkien lyhyiden positioiden summa riskiluokassa $j \in J$.

Basis-risk parametreissa käytettiin S&P500 indeksin kuukausituottoaineistoa aikaväliltä 1994/1-2013/8. Aineistoon otettiin mukaan kaikki 300 indeksiin nykyisin kuuluvat osakkeet, joista löytyi aikasarja vuoden 1994 alkuun asti.

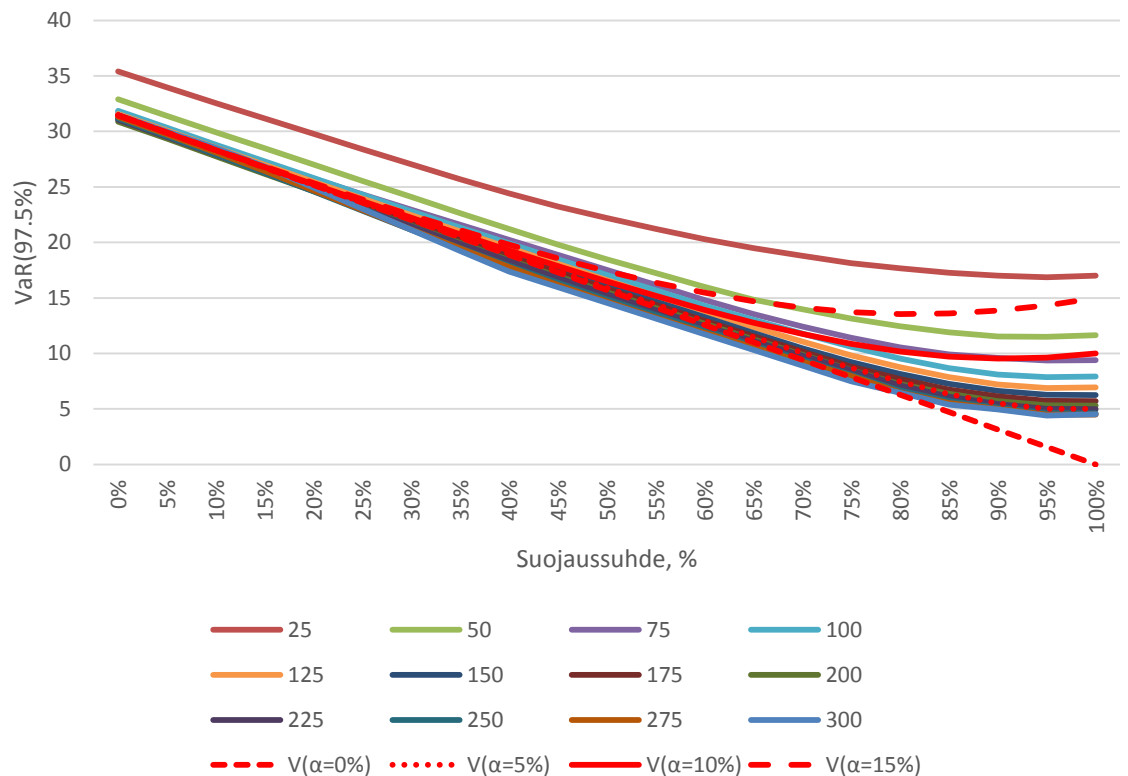
Estimointi suoritettiin seuraavaa algoritmia käyttäen

Testataan vakavaraisuuden laskentakaavan tarkkuutta osakkeille satunnaisilla portfolioilla käyttäen seuraavaa proseduuria. Proseduurissa kaikki osakkeet kuuluvat siis samaan riskiluokkaan j (Pohjois-Amerikka)

1. Valitaan satunnaisesti $N \in \{25, 50, \dots, 300\}$ osaketta 300 mahdollisen osakkeen joukosta
2. Sijoitetaan kuhunkin osakkeeseen osuus $1/N$ sijoitusomaisuudesta 100 rahayksikköä.
3. Suojataan salkun yleisriskistä pois $X \in \{0, 5, \dots, 100\}$ %:ia S&P500 indeksillä.
4. Lasketaan näin saadun satunnaisen portfolion todellinen kuukausiriski, VaR 97.5% luottamustasolla, historiallista simulaatiota käyttäen ja skaalataan se vuosiriskiksi kertomalla tekijällä $\sqrt{12}$.
5. Toista vaiheet 1-3 50 kertaa kullekin $N \in \{25, 50, \dots, 300\}$.
6. Lasketaan keskimääräinen VaR 97.5% eri kokoisille salkuille N .
7. Verrataan vakavaraisuuskaavan tarkkuutta kohdan 5. keskimääräisiin VaR lukuihin.

Tulokset laskettiin sekä tasajakautunutta salkkua, että indeksipainojen mukaisesti jakautunutta salkkua käyttäen.

Alla olevassa kuvassa on esitetty eri salkkujen VaR lukujen ja laskentakaavan vertailu S&P500 indeksiin perustuvalla painorakenteella. Punaiset viivat kuvaavat kaavalla saatua vaadetta Pohjois-Amerikan osakeluokalle eri alpha parametrin arvolla. Muut viivat kuvaavat VaR lukujen keskiarvoa, jotka on laskettu salkuista, joissa on $N \in \{25, 50, \dots, 300\}$ satunnaisesti valittua osaketta.kuvattu



Kuvio 3.7: Basis-riski eri suojaussuhteilla

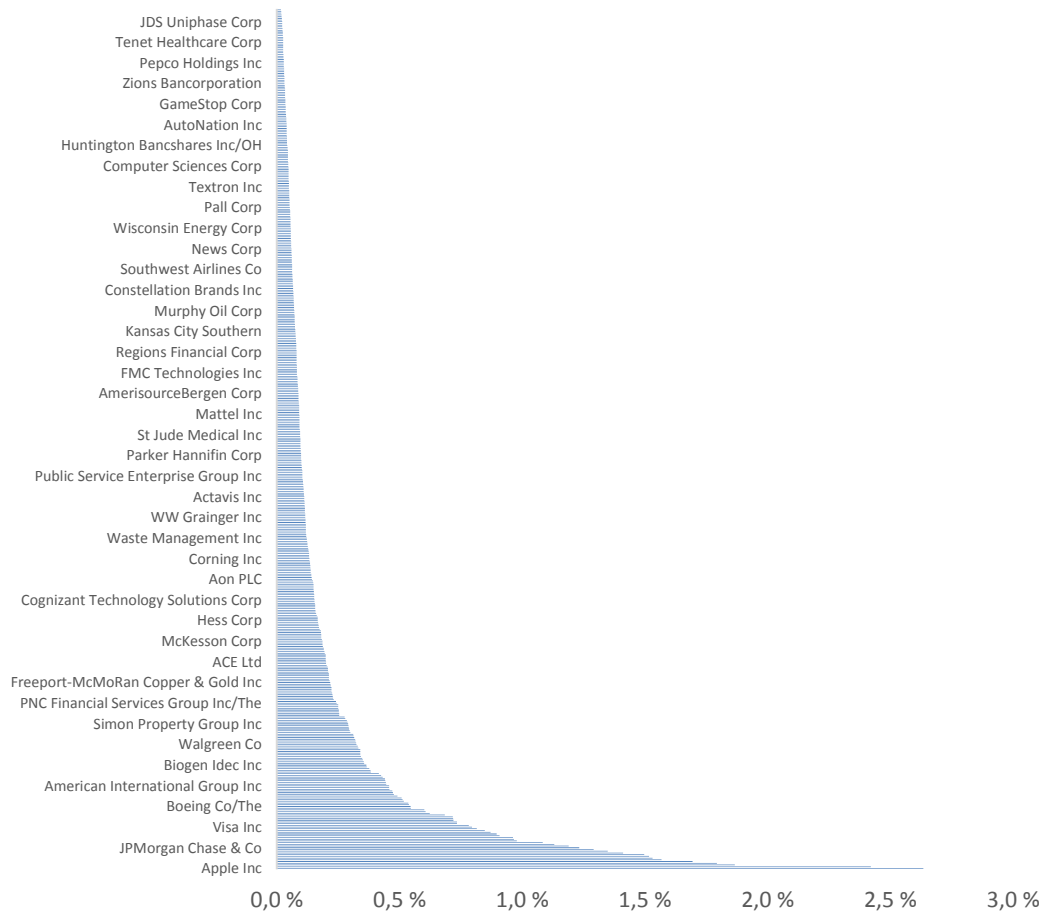
Hyvin hajautettujen salkkujen basis riski suhteessa S&P500 indeksiin alhaisempi kuin tapauksessa, jossa salkkujen painorakenne oli tasajakautunut. Keskittyneissä salkuissa käytetty painorakenne tuottaa melko usein hyvin keskittyneitä salkkuja, mikä aiheuttaa sen, että alhaisen osakemäärän salkkujen VaR luvut ovat selvästi suurempia kuin tasajakaumatapauksessa. S&P500 indeksin painorakennetta käytettäessä laskee β estimaatin arvo hiukan ja paras sopivuus saavutetaan β :n arvolla 5-8% (Kuviossa 3.7 käytetään kirjainta α kirjaimen β sijaan).

Qis2-harjoituksessa päädyttiin käyttämään arvoa $\beta=8\%$.

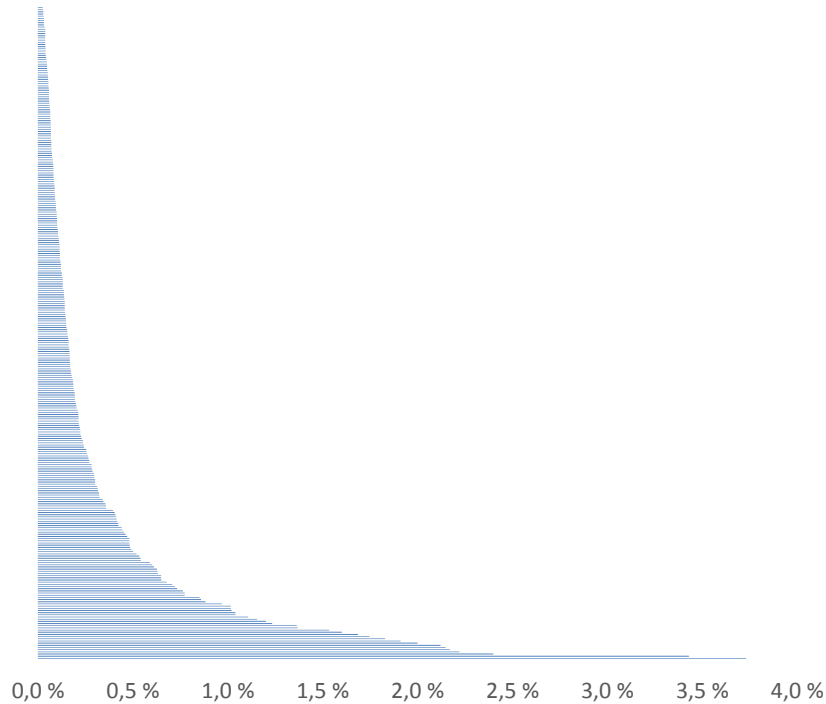
3.3.7 Osakkeiden keskittymäriskin parametrien estimointi

Keskittymäriskin huomiointia vakavaraisuuslaskennassa on analysoitu S&P500 indeksiin perustuvalla aineistolla Laskennassa osakkeiden painot määräytyivät sen perusteella mikä kunkin osakkeen paino oli S&P 500 indeksissä syyskuussa 2013 skaalattuna siten, että painot summautuivat yhteen. Kuvio 3.8 esittää analyysissa mukana olevien osakkeiden painorakenteen S&P 500 indeksissä syyskuussa 2013 ja kuviossa 3.9 on esitetty samat painot skaalattuna siten, että ne summautuvat sataan prosenttiin. Edellä mainitusta syystä esim Applen paino kaikissa satunnaisissa salkuissa, joihin se satuttiin arpomaan oli aina todella suuri. Menettelyn seurauksena salkkujen tuottoja/riskejä dominoi aina ne osakkeet, joiden painot sattuivat olemaan suuret syyskuussa 2013. Tämä menettely ei välttämättä anna täysin oikeaa kuvaa keskittymäriskin käyttäytymisestä, koska tulokset riippuvat liikaa syyskuussa 2013 vallinneesta painorakenteesta.

Ongelma on helppo korjata siten, että arvottaessa eri osakkeita satunnaisiin salkkuihin arvotaan eri osakkeiden painotkin satunnaisesti tiheysfunktioista, jonka muoto vastaa S&P indeksin painorakennetta (kuvio 3.9).



Kuvio 3.8: S&P500 indeksin painorakenne 300 valitulle osakkeelle



Kuvio 3.9: 300 osakkeen skaalatut painot

3.3.8 Keskittymäriskin mittaaminen

Alla on esitetty mahdollisia tapoja laskea osakesijoitusten keskittymäriskin vakavaraisuusvaatimus

$$V_{\text{keskittymä}} = \alpha_1 * \max\{HHI - \gamma_1; 0\} * Eq \quad (1)$$

missä α_1 ja γ_1 ovat estimoitavia parametreja, Eq on osakesijoitusten kokonaismäärä ja

$$HHI = \sum_{j \in J} w_j^2,$$

missä w_j on vastapuoleen $j \in J$ kohdistuvien altistumien/sijoitusten suhteellinen osuus koko keskittymäriskin vakavaraisuuslaskennan kohteena olevasta sijoitusomaisuudesta Eq.

tai

$$V_{\text{keskittymä}} = \alpha_2 * \sum_{j \in J} (w_j - \gamma_2) | (w_j > \gamma_2) * Eq \quad (2)$$

missä α_2 ja γ_2 ovat parametreja. Molempien mittojen yksikkö voidaan tulkita prosentteina.

Ensimmäinen menetelmä perustuu niin sanotun Herfindahl–Hirschman Indeksien (HHI) käyttöön, joka on paljon käytetty ja tutkittu suure

keskittymäriskin mittauksessa, katso esim (Lütkebohmert ja Gordy (2007)¹⁰). Toinen malli on periaatteeltaan samankaltainen, mutta menetelmät käyttäytyvät hivenen eri tavalla eri tilanteissa.

Malli (2) ei tuota keskittymäriskin vakavaraisuusvaatimusta mikäli kaikki sijoituspainot (w_j) ovat raja-arvoa γ_2 pienempiä. Toisaalta HHI indeksi voi antaa kohtuullisen alhaisen salkkutason keskittymäriskilukeman, vaikka salkussa olisi yksittäisiä suuria riskikeskittymiä tiettyyn vastapuoleen. HHI indeksiin perustuva menetelmä on myös työläs, sillä sen laskenta vaatii kaikkien sijoitusten läpivalaisun vaikka suhteelliset altistumat olisivat kuinka pieniä. Edellä kuvattujen menetelmien yhdistelmä, joka sopii hyvin empiiriseen dataan (katso tulokset alla) ja on helpompi laskea kuin HHI indeksiin perustuva menetelmä on

$$V_{keskittymä} = \alpha_3 * \sum_{j \in J} (w_j - \gamma_3)^2 | (w_j > \gamma_3) * Eq \quad (3)$$

Tämä menetelmä käyttäytyy sopivasti parametrisoituna lähes identtisesti nykyisen vakavaraisuuskehikon osakesijoitusten keskittymäriskilaskennan kanssa.

Mikään edellä esitetyistä malleista ei kykene erottelemaan riskikeskittymiä vastapuolen luottokelpoisuuden mukaan vaan keskittymiä vahvoin ja heikkoihin vastapuoliin käsitellään samalla tavalla.

3.3.9 Analyysissa käytetty aikasarja-aineisto

Osakesijoitussalkun keskittyneisyyden vaikutusta salkun riskitasoon arvioidaan osakedatalla. Estimointi on tehty käyttäen S&P500 indeksin kuukausituottoaineistoa aikaväliltä 1994/1-2013/8. Aineistoon otettiin mukaan kaikki indeksiin nykyisin kuuluvat osakkeet, joista löytyi aikasarja vuoden 1994 alkuun asti. Näin analyysiin saatiin mukaan 300 indeksiin nykyisin kuuluvaa osaketta.

3.3.10 Estimointimenetelmä ja tulokset

3.3.10.1 Estimointimenetelmän kuvaus

Testataan kaavojen (1)-(3) tarkkuutta kuvattaessa osakesalkun keskittyneisyyden vaikutusta salkun markkinariskin tasoon. Kaavojen tarkkuutta testataan generoimalla satunnaisia portfolioita käyttäen seuraavaa proseduuria. Proseduurissa kaikki osakkeet kuuluvat siis samaan riskiluokkaan j (Pohjois-Amerikka)

1. Valitaan satunnaisesti $N \in \{20, 40, \dots, 300\}$ osaketta 300 mahdollisen osakkeen joukosta
2. Arvotaan kunkin osakkeen $j = 1, \dots, N$ paino w_j eksponenttijakaumasta, eli $w_j \sim \text{Exp}(\lambda)$, missä $\lambda=1$, sijoitusomaisuudesta 100 rahayksikköä. Skaalataan painot summautumaan sataan $w_j = \frac{w_j}{\sum_{j=1}^N w_j}$.

¹⁰ Lütkebohmert, Eva & Gordy, Michael B., 2007. "Granularity adjustment for Basel II," Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies 2007,01, Deutsche Bundesbank, Research Centre.

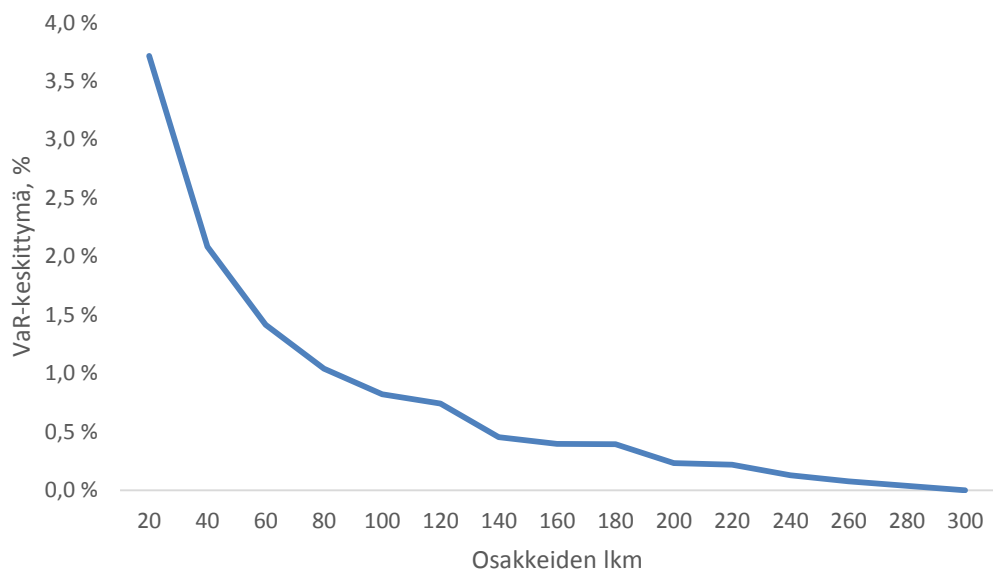
3. Lasketaan näin saadun satunnaisen portfolion todellinen kuukausiriski, VaR 97.5% luottamustasolla, historiallista simulaatiota käyttäen ja skaalataan se vuosiriskiksi kertomalla tekijällä $\sqrt{12}$.
4. Toista vaiheet 1-3 1000 kertaa kullekin $N \in \{20, 40, \dots, 300\}$.
5. Lasketaan keskimääräinen VaR 97.5% eri kokoisille salkuille N.
6. Verrataan kaavojen (1)-(3) tarkkuutta kohdan 5. keskimääräisten VaR lukujen ja parhaiten hajautettujen VaR lukujen keskiarvon erotukseen.

3.3.11 Estimointitulokset

Yllä kuvatulla proseduurilla tutkitaan miten hyvin kaavat (1) – (3) kykenevät approksimoimaan historiadatasta laskettua suuretta

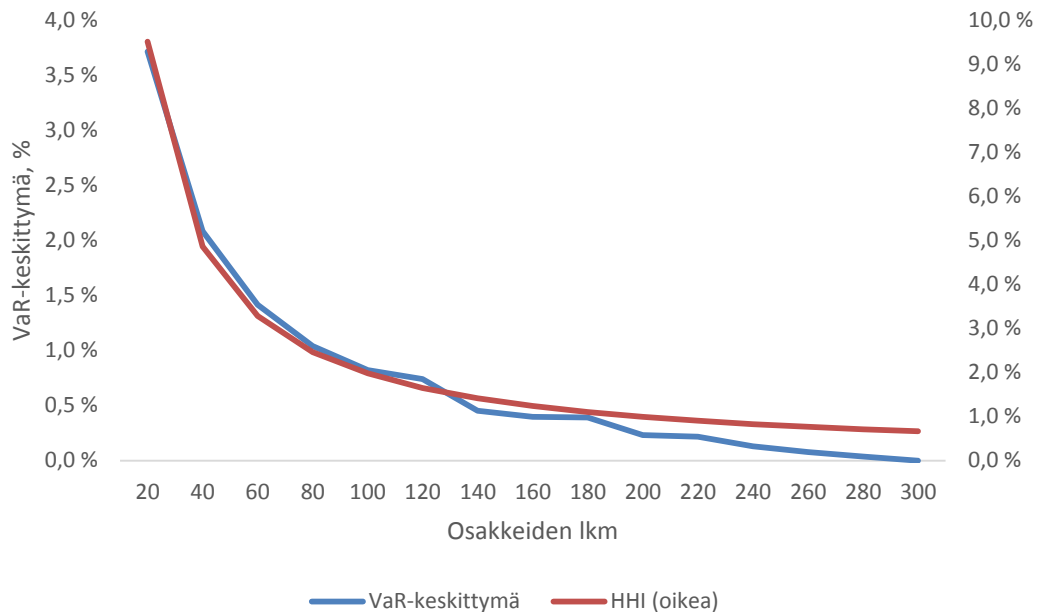
$$\text{VaR}_{\text{keskittymä}} = \frac{\overline{\text{VaR}}_{N, \text{kk}, \alpha} \sqrt{12} - \overline{\text{VaR}}_{300, \text{kk}, \alpha} \sqrt{12}}{\text{Omaisuusmassa}}$$

missä $\alpha = \{95\%, 97.5\%, 99\%\}$. Riskiluku $\overline{\text{VaR}}_{300, \text{kk}, \alpha}$ on 300 osakkeen salkkujen keskimääräinen VaR luku ja kuvaa siis varsin hyvin hajautetun osakeindeksin riskiä. Kuviossa 3.11 on esitetty keskittymäriski osakkeiden lukumäärän funktiona.



Kuvio 3.10: $\text{VaR}_{\text{keskittymä}}$ suure salkussa olevien osakkeiden lukumäärän funktiona laskettuna luottamustasolla 97,5%

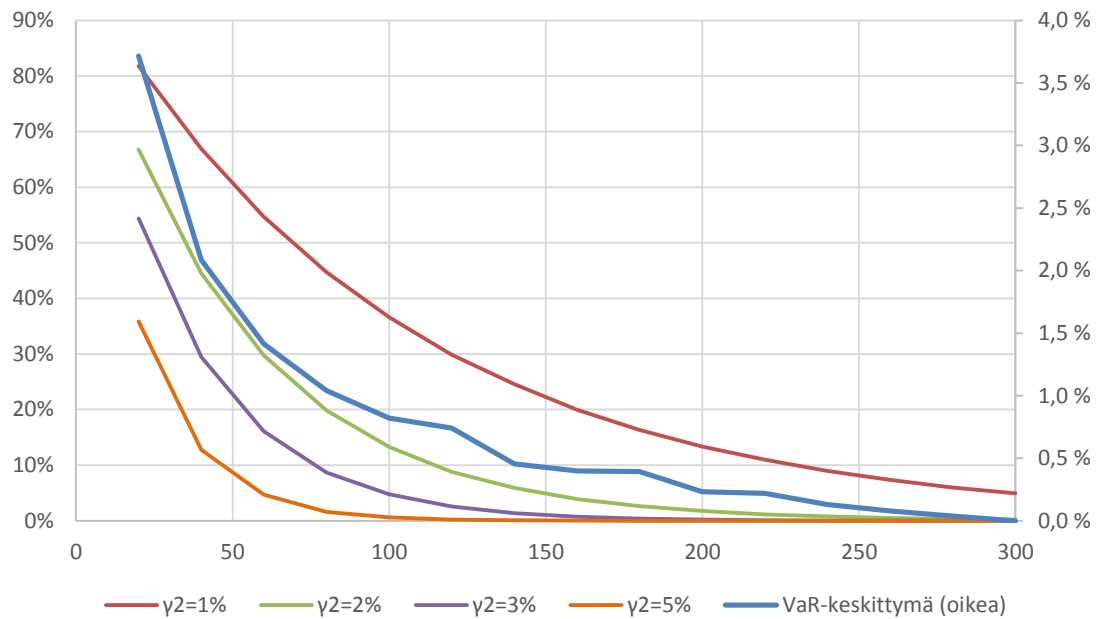
Kuvio 3.11 esittää edellä kuvatun suhteellisen $\text{VaR}_{\text{keskittymä}}$ suureen ja HHI indeksin kehityksen salkussa olevien osakkeiden lukumäärän funktiona luottamustasolla 97,5%. Kuvasta nähdään, että HHI indeksi kuvaa salkun keskittymäriskiä erittäin hyvin.



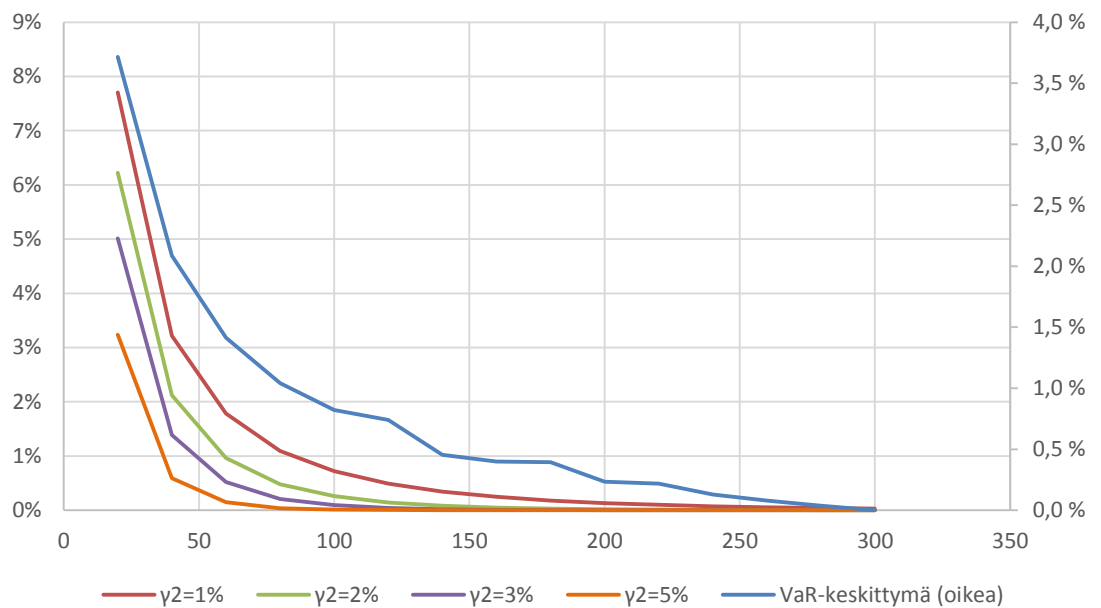
Kuvio 3.11: $VaR_{keskittymä}$ suure salkussa olevien osakkeiden lukumäärän funktiona sekä HHI-indeksi luottamustasolla 97,5%

Kuvio 3.12 esittää kuinka hyvin kaavalla (2) kyetään selittämään $VaR_{keskittymä}$ suuretta eri parametrin γ raja-arvoilla. Havaitaan, että raja-arvolla $\gamma=2\%$, kaava (2) kuvaa $VaR_{keskittymä}$ suuretta varsin hyvin. Kuva 7 puolestaan esittää kaavan (3) sopivuuden $VaR_{keskittymä}$ suureeseen. Kuvasta havaitaan, että kaava (3) aliarvioi $VaR_{keskittymä}$ riskiä oikeastaan kaikilla realistisilla portfolioilla sekä muilla raja-arvoilla paitsi $\gamma=0\%$ (HHI-indeksi). Salkkujen sisältäessä todella merkittäviä keskittymiä (osakkeita < 50 kpl), kasvaa kaavan (3) kulmakerroin jo turhankin voimakkaasti.

Kaavojen (2) ja (3) erona on se, että kaava (2) sakottaa keskittymien kasvusta nopeammin kuin kaava (3), joka puolestaan nappaa paremmin kiinni todella suuret keskittymät. Kaavassa (3) raja-arvo γ joudutaan asettamaan todella alhaiselle tasolle, jotta malli tuottaisi edes jotenkin nolasta poikkeavia pääomavaateita "kohtuullisille" keskittymille. Tästä syystä kaavaan (2) perustuva ratkaisu voisi olla perusteltu (katso esimerkkilaskelmat luvun lopusta). Kaavan (3) sopivuutta on tarkasteltu kuviossa 3.13.



Kuvio 3.12: Kaavan (2) sopivuus suhteessa $\text{VaR}_{\text{kestittymä}}$ suureen eri raja-arvoilla $\gamma = \{1\%, 2\%, 3\%, 5\%\}$ ja luottamustasolla 97.5%

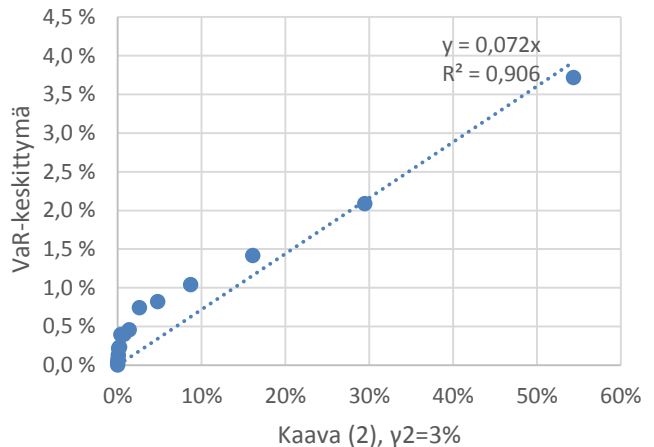
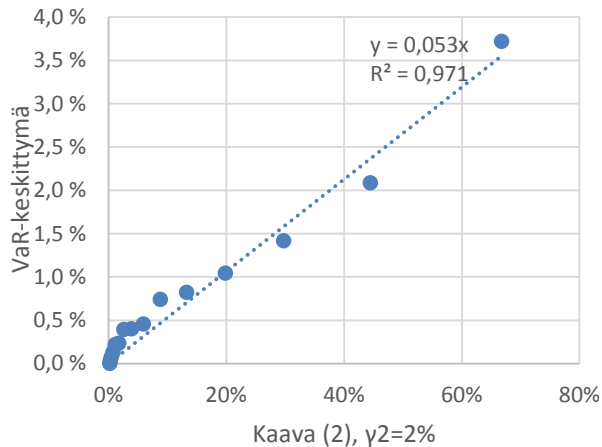


Kuvio 3.13: Kaavan (3) sopivuus suhteessa $\text{VaR}_{\text{kestittymä}}$ suureen eri raja-arvoilla $\gamma = \{1\%, 2\%, 3\%, 5\%\}$ ja luottamustasolla 97.5%

3.3.12 Mallin (2) parametrien estimointi

Selitetään $\text{VaR}_{\text{kestittymä}}$ suuretta kaavan (2) mukaisella mallilla estimoimalla suureiden välille regressiomalli. Tarkastellaan mallia raja-arvoilla $\gamma=2\%$ ja 3% . Alla olevissa kuvissa on esitetty regressiomallit kaavalle (2), kun $\gamma=2\%$ ja

$\gamma=3\%$. Kuvista havaitaan, että mallit sopivat aineistoon varsin hyvin. Kun $\gamma=3\%$ aliarvioi kaava todellista riskiä keskittymäriskin ollessa alhainen.



Alla olevassa taulukossa on esitetty regressiomallin kertoimet kaavalle (2) ja γ :n arvoille 2% ja 3%.

$\gamma =$	Malli (2)
2%	$0.053 * \sum_{j \in J} (w_j - 2\%) (w_j > 2\%) * E q$ $R^2 = 97\%$
3%	$0.072 * \sum_{j \in J} (w_j - 3\%) (w_j > 3\%) * E q$ $R^2 = 90\%$

Esimerkki

Oletetaan, että laitoksen osakesijoitusten määrä $E q = 100$ euroa ja, että sen kolmen suurimman osakesijoituksen painot ovat 8%, 6% ja 4% kaikista osakesijoituksista. Muiden osakkeiden painot ovat alle 2%. Tässä esimerkissä eri mallien antamat keskittymäriskin vakavaraisuusvaatimukset ovat

$\gamma =$	Malli (2)
2%	$0.053 * [(8\% - 2\%) + (6\% - 2\%) + (4\% - 2\%)] * 100 = 0.64$ euroa
3%	$0.072 * [(8\% - 3\%) + (6\% - 3\%) + (4\% - 2\%)] * 100 = 0.65$ euroa

Esimerkistä nähdään, että keskittymäriskin vakavaraisuusvaatimukset jäävät varsin alhaisiksi, reilusti alle prosenttiin osakesijoitusten määrästä.

3.3.13 Johtopäätökset

Päivitetty analyysi osoittaa, että keskittymät alkavat kasvattaa portfolioiden riskiä paljon jo kohtuullisen hyvin hajautetuissa salkuissa. Tästä syystä raja-arvo esim. kaavassa (2) olisi syytä asettaa alhaisemmalle tasolle kuin aiempi (harhainen) analyysi antoi ymmärtää. Testatuista lähestymistavoista lineaarinen kaava (2) toimi paremmin kuin kvadraattinen versio kaava (3).

Keskittymäriskin vakavaraisuusvaatimus voitaisiin laskea kaavalla (2) ja raja-arvoksi voisi asettaa $\gamma=2-3\%$. Näin laskenta pidetään vielä kohtuullisen vaivattomana, kun koko sijoitusomaisuutta ei tarvitse perata. Tässä tapauksessa kaava olisi esim. muotoa

$$\alpha_2 * \sum_{j \in J} (w_j - 2\%) | (w_j > 2\%) * Eq,$$

missä parametri α_2 voitaisiin asettaa jopa hieman suuremmaksi kuin mitä yllä olevissa laskelmissa on kuvattu ($\alpha_2 = 0.053$), jotta merkittäville keskittymille saadaan kohtuullinen sakko.

3.3.14 QIS3, keskittymäriskin laskenta

Lasketaan keskittymäriski kullekin noteerattujen osakkeiden riskiluokalle $j \in J$

$$Z_{\text{Keskittymä}}(j) = \alpha \cdot \sum_{i \in I(j), w_i > \gamma} (w_i - \gamma)$$

missä J on noteerattujen osakeriskiluokkien joukko sekä $I(j)$ ne osakkeet luokassa j , joihin eläkelaitos on sijoittanut. Painot w_i lasketaan kaavalla

$$w_i = \frac{A_i}{\sum_{j \in J} \sum_{k \in I(j)} A_k},$$

missä A_k on osakesijoituksen k nettopositio. Johdannaisille käytetään deltakorjattuja kohde-etuusarvoja.

Matti Koivun analyysin perusteella jos $\gamma = 3\%$, olisi $\alpha = 0,072$.

Käytännöllisyyden vuoksi voisi parempi raja-arvo olla $\gamma = 4\%$. Tällöin tulisi α :n olla noin 0,13. Uusi parametrisointi muuttaisi asetelmaa siten, että suurten keskittymien pääomavaade kasvaisi, kun taas pienten keskittymien alenisi hiukan.

Lopuksi lisätään saadut keskittymäriskistressit kyseisen osakeluokan stressiin. Keskittymäriski ei vaikuta odotusarvoon.

Esimerkki. Eläkelaitoksen koko osakepositio on 1100 M€. Kehittyvien markkinoiden osakeriskiluokassa $j=2$ on kaksi selkeää keskittymää. Osakkeen A (käteissijoitus) markkina-arvo on 70 M€. Osakkeeseen B on tehty 150 M€ käteissijoitus (1 000 000 kpl, à 150 €) sekä lisäksi 600 000 kpl osaketta B on

suojattu myymällä futuurisopimus kohde-etuutena kyseinen osake. Olettaen, että futuurin delta on miinus yksi saadaan deltakorjatuksi kohde-etuusarvoksi - 90 M€, jolloin osakkeen B nettopositio on 60 M€. Täten

$$Z_{Keskittymä}(2) = 0,13 \cdot \left[\left(\frac{70}{1100} - 0,04 \right) + \left(\frac{60}{1100} - 0,04 \right) \right] \approx 0,005$$

Kehittyvien markkinoiden osakeluokan stressinä käytetään 37,5 %:ia normaalin 37,0 % asemesta.

Lisäksi eläkelaitoksella on riskikeskittymä eurooppalaisten osakkeiden riskiluokassa $j=1$. Osakkeen C markkina-arvo on 170 M€. Täten

$$Z_{Keskittymä}(1) = 0,13 \cdot \left(\frac{170}{1100} \right) \approx 0,02$$

eli eurooppalaisten osakkeiden riskiluokan stressiparametria kasvatetaan 2 %-yksikköä (34,0 % -> 36,0 %).

- Qis3:ssa keskittymäriskin raja-arvo $\gamma = 4\%$ ja
- $\alpha = 0,13$

3.4 Johdannaiset

Riskiluokan j johdannaisten vakavaraisuusvaatimus lasketaan seuraavalla tavalla

$$V_{j,johd} = \sum_{i \in I_{johd,j}} DC_{i,johd},$$

$DC_{i,johd}$ on osakejohdannaisen $i \in I_{johd,j}$ arvon muutos stressissä.

$$\begin{aligned} DC_{i,johd} &= \sqrt{\frac{1}{\min(T, 1)}} \left[C_{i,T} \left(\min(T, 1), \left(1 - \sqrt{\min(T, 1)} Z_{os,j} \right) S_0 \right) \right. \\ &\quad \left. - C_{i,T}(0, S_0) \right]. \end{aligned}$$

Kaavan tarkoitus on vuotta lyhyempien johdannaisten osalta skaalata stressiä ajan neliöjuurella. Lisäksi stressin jälkeinen hinta lasketaan vuotta lyhyemmille johdannaisille niiden juoksuaian T päättymisen kohdalla ja muille johdannaiselle vuoden kohdalla ($t = 1$). Näin saatu arvon muutos skaalataan vuositason ensimmäisen neliöjuuritermin avulla.

Mikäli yhteen johdannaisopimukseen kohdistuu useamman kuin yhden riskiluokan stressi, tulee yllä esitetty aikaskaalaus tehdä vain yhdessä luokassa. Pääsääntöisesti tämä on se luokka, johon johdannaisen kohde-etuus kuuluu. Mikäli johdannaisen kohde-etuuteen kohdistuu useiden riskiluokkien

stressejä, tehdään aikaskaalaus siinä luokassa, joka johtaa kokonaisvakavaraisuusvaateen kannalta turvaavimpaan vaihtoehtoon.

3.4.1 Johdannaisen hinnanmuutoskaavan johtaminen

Oletetaan kehikon VaR-määritelmää mukaillen, että option erääntyessä hankitaan vastaavanmittainen optio, jonka tuottojen jakauma on identtinen siihen nähden, mikä nykyhetken alkuperäisellä optiolla laskentahetkellä oli. Tällöin peräkkäisten optioiden tuottojakaumat olisivat i.i.d. Tehdään edelleen kaksi lisäoletusta:

1. Oletetaan, että optioiden tuottojen odotusarvo on nolla ja että ne ovat normaalijakautuneet.
2. Vuosi päättyy samaan aikaan kuin viimeisen option juoksuaika.

Kun ensimmäisen kohdan mukaan oletetaan eri ajanjaksojen tuotoille $P_i \sim i.i.d. N(0, \sigma)$, niin johdannaisen juoksuajalle skaalattu stressi saadaan kaavasta

$$Z_T = \sqrt{T}Z,$$

missä Z on riskiluokan vuoden stressi. Koska peräkkäisten optioiden tuotot oletetaan samoin jakautuneiksi, voidaan edelleen ensimmäisen option juoksuajan riski skaalata vuoden mittaiseksi neliöjuurisäännön avulla kaavalla

$$VaR_{vuosi} = \sqrt{\frac{1}{T}} VaR_T.$$

Edelliset kaavat yhdistämällä saadaan vuotta lyhyemmän option pääomavaateeksi

$$V_{johd} = -\sqrt{\frac{1}{T}} [C_{T,K}(T, (1 - \sqrt{T}Z)S_0) - C_{T,K}(0, S_0)].$$

Huomioiden myös vuotta pidemmät sopimukset

$$\begin{aligned} V_{johd}^{(skaalaus)} &= -\sqrt{\frac{1}{\min(T, 1)}} [C_{T,K}(\min(T, 1), (1 - \sqrt{\min(T, 1)}Z)S_0) \\ &\quad - C_{T,K}(0, S_0)]. \end{aligned}$$

Tämän kaava toteuttaa vaatimuksen, että sen tulee olla yhdenmukainen lineaaristen sijoitusten kanssa, mikä on helppo osoittaa sijoittamalla kaavaan futuuri tai osake.

3.4.2 Johdannaisten odotetut tuotot

Johdannaisposition i rahamääräinen odotettu tuotto lasketaan kaavalla¹¹

¹¹ D. M. Chance, Teaching note 03-01, Option prices and expected returns, (2008)

$$\mu_{i,johd} = rMV_{i,johd} + [E(R_{i,kät}) - r]\Delta_{i,johd}A_{i,johd}$$

missä

r = luottoriskitön yliyön korko %

$E(R_{i,kät})$ = johdannaisen kohde-etuutena olevan instrumentin odotettu tuotto %

$MV_{i,johd}$ = johdannaisposition i markkina-arvo

$\Delta_{i,johd}$ = johdannaisposition i delta

$A_{i,johd}$ = johdannaisposition i kohde-etuuden markkina-arvo

Johdannaisen markkina-arvolle kohdistuu siis riskitöntä yliyön korkoa vastaava tuotto. Tämä voidaan lisätä vain yhden riskiluokan tuottoihin. Pääsääntöisesti tämä on se luokka, johon johdannaisen kohde-etuus kuuluu.

3.5 Korkoriski

3.5.1 Korkoriskin kaava

QIS1-harjoituksessa korkostressi laskettiin siten, että estimoitiin vuoden aikajaksolla tapahtuva koron muutos Δr . Tämän jälkeen laskettiin korkopapereiden tappio olettaen että korko muuttuu välittömästi kaavalla

$$RW_i = 1 - \exp(-D_i \Delta r).$$

Jatkovalmistelussa konveksisuuden huomiointi yllä mainitulla tavalla osoittautui merkitykseltään vähäiseksi ja QIS2:sta eteenpäin siirryttiin käyttämään lineaarista kaavaa

$$RW_i = D_i \Delta r - y(D_i),$$

missä viimeinen termi tarkoittaa riskittömän korkoinstrumentin sisäistä korkokantaa (yield). Yieldin laskennassa päädyttiin käyttämään samaa kaavaa odotetun tuoton kanssa

$$y(D_i) = pD_i^\gamma,$$

missä p on riskitön yhden vuoden korko ja γ korkokäyrän muotoparametri.

3.5.2 Korkotuottojen laskenta

Tässä luvussa kuvataan työeläkelaitosten vakavaraisuusuudistukseen liittyvä korkotuottojen estimointi.

Estimointi perustuu Merrill-Lynchin aikasarja-aineistoon. Estimoinnissa on käytetty seuraavien valtionlainaindeksien kuukausihavaintoja:

Alue	Maturiteetti	Indeksi	Aineiston pituus
USA	1-3 vuotta	G102	1978/01 – 2012/09

	3-5 vuotta	G2O2	1978/01 – 2012/09
	5-7 vuotta	G3O2	1978/01 – 2012/09
	7-10 vuotta	G4O2	1978/01 – 2012/09
	10-15 vuotta	G7O2	1978/01 – 2012/09
EMU	1-3 vuotta	EG11	1995/12 – 2012/09
	3-5 vuotta	EG12	1995/12 – 2012/09
	5-7 vuotta	EG13	1995/12 – 2012/09
	7-10 vuotta	EG14	1995/12 – 2012/09
	10-15 vuotta	EG17	1995/12 – 2012/09

Taulukko 3.9: Korkotuottojen laskennassa käytettävä aineisto

EMU alueen indeksit koostuvat AAA-reitattujen valtioiden velkapapereista.

Kuukausituotot on laskettu kokonaistuottoindekseistä kaavalla $R_{t,j}^M = P_{t,j}/P_{t-1,j} - 1$, missä $P_{t,j}$ on kokonaistuottoindeksin j arvo hetkellä t . Kuukausituotoista on muodostettu liukuvia vuosituottoja kaavalla $R_{t,j}^A = \prod_{h=0}^{11} (R_{t,j-h}^M + 1) - 1$.

Alla olevassa esityksessä riskinmittana käytettävä $CVaR_\delta$ luottamustasolla δ voidaan ilmaista optimointitehtävänä

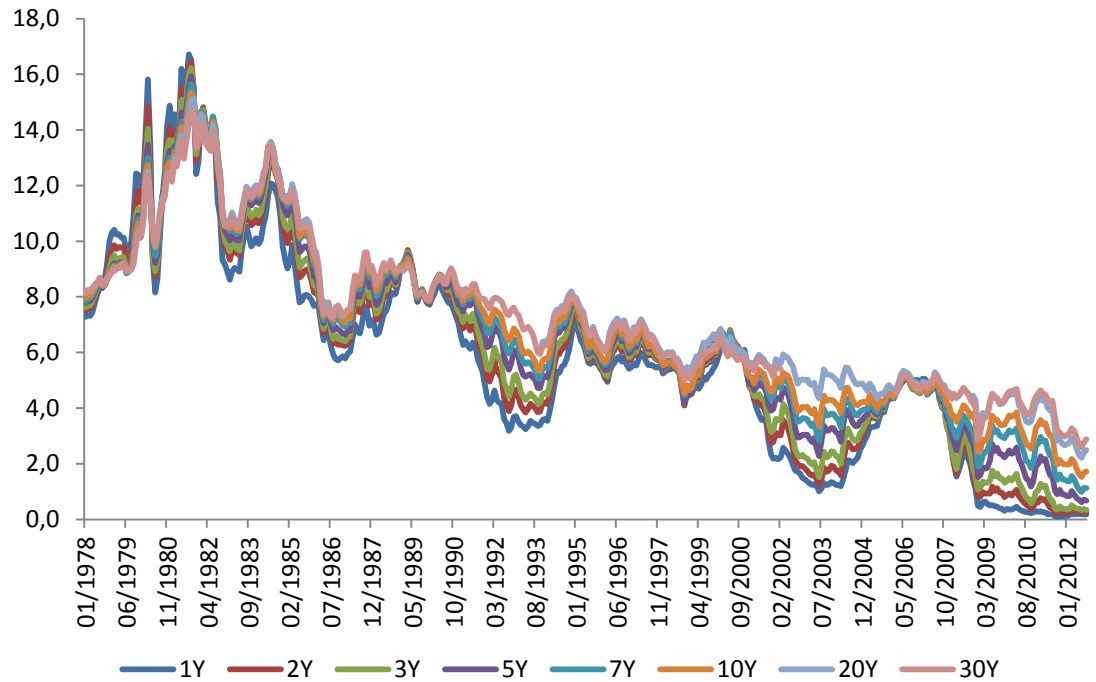
$$CVaR_\delta(L^A) = \min_{\gamma} E \left\{ \frac{1}{1-\delta} \max\{L^A - \gamma, 0\} \right\},$$

missä $L^A = (-R_{t,j}^A)_{t=T_0}^{T_1}$ on sijoituskohteen j tappiojakaumaa kuvaava satunnaismuuttuja valitulla ajanjaksolla $t=T_0, \dots, T_1$. Tehtävän optimiratkaisuna saatava $\gamma = VaR_\delta$. Eli molemmat VaR_δ ja $CVaR_\delta$ riskinmitat saadaan yllä olevan optimointitehtävän ratkaisuna. Yllä oleva lähestymistapa on validi myös diskreettien satunnaismuuttujien tapauksessa (empiiriset tuotto-/tappioaikasarjat).¹²

3.5.3 Korkokehitys

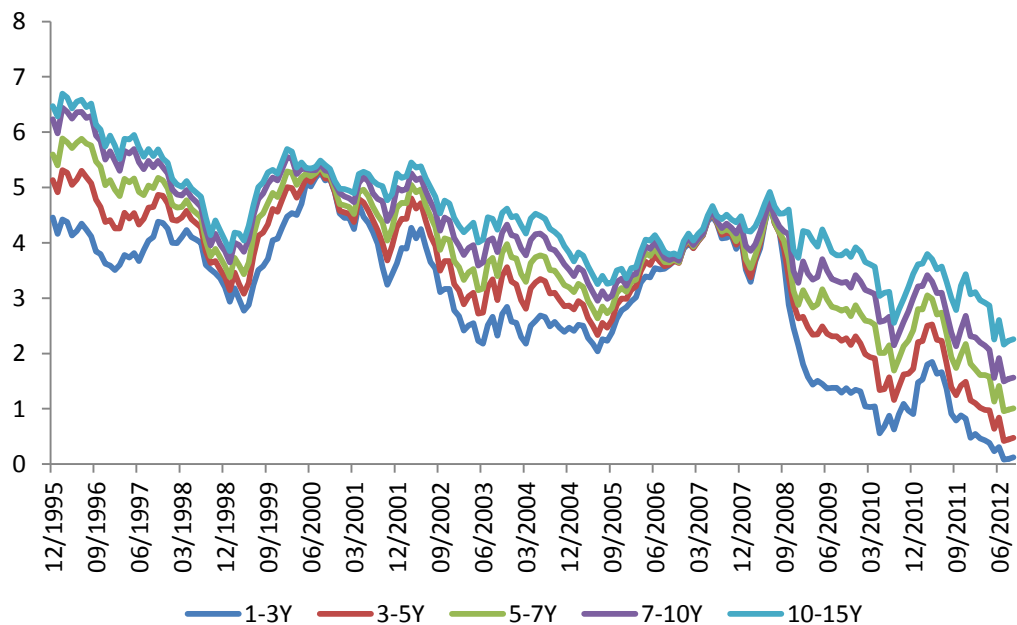
Korkojen kehitys USA:ssa ajalla 01/1978-09/2012 on esitetty alla kuviossa 3.14. Kuvassa on käytetty Federal Reserve Bank of St. Louis:n dataa, koska Merrill-Lynchin aineistosta ei löytynyt korkonoteerauksia samalle ajalle kuin kokonaistuottoindeksit on laskettu.

¹²Rockafellar R. T. and Uryasev S., Conditional value-at-risk for general loss distributions, Journal of Banking & Finance 26 (2002).



Kuvio 3.14: USA:n valtion korkojen kehitys

AAA valtioiden korkojen kehitys Euro alueella ajalla 12/1995-09/2012 on esitetty kuviossa 3.15.



Kuvio 3.15: AAA eurialueen valtion korkojen kehitys

Kuvista ilmenee selkeästi se, että korot ovat pääsääntöisesti laskeneet koko sen ajan mistä laskenta-aineistoa on saatavilla. Koska vastaava trendi ei voi jatkua tulevaisuudessa, on korkojen historiallinen kehitys huomioitava tulosten tulkinnassa. Korkojen lähes jatkuva lasku tarkasteluajanjaksolla saa aikaan sen, että korkosijoitusten tuotot ovat olleet todella hyviä ja samanaikaisesti (häntä)riskit näyttäytyvät ehkä turhankin alhaisina.

3.5.4 Tunnuslukuja

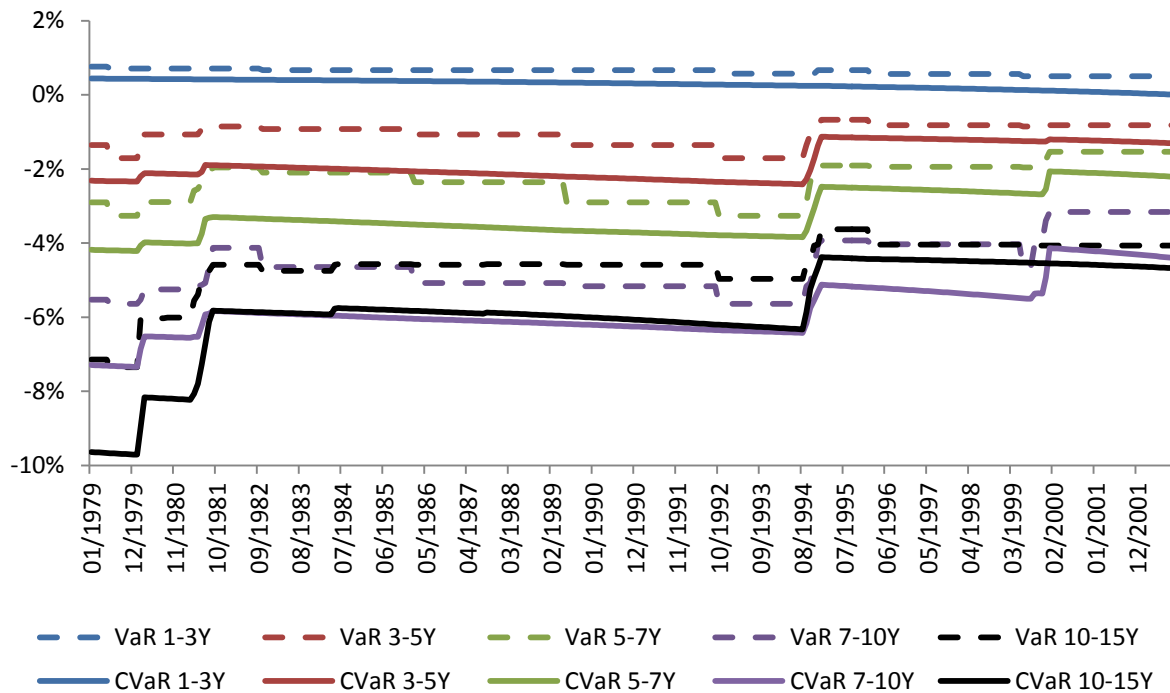
Alla olevassa taulukossa on esitetty vuosituottojen (R_t^A) tilastollisia tunnuslukuja laskettuna ajalta 01/1979-09/2012 USA aineistolle ja ajalta 12/1996-09/2012 EMU aineistolle (eli koko ajalta, jolta vuosituotot on voitu muodostaa).

	USA					EMU				
	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y
Mean (μ)	7.06 %	8.12 %	8.80 %	9.14 %	9.66 %	3.84 %	5.10 %	6.00 %	6.63 %	6.95 %
Standard Error	0.23 %	0.30 %	0.36 %	0.43 %	0.50 %	0.14 %	0.23 %	0.30 %	0.36 %	0.42 %
Median	6.60 %	7.38 %	7.89 %	7.98 %	8.28 %	3.64 %	5.22 %	6.46 %	6.69 %	7.65 %
Mode	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
Standard Deviation (σ)	4.60 %	5.97 %	7.16 %	8.69 %	10.12 %	1.93 %	3.15 %	4.11 %	4.97 %	5.86 %
Sample Variance	0.21 %	0.36 %	0.51 %	0.76 %	1.02 %	0.04 %	0.10 %	0.17 %	0.25 %	0.34 %
Kurtosis	1.392	1.325	1.344	1.352	2.183	-0.433	-0.557	-0.604	-0.567	-0.502
Skewness	1.033	0.943	0.889	0.824	1.063	0.187	-0.092	-0.246	-0.309	-0.270
Range	24.99 %	32.60 %	40.28 %	51.03 %	64.31 %	9.33 %	14.60 %	19.20 %	23.69 %	28.36 %
Minimum	-0.35 %	-2.83 %	-6.09 %	-10.37 %	-13.99 %	-0.39 %	-1.82 %	-4.35 %	-7.10 %	-9.76 %
Maximum	24.64 %	29.77 %	34.18 %	40.65 %	50.33 %	8.94 %	12.78 %	14.85 %	16.60 %	18.59 %
Count	405	405	405	405	405	190	190	190	190	190
N-VAR: $\mu - N^{1(97.5\%)\sigma}$	-1.96 %	-3.59 %	-5.23 %	-7.90 %	-10.17 %	0.06 %	-1.06 %	-2.06 %	-3.11 %	-4.52 %
Confidence Level(95.0%)	0.45 %	0.58 %	0.70 %	0.85 %	0.99 %	0.28 %	0.45 %	0.59 %	0.71 %	0.84 %

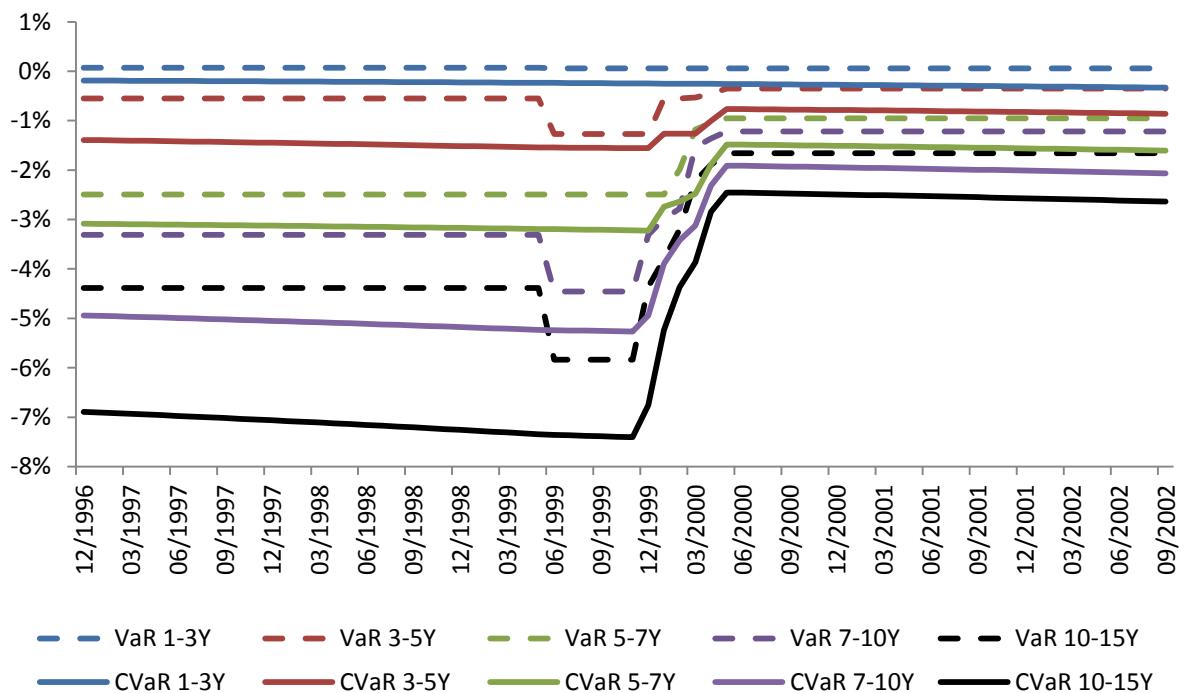
Taulukko 3.10: Korkotuottojen tunnuslukuja

3.5.5 VaR ja CVaR

Alla olevissa kuvioissa on esitetty eri kokonaistuottoindeksien vuosituottojen (R_t^A) $\text{VaR}_{97.5\%}$ ja $\text{CVaR}_{97.5\%}$ tasot, kun riskinmitan laskenta alkaa kuvassa esitetyssä ajankohdasta ja päättyy ajanhetkeen 09/2012. Pisin estimointiperiodi on siis 01/1979-09/2012 USAssa ja lyhin käytetty ajanjakso on kymmenen vuotta 09/2002-09/2012.



Kuvio 3.16: VaR- ja CVaR-lukujen kehitys, USA



Kuvio 3.17: VaR- ja CVaR-lukujen kehitys, EMU-alue

Alla olevissa taulukoissa on esitetty vuosituottojen VaR ja CVaR luvut koko käytettävissä olevalta ajalta laskettuna, jotka siis eroavat USA:n ja Euroopan välillä. Taulukoissa esim. 2.5%:n kvantiili (α) vastaa $\text{VaR}_{97.5\%}$ ja $\text{CVaR}_{97.5\%}$ riskin mittaa. Eli taulukoissa kvantiilit viittaavat tuottojakauman kvantiileihin (α), kun $\text{VaR}_{1-\alpha}$ ja $\text{CVaR}_{1-\alpha}$ riskinmitat kuvaavat tappiojakauman riskejä.

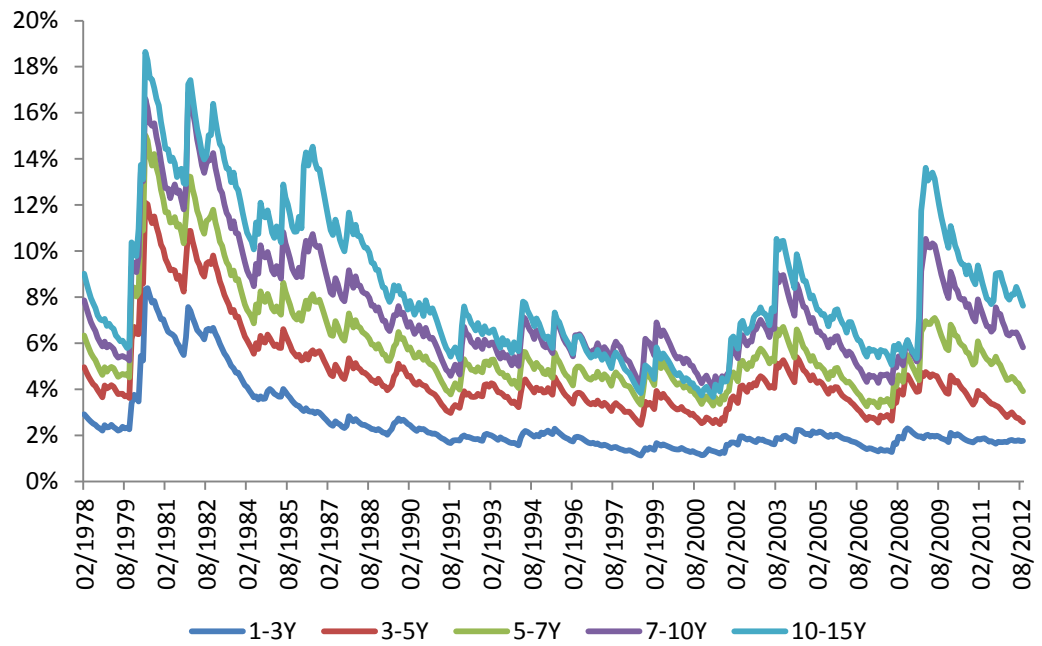
VaR _{1-α}										
USA						EMU				
Kvantiili	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y
1.0 %	0.56 %	-2.55 %	-4.06 %	-7.41 %	-10.09 %	-0.39 %	-1.60 %	-3.33 %	-4.76 %	-7.14 %
2.5 %	0.76 %	-1.35 %	-2.90 %	-5.53 %	-7.14 %	0.07 %	-0.55 %	-2.49 %	-3.31 %	-4.39 %
5.0 %	1.16 %	-0.32 %	-1.76 %	-3.93 %	-4.59 %	0.87 %	-0.35 %	-0.95 %	-1.91 %	-3.20 %
10.0 %	1.61 %	1.48 %	0.46 %	-1.06 %	-2.00 %	1.57 %	0.74 %	0.01 %	0.16 %	-1.06 %
50.0 %	6.60 %	7.38 %	7.89 %	7.98 %	8.28 %	3.63 %	5.21 %	6.45 %	6.67 %	7.58 %
90.0 %	12.93 %	15.14 %	16.37 %	18.06 %	20.01 %	6.49 %	9.25 %	11.43 %	12.87 %	14.14 %
95.0 %	16.00 %	19.94 %	23.15 %	26.17 %	30.71 %	7.15 %	10.11 %	12.17 %	14.27 %	16.15 %
97.5 %	19.14 %	24.63 %	29.01 %	32.75 %	38.11 %	7.70 %	10.98 %	12.93 %	14.92 %	17.15 %
99.0 %	21.29 %	26.92 %	30.43 %	35.02 %	42.01 %	8.39 %	11.75 %	14.17 %	15.59 %	18.15 %

CVaR _{1-α}										
USA						EMU				
Kvantiili	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y
1.0 %	0.14 %	-2.73 %	-4.94 %	-8.74 %	-12.05 %	-0.39 %	-1.72 %	-3.87 %	-6.00 %	-8.53 %
2.5 %	0.44 %	-2.32 %	-4.18 %	-7.29 %	-9.64 %	-0.19 %	-1.39 %	-3.09 %	-4.94 %	-6.89 %
5.0 %	0.70 %	-1.55 %	-3.26 %	-6.00 %	-7.59 %	0.22 %	-0.94 %	-2.36 %	-3.83 %	-5.38 %
10.0 %	1.03 %	-0.46 %	-1.90 %	-4.27 %	-5.48 %	0.69 %	-0.44 %	-1.37 %	-2.37 %	-3.50 %

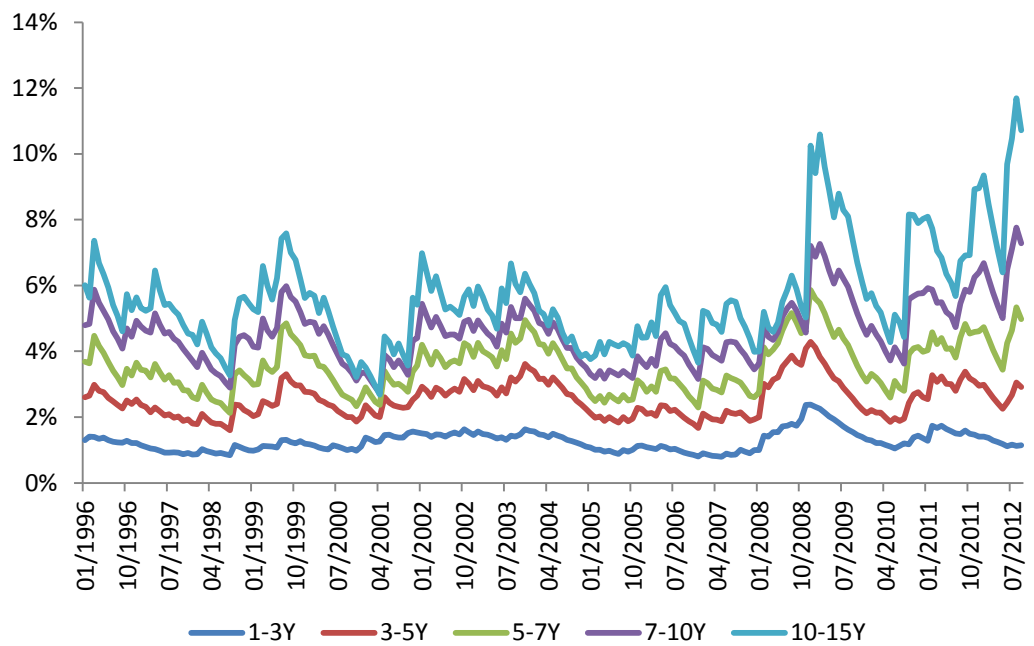
Taulukko 3.11: Estimaatteja, VaR ja CVaR

3.5.6 Volatiliteetti

Alla on esitetty eri tuottoindeksien EWMA-volatiliteetit estimoituna kuukausituotoista (R_t^M) ja skaalattuna vuositasen volatiliteetiksi kaavalla $\sigma_t^A = \sigma_t^M \sqrt{12}$.



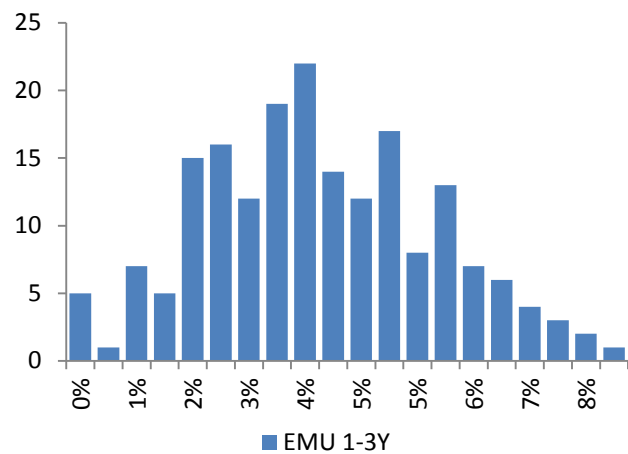
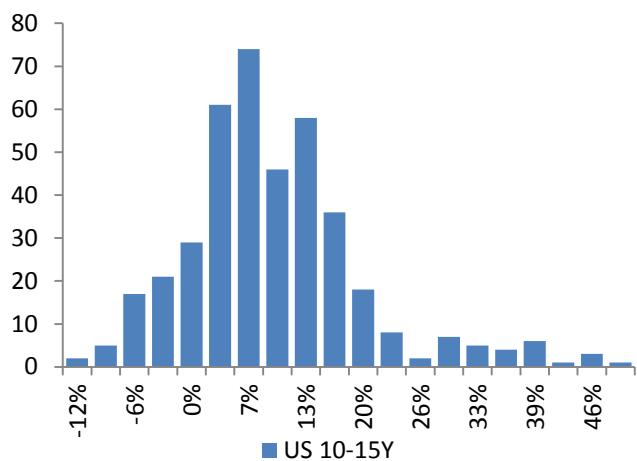
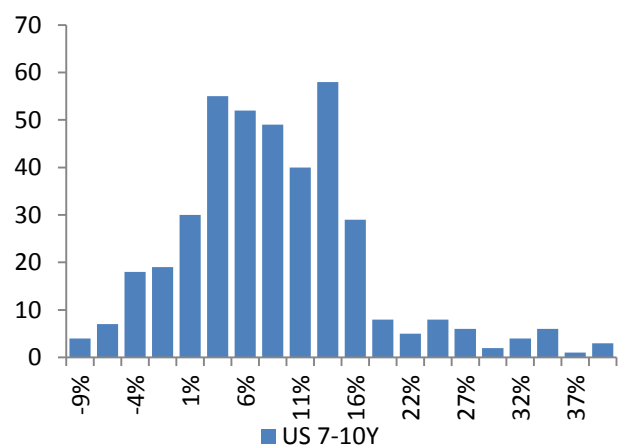
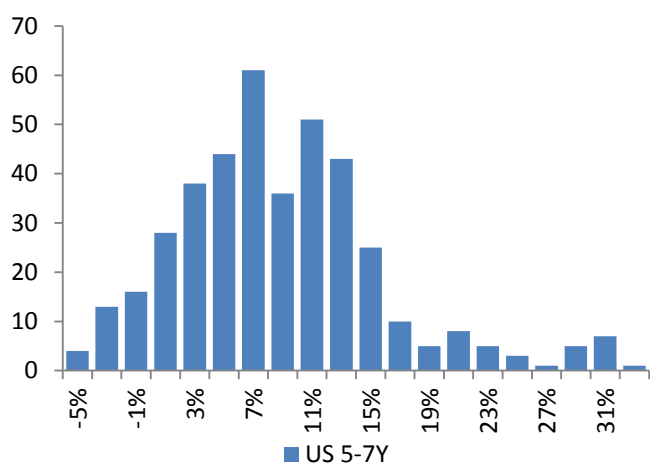
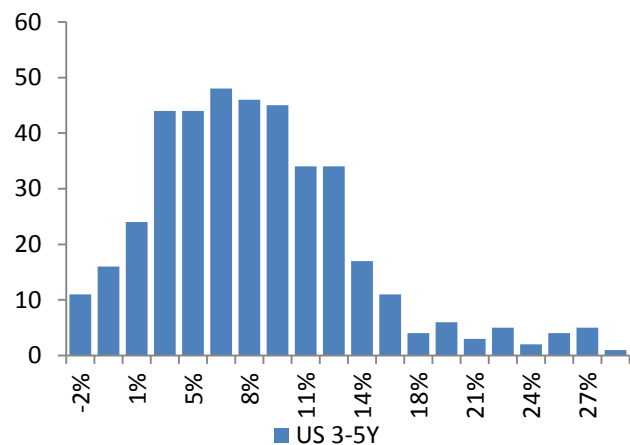
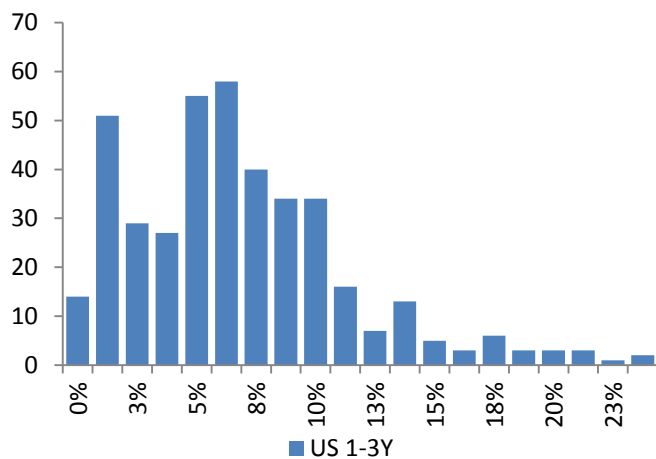
Kuvio 3.18: Volatiliteetti, USA

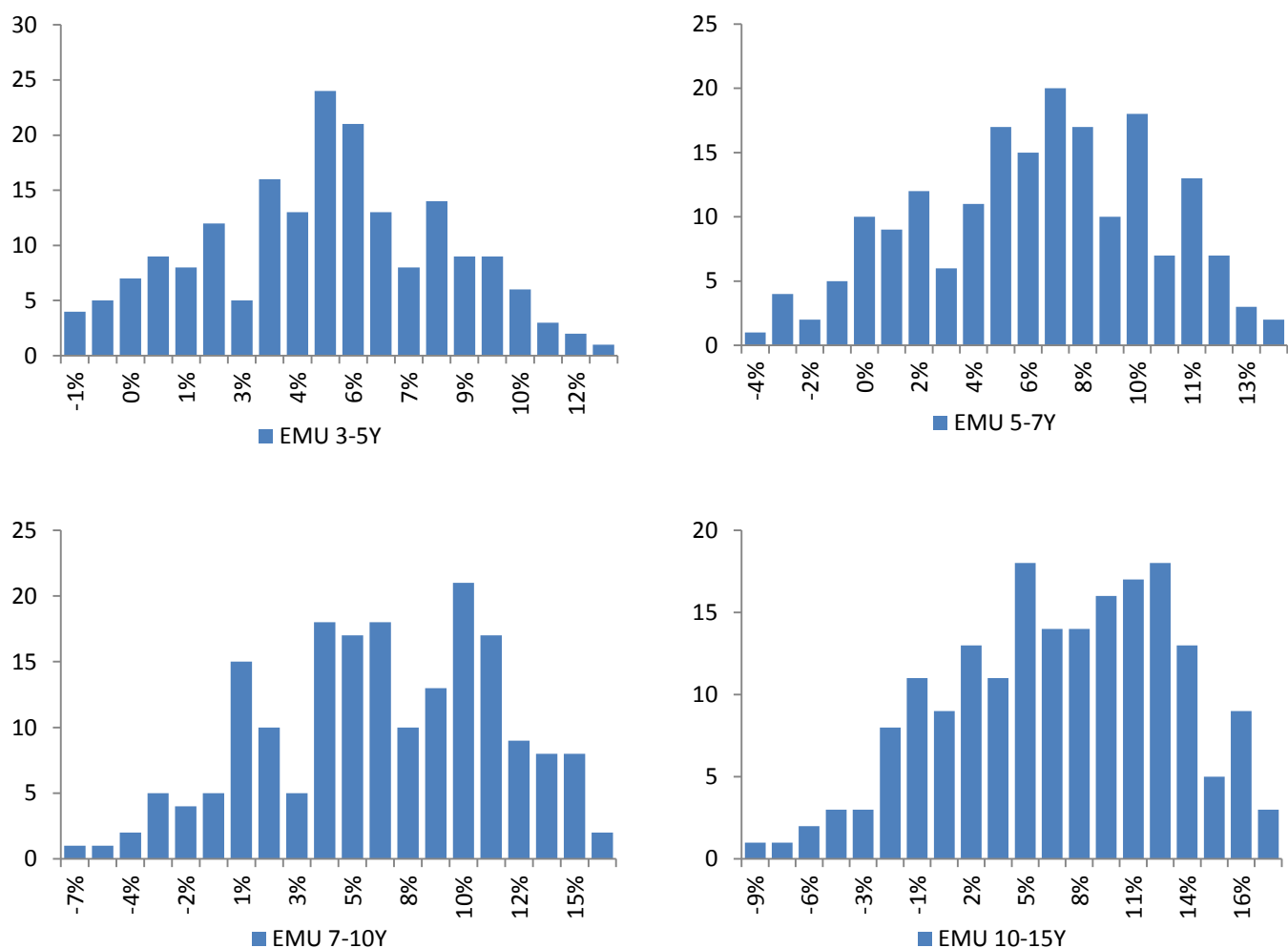


Kuvio 3.19: Volatiliteetti, EMU-alue

3.5.7 Tuottojakaumien histogrammit

Estimointiaika 01/1979-09/2012 USA:n aineistolle ja 12/1996-09/2012 EMU aineistolle. Datana liukuvat vuosituotot (R_t^A).





Kuvio 3.20: Tuottohistogrammit, liukuvat vuosituotot, USA ja EMU-alue

3.5.8 Korrelaatiot

Alla on esitetty kuukausituotoista lasketut korrelaatiomatriisit koko aikasarja-aineistosta. Tuloksista nähdään selvästi, että korkotuotot (ja täten myös korkoliikkeet) ovat erittäin voimakkaasti korreloituneita eri markkina-alueiden (USA ja EMU alue) sisällä, mutta korrelaatiot ovat voimakkaita myös eri markkina-alueiden välillä.

	US 1-3Y	US 3-5Y	US 5-7Y	US 7-10Y	US 10-15Y	EMU 1-3Y	EMU 3-5Y	EMU 5-7Y	EMU 7-10Y	EMU 10-15Y
US 1-3Y	1.00	0.92	0.84	0.76	0.67	0.62	0.60	0.57	0.52	0.46
US 3-5Y	0.92	1.00	0.97	0.92	0.85	0.61	0.67	0.68	0.65	0.59
US 5-7Y	0.84	0.97	1.00	0.98	0.93	0.56	0.66	0.71	0.70	0.66
US 7-10Y	0.76	0.92	0.98	1.00	0.98	0.53	0.66	0.72	0.74	0.71
US 10-15Y	0.67	0.85	0.93	0.98	1.00	0.48	0.63	0.70	0.74	0.72
EMU 1-3Y	0.62	0.61	0.56	0.53	0.48	1.00	0.93	0.84	0.73	0.63

EMU 3-5Y	0.60	0.67	0.66	0.66	0.63	0.93	1.00	0.97	0.90	0.83
EMU 5-7Y	0.57	0.68	0.71	0.72	0.70	0.84	0.97	1.00	0.97	0.93
EMU 7-10Y	0.52	0.65	0.70	0.74	0.74	0.73	0.90	0.97	1.00	0.98
EMU 10-15Y	0.46	0.59	0.66	0.71	0.72	0.63	0.83	0.93	0.98	1.00

Kuvio 3.21: Lineaarikorrelaatiot, data 01/1996-09/2012, kuukausituotot

	US 1-3Y	US 3-5Y	US 5-7Y	US 7-10Y	US 10-15Y	EMU 1-3Y	EMU 3-5Y	EMU 5-7Y	EMU 7-10Y	EMU 10-15Y
US 1-3Y	1.00	0.74	0.65	0.58	0.52	0.43	0.41	0.40	0.37	0.33
US 3-5Y	0.74	1.00	0.88	0.79	0.71	0.44	0.48	0.49	0.47	0.43
US 5-7Y	0.65	0.88	1.00	0.89	0.80	0.41	0.48	0.51	0.50	0.47
US 7-10Y	0.58	0.79	0.89	1.00	0.89	0.39	0.49	0.52	0.54	0.51
US 10-15Y	0.52	0.71	0.80	0.89	1.00	0.39	0.48	0.53	0.55	0.54
EMU 1-3Y	0.43	0.44	0.41	0.39	0.39	1.00	0.80	0.69	0.59	0.52
EMU 3-5Y	0.41	0.48	0.48	0.49	0.48	0.80	1.00	0.88	0.76	0.67
EMU 5-7Y	0.40	0.49	0.51	0.52	0.53	0.69	0.88	1.00	0.87	0.78
EMU 7-10Y	0.37	0.47	0.50	0.54	0.55	0.59	0.76	0.87	1.00	0.88
EMU 10-15Y	0.33	0.43	0.47	0.51	0.54	0.52	0.67	0.78	0.88	1.00

Kuvio 3.22: Kendallin korrelaatiot, data 01/1996-09/2012, kuukausituotot

3.5.9 Korkotuottojen kääntäminen korkosokeiksi

Oletetaan, että instrumentin i korkoriskinriskin vakavaraisuusvaatimus (RW_i) saadaan kaavasta

$$RW_i = 1 - \exp(-D_i Z_{r,i})$$

missä

D_i = sijoituksen *korkoduraatio* ja

$Z_{r,i}$ = instrumentin (maturiteetin) i korkosokki.

Vakavaraisuusvaatimuksen tulee vastata sijoituksen tappioriskiä valitulla turvaavuustasolla $1-\alpha$ (97.5%) ja vuoden aikahorisontilla, eli $RW_i = VaR_{1-\alpha}$, missä $VaR_{1-\alpha}$ tappioestimaatti on ilmaistu positiivisena lukuna.

Historia-aineistosta lasketut tappioestimaatit (VaR ja CVaR luvut) eri turvaavuustasoilla on esitetty luvun 4 taulukossa. Näitä tappioestimaatteja vastaavat korkosokit voidaan määrittää kaavasta

$$Z_{r,i} = -\frac{\ln(1 - VaR_{1-\alpha})}{D_i} \quad (1)$$

Taulukossa 3.12 on esitetty yllä olevalla kaavalla lasketut korkosokit analyysissä käytetyille kokonaistuottoindekseille. Näissä luvuissa on siis huomioitu kaikki korkotuottoihin vaikuttavat tekijät (kertyneet korot, maturiteetin lyheneminen jne). Luvuista havaitaan, että sokit jäävät varsin alhaisiksi.

Kvantiili (α)	USA					EMU				
	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y
1.0 %	-0.33 %	0.72 %	0.83 %	1.15 %	1.31 %	0.23 %	0.45 %	0.68 %	0.73 %	0.91 %
2.5 %	-0.44 %	0.38 %	0.59 %	0.85 %	0.91 %	-0.04 %	0.15 %	0.50 %	0.50 %	0.55 %
5.0 %	-0.68 %	0.09 %	0.35 %	0.60 %	0.58 %	-0.51 %	0.10 %	0.19 %	0.29 %	0.40 %
10.0 %	-0.94 %	-0.41 %	-0.09 %	0.16 %	0.25 %	-0.92 %	-0.20 %	0.00 %	-0.02 %	0.13 %
50.0 %	-3.76 %	-1.98 %	-1.52 %	-1.15 %	-0.98 %	-2.09 %	-1.41 %	-1.25 %	-0.96 %	-0.90 %
90.0 %	-7.15 %	-3.92 %	-3.03 %	-2.48 %	-2.25 %	-3.70 %	-2.46 %	-2.16 %	-1.81 %	-1.63 %
95.0 %	-8.73 %	-5.05 %	-4.16 %	-3.47 %	-3.31 %	-4.06 %	-2.68 %	-2.30 %	-1.99 %	-1.85 %
97.5 %	-10.30 %	-6.12 %	-5.09 %	-4.23 %	-3.99 %	-4.37 %	-2.89 %	-2.43 %	-2.08 %	-1.95 %
99.0 %	-11.35 %	-6.62 %	-5.31 %	-4.48 %	-4.33 %	-4.74 %	-3.08 %	-2.65 %	-2.16 %	-2.06 %

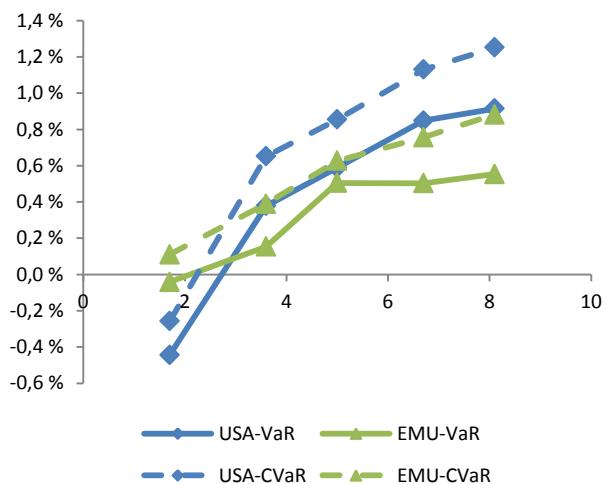
Taulukko 3.12: Korkosokit, VaR, kaava (1)

Kvantiili (α)	USA					EMU				
	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y	1-3Y	3-5Y	5-7Y	7-10Y	10-15Y
1.0 %	-0.08 %	0.77 %	1.01 %	1.36 %	1.59 %	0.23 %	0.48 %	0.79 %	0.92 %	1.10 %
2.5 %	-0.26 %	0.65 %	0.85 %	1.13 %	1.25 %	0.11 %	0.39 %	0.63 %	0.76 %	0.88 %
5.0 %	-0.41 %	0.43 %	0.66 %	0.92 %	0.97 %	-0.13 %	0.26 %	0.48 %	0.58 %	0.68 %
10.0 %	-0.60 %	0.13 %	0.38 %	0.65 %	0.70 %	-0.40 %	0.12 %	0.28 %	0.36 %	0.44 %

Taulukko 3.13: Korkosokit, CVaR

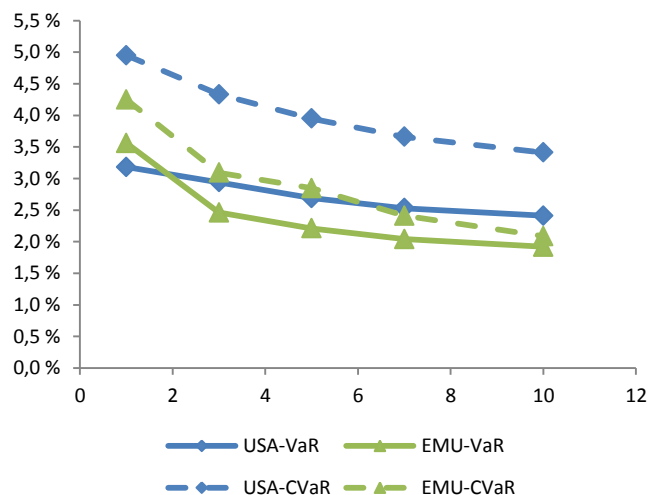
Verrataan vielä taulukon 3.12 sokkeja suoraan korkomuutoksista laskettuihin sokkeihin.

Kaavalla (1) lasketut sokit
97.5% luottamustaso

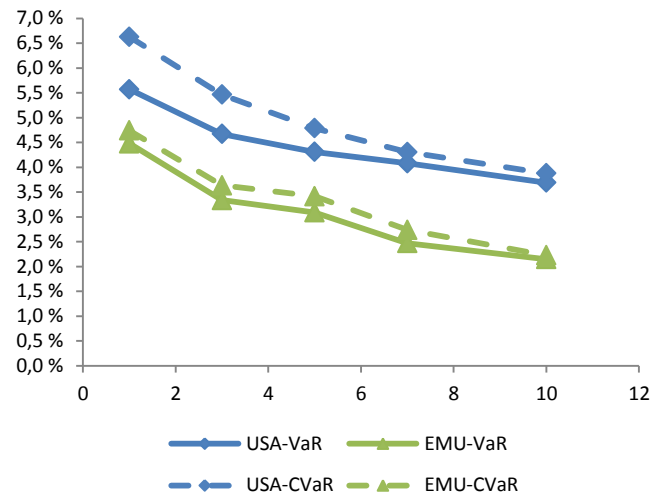
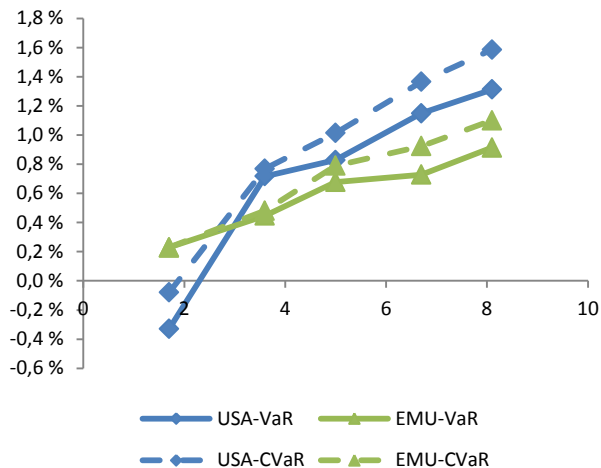


99% luottamustaso

Korkomuutoksista lasketut sokit
97.5% luottamustaso



99% luottamustaso



Kuvio 3.23: Korkosokkien vertailu

Merkittävin ero kokonaistuotoista laskettujen ja korkomuutoksista laskettujen sokkien välillä on sokkien käyttäytyminen maturiteetin/duraation funktiona. Kun sokit lasketaan korkomuutoksista näyttää korkomuutosten volatiliiteetti pienenevän maturiteetin kasvaessa. Kun taas sokit lasketaan kokonaistuottoja kuvaavien riskinmittojen kautta, kasvavat sokit maturiteetin kasvaessa. Ilmiö johtuu siitä, että lyhyissä maturiteeteissa vuoden aikana sijoituksille saatava korkokertymä (kuponkimaksut) ja maturiteetin lyhentymisen lieventävät voimakkaasti arvonmuutosta, joka aiheutuu korkojen noususta. Kuponkimaksujen vaikutus korkosokkien tasoon on todella huomattava etenkin lyhyissä maturiteeteissa.

3.5.10 Pääkomponenttianalyysi

Kokonaistuottoindekseistä, aikaväliltä 12/1995-09/2012, lasketuille kuukausituotoille tehtiin pääkomponenttianalyysi. Alla olevassa taulukossa on esitetty pääkomponenttien (1-5, jotka vastaavat eri maturiteettiluokkia) selittämä kumulatiivinen osuus tuottojen kokonaisvarianssista, kun analyysi tehtiin erikseen USA:n ja EMU-alueen datalle sekä tilanteessa missä pääkomponenttianalyysi tehtiin yhdellä kertaa koko aineistolle. Kun analyysi tehtiin erikseen USA:n ja EMU-alueen datalla selittää jo ensimmäinen pääkomponentti yli 95% kokonaistuottojen vaihtelusta. Tämä voidaan tulkita siten, että yleisen korkotason (tai yieldien) muutokset selittävät korkotuottojen vaihtelun lähes kokonaan. Tehtäessä analyysi koko aineistolle yhdellä kertaa, selittää ensimmäinen pääkomponentti noin 84% tuottojen vaihtelusta.

PCF	USA	EMU
1	95.7 %	95.4 %
2	99.4 %	99.6 %
3	99.8 %	99.9 %
4	99.9 %	100.0 %
5	100.0 %	100.0 %

PCF	USA & EMU
1	83.5 %
2	95.7 %

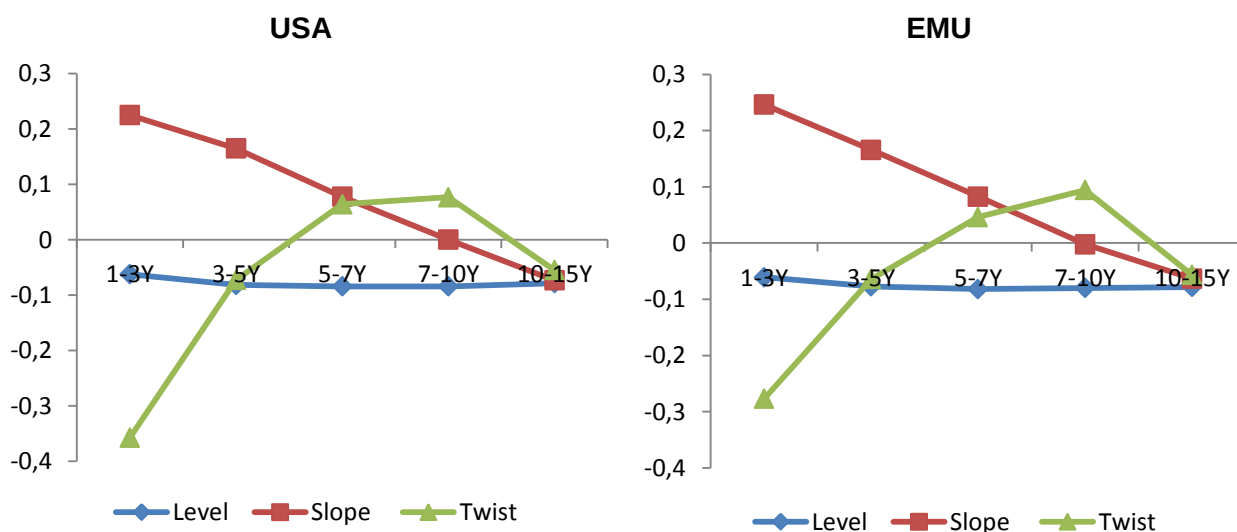
3	98.6 %
4	99.5 %
5	99.7 %
6	99.8 %
7	99.9 %
8	100.0 %
9	100.0 %
10	100.0 %

Taulukko 3.14: Pääkomponenttien kumulatiivinen osuus kokonaisvarianssista

Eri maturiteettisten tuottosarjojen herkkyydet suhteessa kolmeen ensimmäiseen pääkomponenttiin on esitetty alla USA:n ja EMU-alueen datalle. Kuvissa on esitetty itse asiassa pääkomponenttilataukset (loadings) jaettuna kunkin tuottoindeksin keskimääräisellä modifioidulla duraatiolla. Herkkyyksien esittäminen tällä tavoin perustuu ajatukseen, että bondiportfolion tuottoa voidaan approksimoida melko tarkasti kaavalla

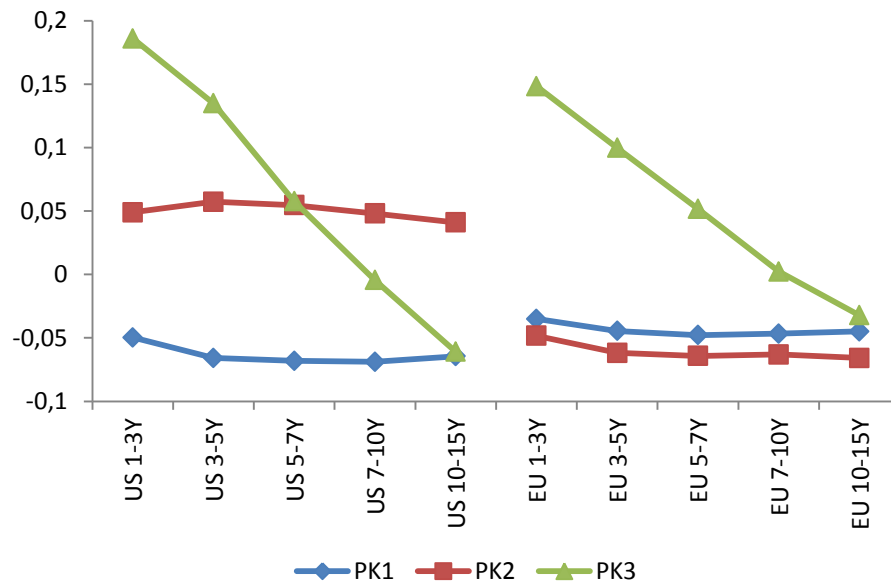
$$R = -D\Delta Y,$$

missä D on salkun duraatio ja ΔY on salkun yieldin muutos. Tulosten perusteella voidaan todeta, että korkotuottoja selittävät faktorit ovat täysin samat (level, slope ja twist) kuin mitä kirjallisuudessa usein käytetään korkojen mallintamiseen.



Kuvio 3.24: Pääkomponentit eri maturiteeteilla

Kun pääkomponenttianalyysi tehdään koko aineistolle, nähdään, että faktorirakenne säilyy lähes entisellään. Ensimmäinen pääkomponentti voidaan tässä tulkita "yleisen" korkotason muutokseksi ja toinen pääkomponentti (slope) voidaan nyt tulkita paikalliseksi poikkeamaksi (spreadi) yleisestä korkotason muutoksesta. Kolmas pääkomponentti voitaneen nyt tulkita korkokäyrän jyrkkyyden muutosta kuvaavaksi tekijäksi.



Kuvio 3.25: Pääkomponentit eri maturiteeteilla, koko aineisto

Analyysi osoittaa, että yleisen korkotason muutoksen huomioivalla stressillä kyetään vangitsemaan valtaosa korkosijoitusten arvonmuutosriskistä (korkoriskistä).

- Kalibrintiryhmä päätyi keväällä 2013 korkostressin arvoon 2 %.

3.6 Luottomarginaaliriski (sprediriski)

3.6.1 Sprediriskin kaava

Sprediriskin laskennassa päädyttiin kaavaan, jossa sprediriski riippuu lineaarisesti sijoituksen sprediduraatiosta. Eri sprediriskiluokkia valikoitui neljä, AAA-AA valtiot, AAA-AA muut, A-BBB sekä BB tai alle.

3.6.2 Spredituottojen estimointi

Tässä luvussa kuvataan työeläkelaitosten vakavaraisuusuudistukseen liittyvä sprediriskin estimointi.

Estimointi perustuu USAn ja EMU alueen yritysjoukkolainaindeksien kuukausittaisiin kokonaistuottoaikasarjoihin, jotka on kuvattu alla olevassa taulukossa. Estimoinnissa on käytetty Merrill Lynchin indeksiaikasarjoja.

Kuukausittaiset spredituotot on laskettu valitun yritysjoukkolainaindeksin kuukausituottojen ja vastaavan maturiteettisen valtionlainaindeksin kuukausituottojen erotuksena. Näin laskentaan on saatu käyttöön aikasarjat, jotka ulottuvat USAssa 90-luvun alkuun. Näin lasketut spredituotot ovat hyvin lähellä Merrill Lynchin laskemia spredituottoja (Excess return over Govts), jotka

ovat saatavilla vasta 1997 vuodesta alkaen. Hyvin pienillä tuottoeroilla ei ole juurikaan vaikutusta analyysistä tehtäviin johtopäätöksiin.

Indeksiaineisto löytyy Bloombergilta komennolla IND.

Alue	Maturiteetti	Luottoluokitus	Bloomberg ticker	Aineiston pituus
USA	1 - 3 vuotta	Gov	G1O2	1990/03 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	Gov	G2O2	1990/03 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	Gov	G3O2	1990/03 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	Gov	G4O2	1990/03 – 2012/09
	1 - 3 vuotta	AAA	C1A1	1990/03 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	AAA	C2A1	1990/03 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	AAA	C3A1	1990/03 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	AAA	C4A1	1990/03 – 2012/09
	1 - 3 vuotta	AA	C1A2	1990/03 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	AA	C2A2	1990/03 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	AA	C3A2	1990/03 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	AA	C4A2	1990/03 – 2012/09
	1 - 3 vuotta	A	C1A3	1990/03 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	A	C2A3	1990/03 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	A	C3A3	1990/03 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	A	C4A3	1990/03 – 2012/09
	1 - 3 vuotta	BBB	C1A4	1990/03 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	BBB	C2A4	1990/03 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	BBB	C3A4	1990/03 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	BBB	C4A4	1990/03 – 2012/09
EMU	1 - 3 vuotta	Gov	EG11	1996/01 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	Gov	EG12	1996/01 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	Gov	EG13	1996/01 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	Gov	EG14	1996/01 – 2012/09
	1 - 3 vuotta	AAA	ER11	1996/01 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	AAA	ER12	1996/01 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	AAA	ER13	1996/01 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	AAA	ER14	1996/01 – 2012/09
	1 - 3 vuotta	AA	ER21	1996/01 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	AA	ER22	1996/01 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	AA	ER23	1996/01 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	AA	ER24	1996/01 – 2012/09
	1 - 3 vuotta	A	ER31	1996/01 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	A	ER32	1996/01 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	A	ER33	1996/01 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	A	ER34	1996/01 – 2012/09
	1 - 3 vuotta	BBB	ER41	1996/01 – 2012/09
	3 - 5 vuotta	BBB	ER42	1996/01 – 2012/09
	5 - 7 vuotta	BBB	ER43	1996/01 – 2012/09
	7 - 10 vuotta	BBB	ER44	1996/01 – 2012/09

Taulukko 3.15: Sprediriskin aineisto

Kuukausittaiset spredituotot on laskettu tietyn luottoriskillisen kokonaistuottoindeksin ($P_{t,j}$) ja vastaavan maturiteettisen valtionlainaindeksin kokonaistuottojen erotuksena kaavalla $R_{t,j}^M = P_{t,j}/P_{t-1,j} - P_{t,j}^{Gov}/P_{t-1,j}^{Gov}$, missä $P_{t,j}^{Gov}$ on viitevaltion (Gov) kokonaistuottoindeksin j arvo hetkellä t . Kuukausituotoista on muodostettu liukuvia vuosituottoja kaavalla $R_{t,j}^A = \prod_{h=0}^{11} (R_{t,j-h}^M + 1) - 1$.

Alla olevassa esityksessä riskinmittana käytettävä $CVaR_\delta$ luottamustasolla δ voidaan ilmaista optimointitehtävänä

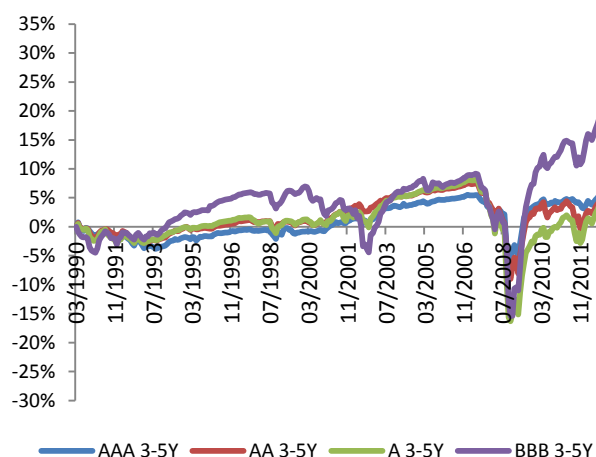
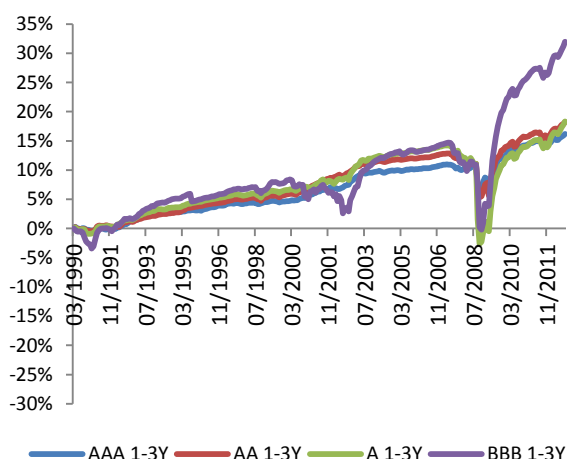
$$CVaR_\delta(L^A) = \min_{\gamma} E \left\{ \frac{1}{1-\delta} \max\{L^A - \gamma, 0\} \right\},$$

missä $L^A = (-R_{t,j}^A)_{t=T_0}^{T_1}$ on sijoituskohteen j tappiojakaumaa kuvaava

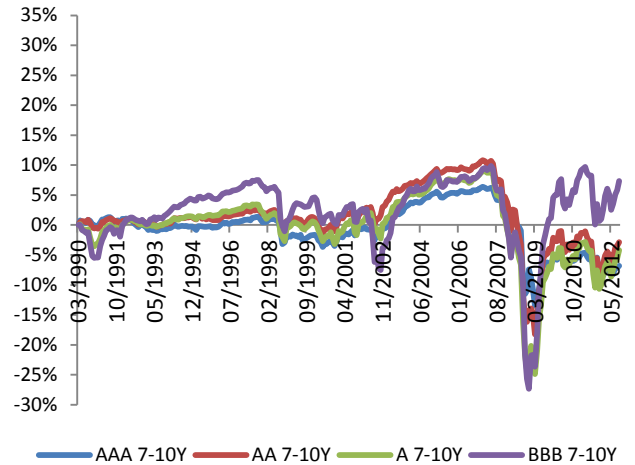
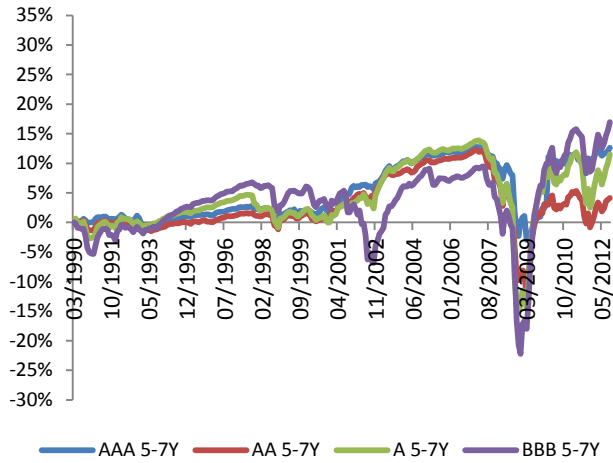
satunnaismuuttuja valitulla ajanjaksolla $t=T_0, \dots, T_1$. Tehtävän optimiratkaisuna saatava $\gamma = VaR_\delta$. Eli molemmat VaR_δ ja $CVaR_\delta$ riskinmitat saadaan yllä olevan optimointitehtävän ratkaisuna. Yllä oleva lähestymistapa on validi myös diskreettien satunnaismuuttujien tapauksessa (empiiriset tuotto-/tappioaikasarjat).¹³

3.6.3 Spredituottojen kehitys

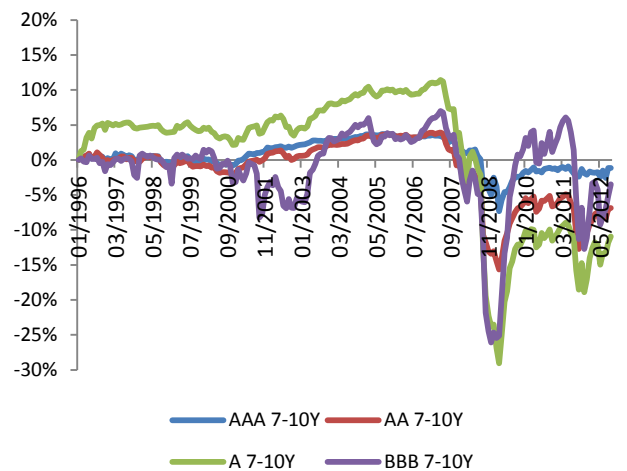
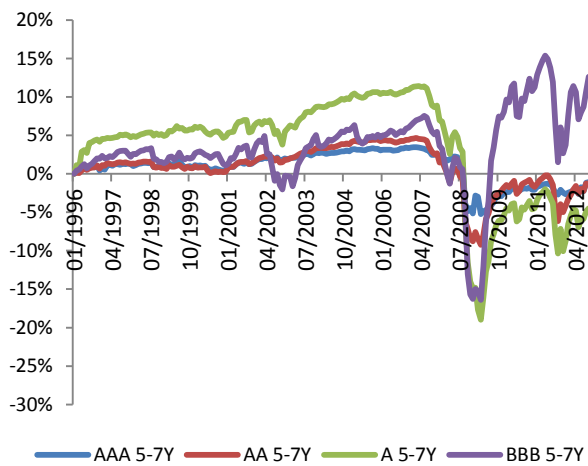
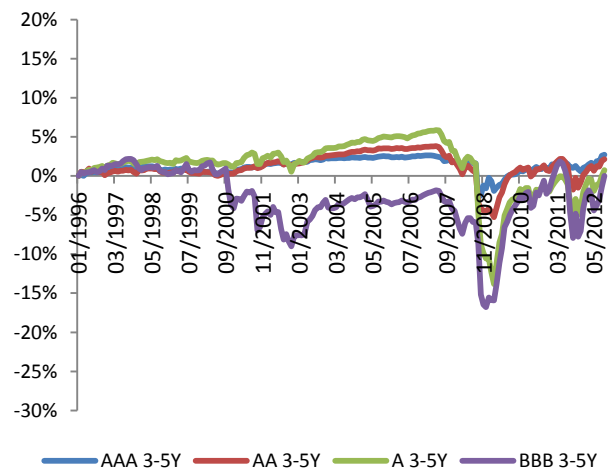
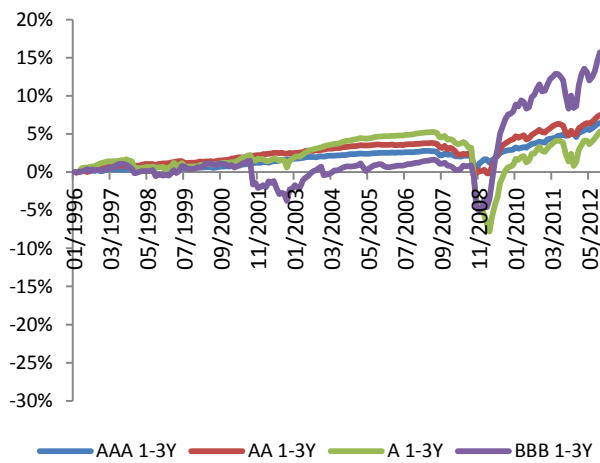
Eri luotto- ja maturiteettiluokkien spredituottoindeksien kehitys USA:ssa ajalla 03/1990 - 09/2012 on esitetty alla kuviossa 3.26 ja EMU alueella ajalla 01/1996 - 09/2012 kuviossa 3.27. Aikasarjat kuvaavat siis kumulatiivista spredituottoa yli vastaavan maturiteettisten valtionlainsijoitusten.



¹³Rockafellar R. T. and Uryasev S., Conditional value-at-risk for general loss distributions, Journal of Banking & Finance 26 (2002).



Kuvio 3.26: Spredituotot, USA



Kuvio 3.27: Spredituotot, EMU

Kuvioista ilmenee selkeästi se, että spredituottojen heilunta (volatiliteetti) kasvaa luottoluokan heiketessä ja maturiteetin pidetessä.

3.6.4 Tunnuslukuja

Alla olevassa taulukossa on esitetty vuosittaisten spredituottojen (R_t^A) tilastollisia tunnuslukuja laskettuna ajalta 3/1990-09/2012 USAn ja 1/1996-09/2012 EMU alueen aineistoille (eli koko ajalta, jolta vuosituotot on voitu muodostaa).

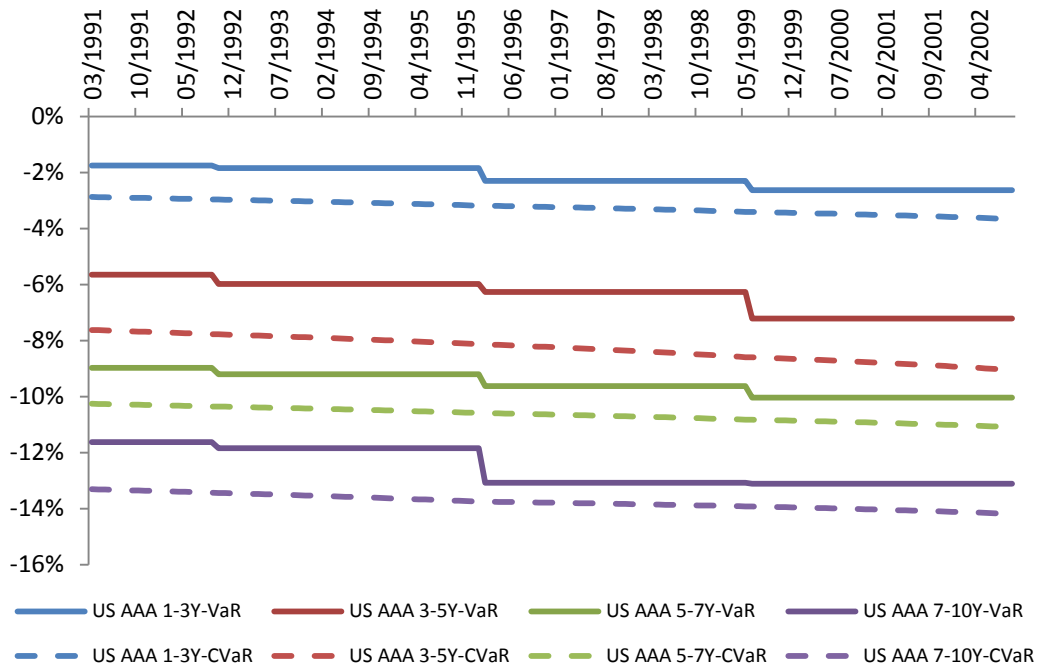
	Mean	Standard Error	Median	Standard Deviation	Sample Variance	Kurtosis	Skewness	Range	Minimum	Maximum	Count
US 1-3Y AAA	0.67 %	0.07 %	0.48 %	1.20 %	0.01 %	7.05	1.03	10.18 %	-4.29 %	5.89 %	259
US 3-5Y AAA	0.24 %	0.14 %	0.43 %	2.27 %	0.05 %	8.64	0.31	20.94 %	-10.49 %	10.45 %	259
US 5-7Y AAA	0.55 %	0.20 %	0.63 %	3.26 %	0.11 %	5.94	0.07	25.45 %	-11.47 %	13.98 %	259
US 7-10Y AAA	-0.32 %	0.20 %	0.27 %	3.18 %	0.10 %	7.03	-1.93	25.10 %	-15.28 %	9.82 %	259
US 1-3Y AA	0.75 %	0.10 %	0.62 %	1.58 %	0.02 %	9.26	0.74	14.61 %	-6.03 %	8.58 %	259
US 3-5Y AA	0.18 %	0.18 %	0.45 %	2.95 %	0.09 %	8.28	-0.20	26.15 %	-13.16 %	12.99 %	259
US 5-7Y AA	0.20 %	0.25 %	0.62 %	4.06 %	0.16 %	7.76	-0.56	36.36 %	-17.18 %	19.17 %	259
US 7-10Y AA	-0.14 %	0.30 %	0.41 %	4.87 %	0.24 %	7.23	-0.90	41.99 %	-21.02 %	20.97 %	259
US 1-3Y A	0.76 %	0.19 %	0.69 %	3.10 %	0.10 %	10.48	-0.31	27.88 %	-14.08 %	13.80 %	259
US 3-5Y A	0.17 %	0.27 %	0.56 %	4.31 %	0.19 %	8.80	-0.81	37.73 %	-20.47 %	17.26 %	259
US 5-7Y A	0.54 %	0.36 %	0.88 %	5.81 %	0.34 %	8.58	0.54	49.97 %	-22.45 %	27.52 %	259
US 7-10Y A	-0.08 %	0.39 %	0.68 %	6.20 %	0.38 %	7.71	-0.27	53.35 %	-25.39 %	27.97 %	259
US 1-3Y BBB	1.33 %	0.24 %	1.00 %	3.88 %	0.15 %	10.02	2.13	31.75 %	-11.24 %	20.50 %	259
US 3-5Y BBB	0.91 %	0.35 %	0.81 %	5.59 %	0.31 %	9.22	1.50	47.79 %	-18.54 %	29.25 %	259
US 5-7Y BBB	0.94 %	0.46 %	1.03 %	7.42 %	0.55 %	10.17	1.67	65.11 %	-25.12 %	39.99 %	259
US 7-10Y BBB	0.63 %	0.51 %	0.91 %	8.19 %	0.67 %	9.88	1.48	72.66 %	-28.69 %	43.97 %	259
EMU 1-3Y AAA	0.34 %	0.05 %	0.27 %	0.62 %	0.00 %	3.84	0.16	4.96 %	-2.25 %	2.71 %	189
EMU 3-5Y AAA	0.08 %	0.08 %	0.14 %	1.04 %	0.01 %	5.70	-1.47	7.55 %	-4.59 %	2.96 %	189
EMU 5-7Y AAA	-0.16 %	0.13 %	0.20 %	1.77 %	0.03 %	7.35	-2.49	10.75 %	-7.27 %	3.48 %	189
EMU 7-10Y AAA	-0.12 %	0.14 %	0.12 %	1.87 %	0.03 %	5.69	-1.56	14.61 %	-8.23 %	6.39 %	189
EMU 1-3Y AA	0.37 %	0.08 %	0.31 %	1.15 %	0.01 %	5.23	0.81	8.27 %	-3.44 %	4.82 %	189
EMU 3-5Y AA	0.03 %	0.14 %	0.20 %	1.94 %	0.04 %	3.93	-0.38	13.23 %	-6.65 %	6.58 %	189
EMU 5-7Y AA	-0.17 %	0.21 %	0.19 %	2.82 %	0.08 %	3.73	-0.80	19.02 %	-10.24 %	8.77 %	189
EMU 7-10Y AA	-0.52 %	0.28 %	0.04 %	3.83 %	0.15 %	3.31	-0.84	25.01 %	-13.06 %	11.95 %	189
EMU 1-3Y A	0.22 %	0.20 %	0.38 %	2.75 %	0.08 %	6.36	-0.95	21.67 %	-11.06 %	10.61 %	189

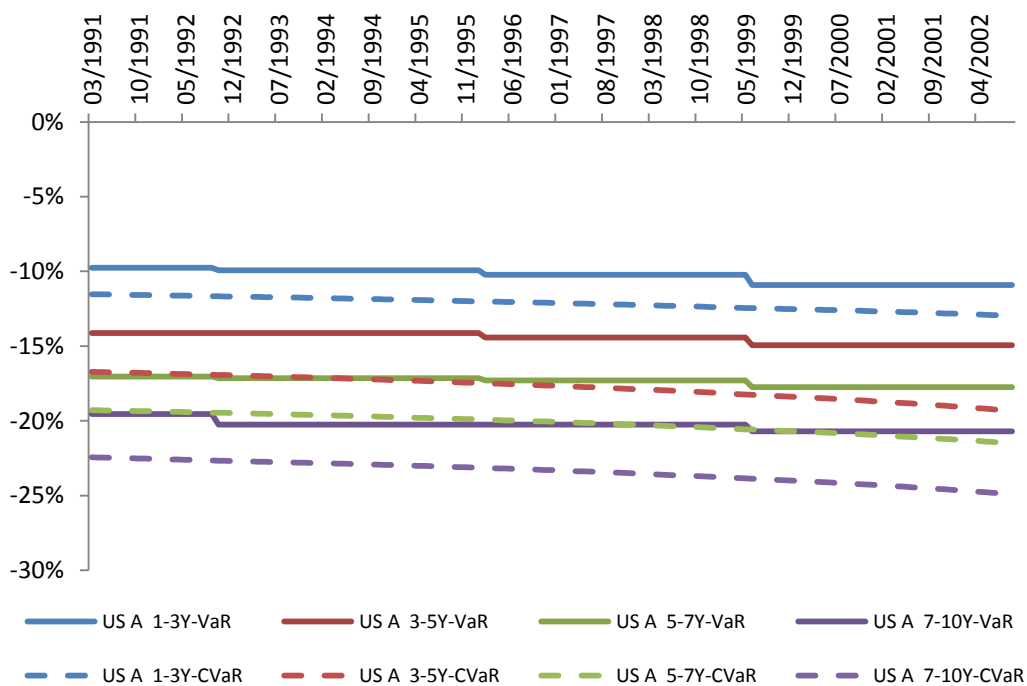
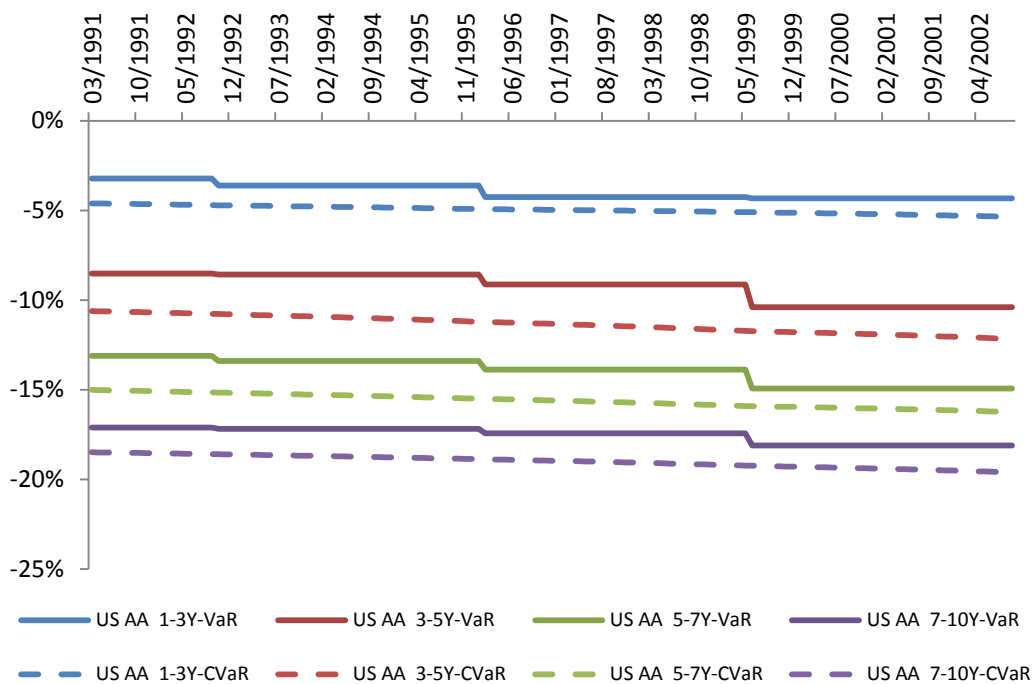
EMU 3-5Y A	-0.08 %	0.28 %	0.34 %	3.80 %	0.14 %	6.09	-1.02	28.90 %	-14.66 %	14.24 %	189
EMU 5-7Y A	-0.43 %	0.41 %	0.52 %	5.60 %	0.31 %	5.55	-1.40	39.49 %	-20.99 %	18.50 %	189
EMU 7-10Y A	-0.86 %	0.54 %	0.05 %	7.41 %	0.55 %	5.18	-1.00	53.85 %	-26.83 %	27.03 %	189
EMU 1-3Y BBB	0.77 %	0.23 %	0.32 %	3.14 %	0.10 %	6.76	2.07	19.67 %	-5.84 %	13.83 %	189
EMU 3-5Y BBB	-0.17 %	0.33 %	-0.29 %	4.56 %	0.21 %	3.64	0.87	29.22 %	-12.92 %	16.30 %	189
EMU 5-7Y BBB	0.67 %	0.52 %	0.45 %	7.19 %	0.52 %	7.38	1.67	52.02 %	-18.90 %	33.12 %	189
EMU 7-10Y BBB	-0.02 %	0.69 %	-0.03 %	9.44 %	0.89 %	5.99	1.28	65.05 %	-26.21 %	38.85 %	189

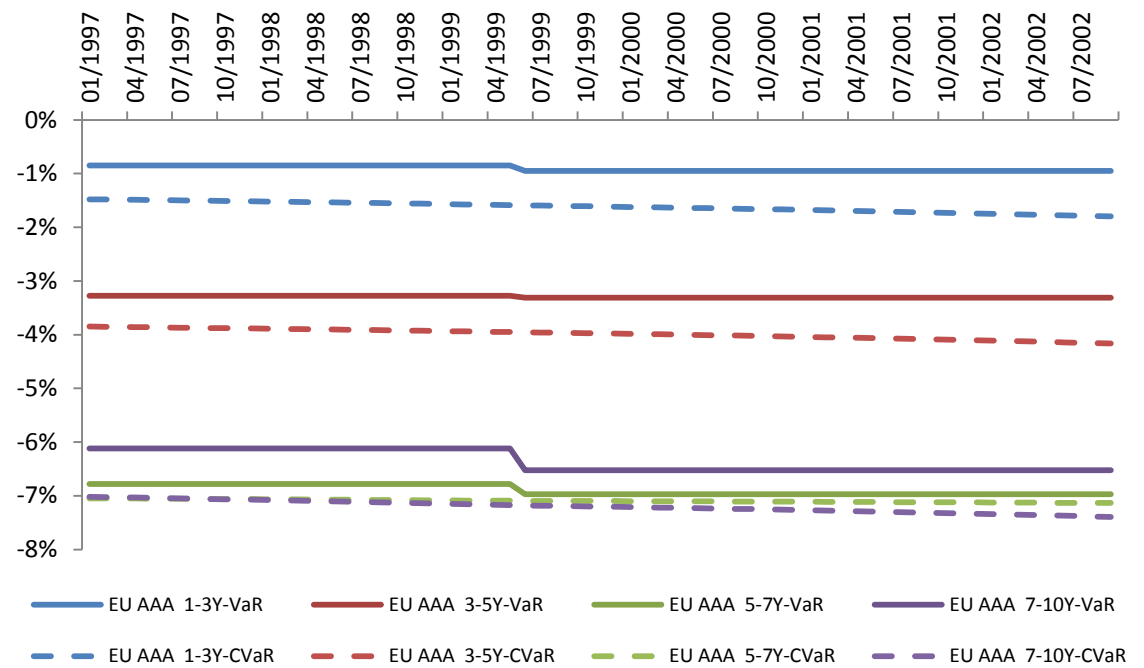
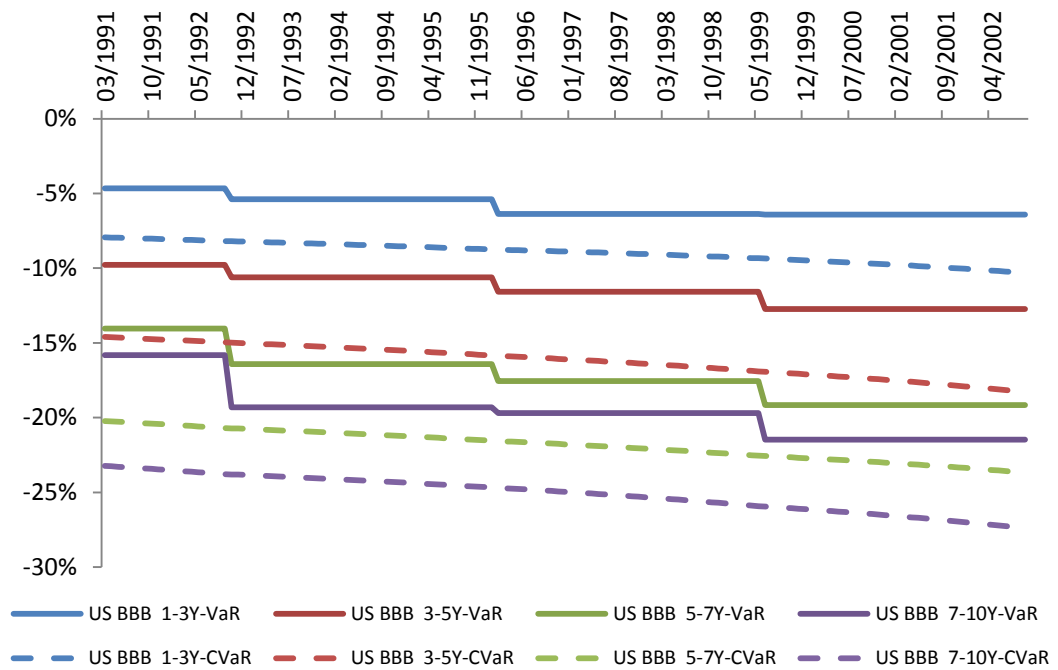
Taulukko 3.16: Spredituottojen vuosimuutosten tunnuslukuja

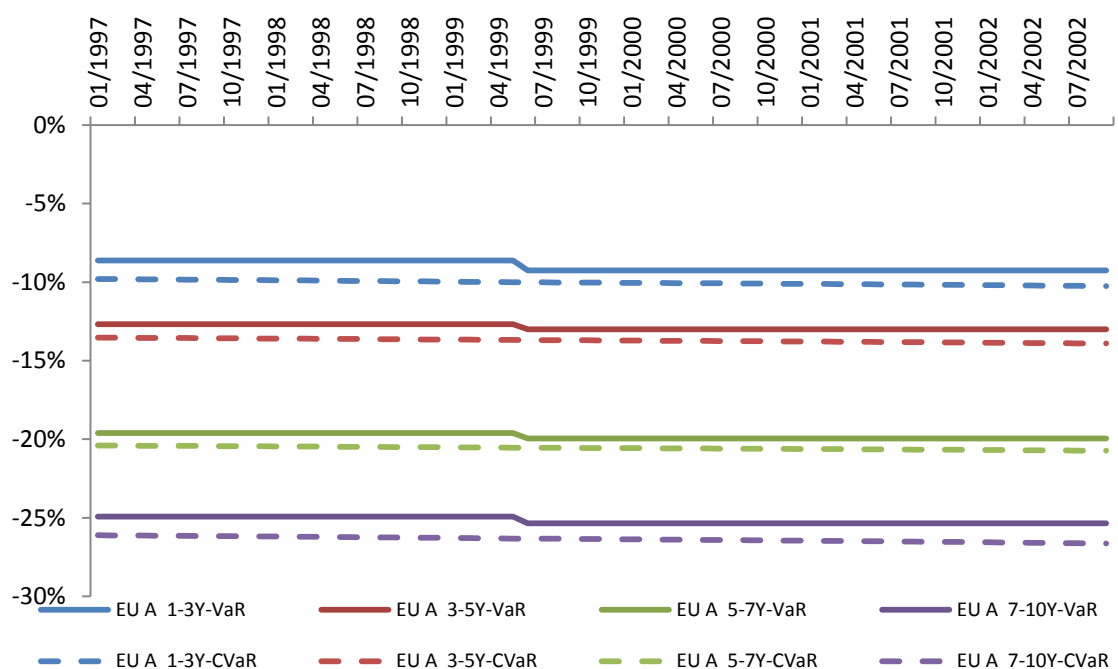
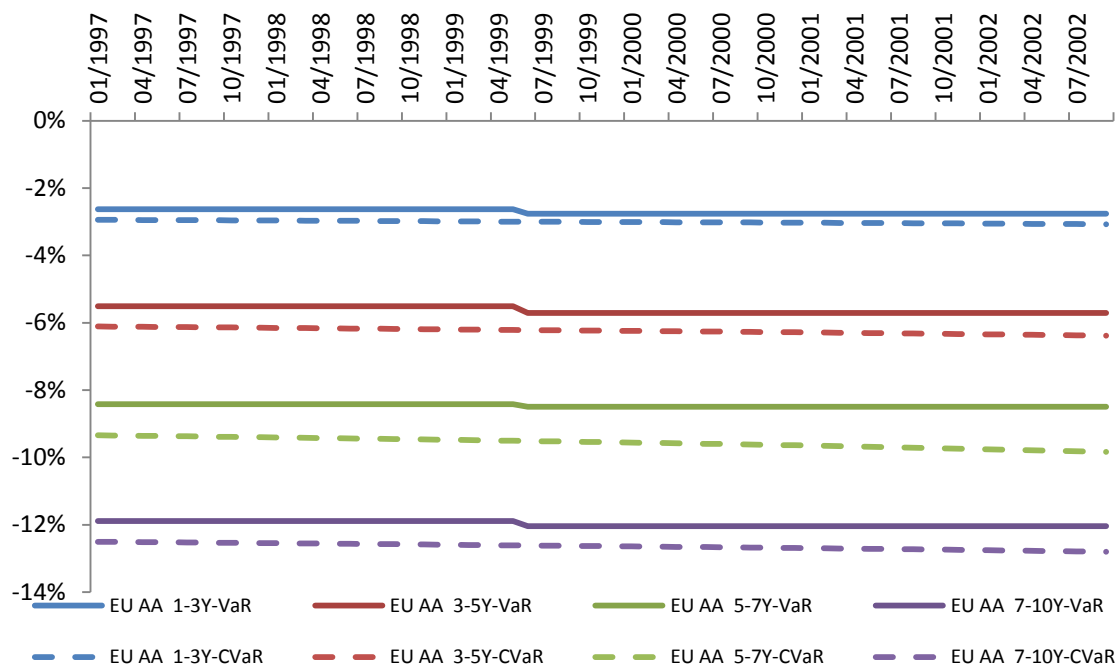
3.6.5 VaR ja CVaR

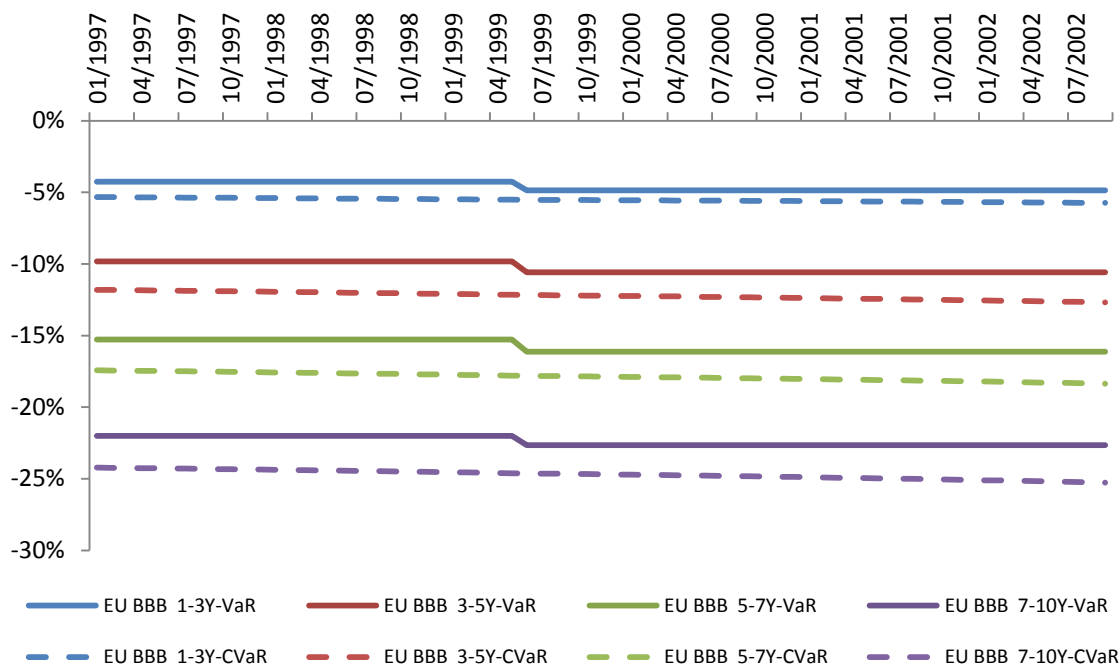
Alla olevissa kuvissa on esitetty eri spredituottojen (R_t^A) $\text{VaR}_{97.5\%}$ ja $\text{CVaR}_{97.5\%}$ tasot, kun riskinmitan laskenta alkaa kuvassa esitetystä ajankohdasta ja päättyy ajanhetkeen 09/2012. Pisin estimointiperiodi USAssa on siis 03/1991-09/2012 ja EMU alueella 01/1997-09/2012 ja lyhin käytetty ajanjakso on viisi vuotta 09/2007-09/2012.









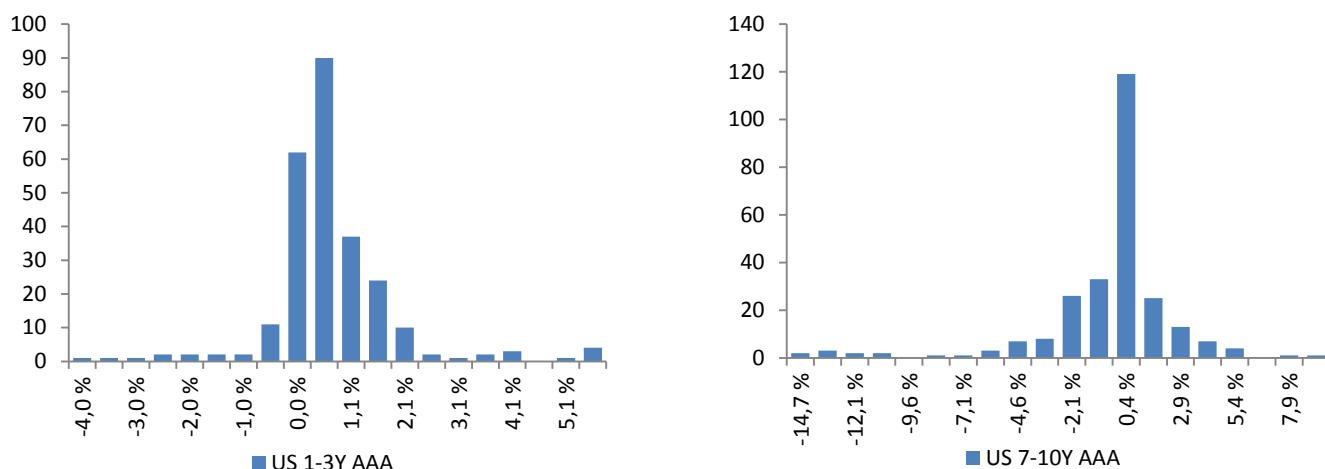


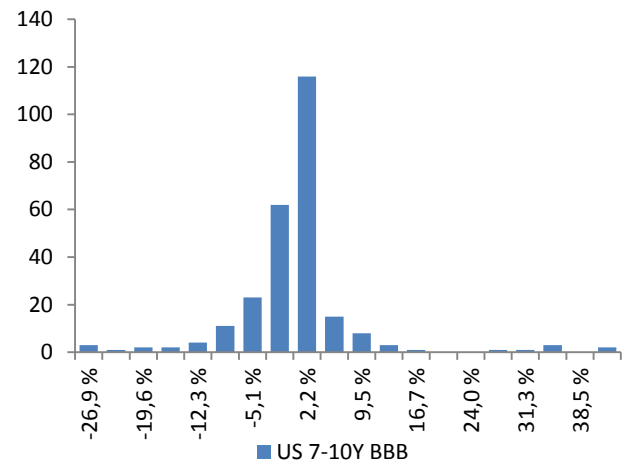
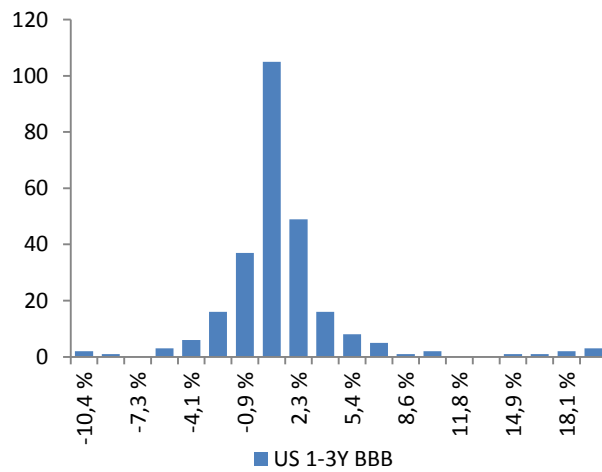
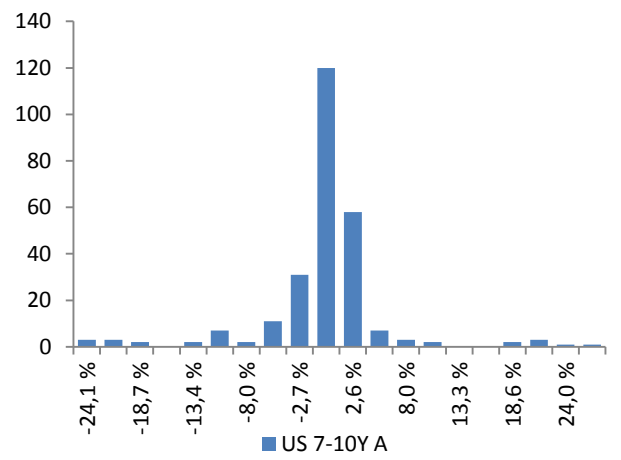
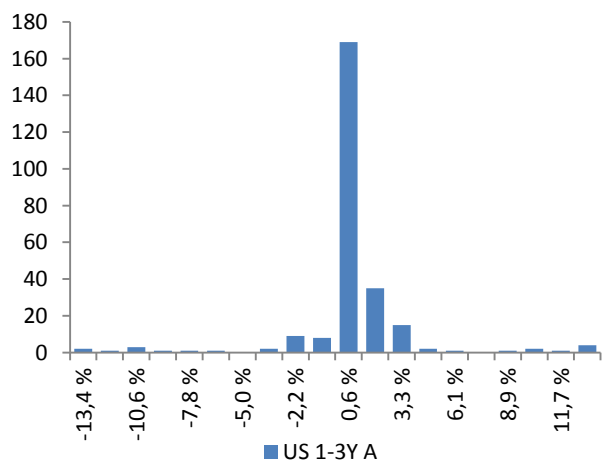
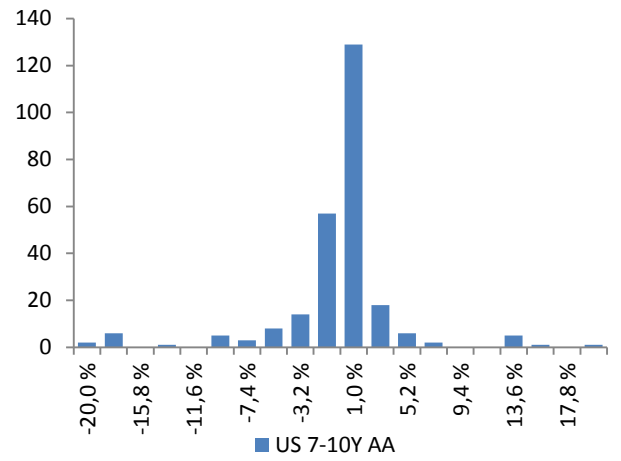
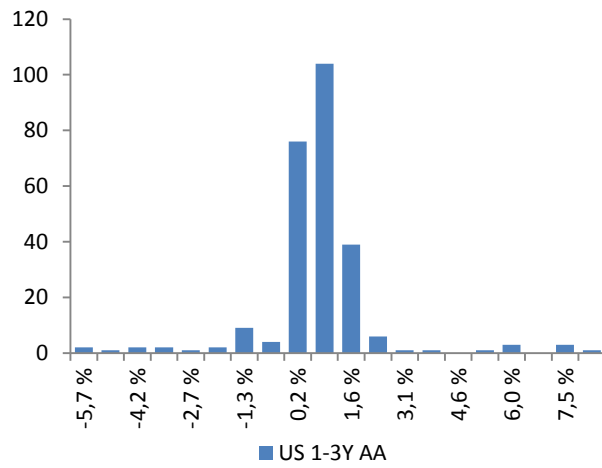
Kuvio 3.28: VaR- ja CVaR-lukujen kehitys

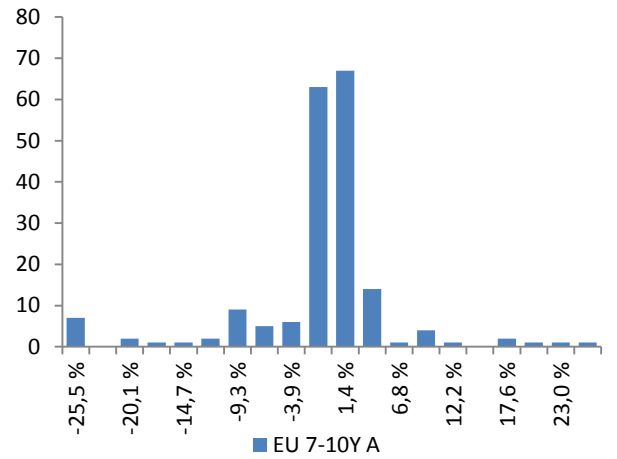
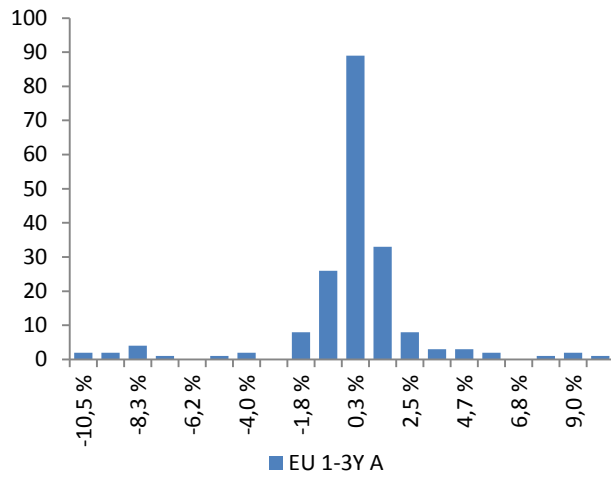
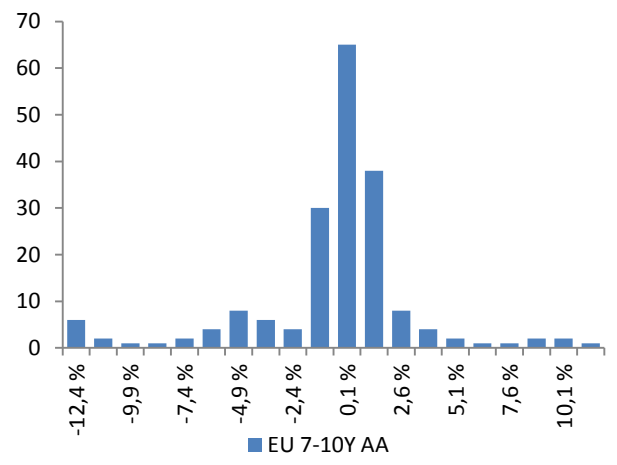
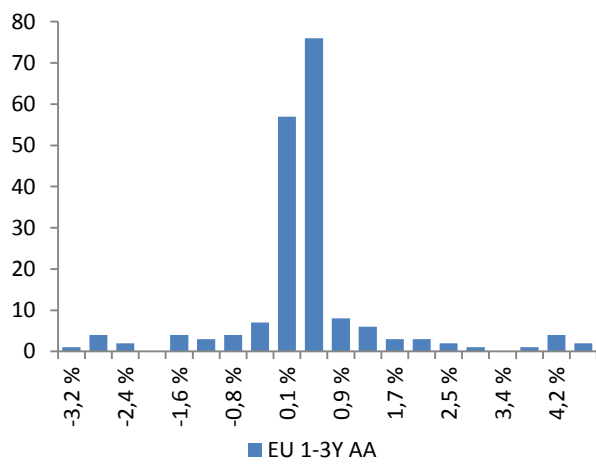
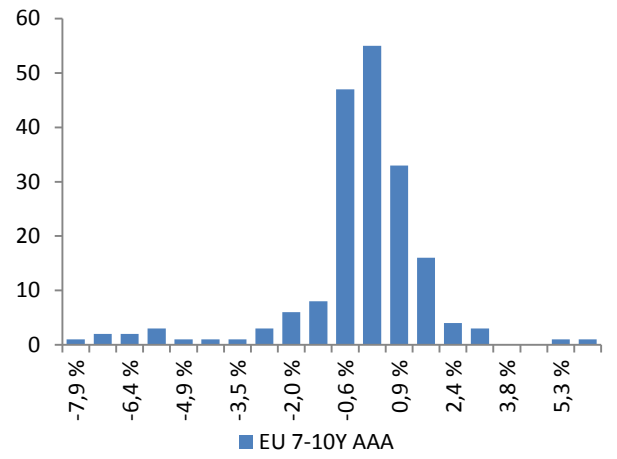
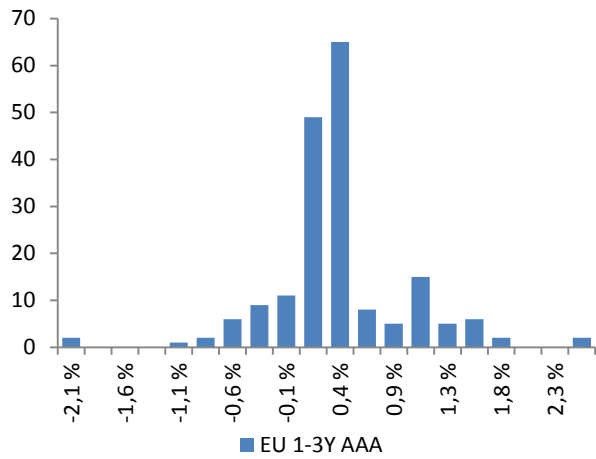
Tulosten perusteella tappioriski pääsääntöisesti kasvaa maturiteetin kasvaessa sekä luottoluokan heiketessä.

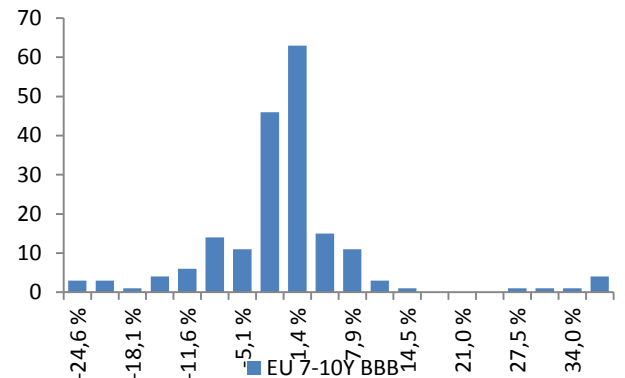
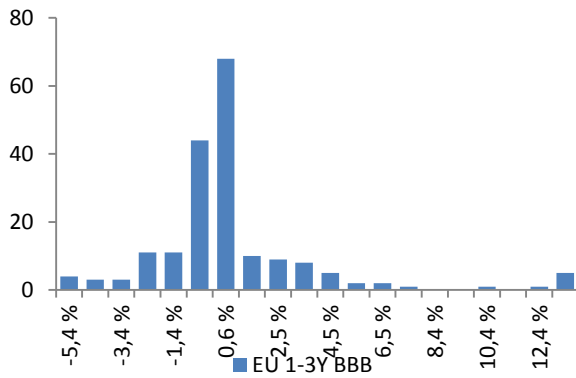
3.6.6 Tuottojakaumien histogrammit

Estimointiaika 03/1990-09/2012 USA:n ja 01/1996-09/2012 EMU alueen aineistoille. Datana liukuvat vuosituotot (R_t^A). Kuvissa on esitetty 1-3 vuoden ja 7-10 vuoden maturiteettiluokkien spredituottojen jakaumat. Kuvista havaitaan, että tuottojakaumat ovat todella paksuhäntäisiä kaikissa luottoluokissa ja maturiteeteissa.









Kuvio 3.29: Tuottojakaumien histogrammit

3.6.7 Korrelaatiot

Alla on esitetty spredien kuukausimuutoksista lasketut korrelaatiomatriisit koko aikasarja-aineistosta. Tuloksista nähdään selvästi, että eri luottoluokkien ja maturiteettien sprediliikkeet ovat erittäin voimakkaasti korreloituneita eri markkina-alueiden (USA ja EMU) sisällä, mutta korrelaatiot ovat voimakkaita myös eri markkina-alueiden välillä.

	US 1-3Y AAA	US 3-5Y AAA	US 5-7Y AAA	US 7-10Y AAA	US 1-3Y AA	US 3-5Y AA	US 5-7Y AA	US 7-10Y AA	US 1-3Y A	US 3-5Y A	US 5-7Y A	US 7-10Y A	US 1-3Y BBB	US 3-5Y BBB	US 5-7Y BBB	US 7-10Y BBB	EU 1-3Y AAA	EU 3-5Y AAA	EU 5-7Y AAA	EU 7-10Y AAA	EU 1-3Y AA	EU 3-5Y AA	EU 5-7Y AA	EU 7-10Y AA	EU 1-3Y A	EU 3-5Y A	EU 5-7Y A	EU 7-10Y A	EU 1-3Y BBB	EU 3-5Y BBB	EU 5-7Y BBB	EU 7-10Y BBB
US 1-3Y AAA	1.00	0.82	0.65	0.76	0.81	0.75	0.68	0.67	0.84	0.76	0.75	0.66	0.58	0.52	0.51	0.46	0.75	0.74	0.72	0.57	0.65	0.65	0.62	0.61	0.61	0.65	0.60	0.57	0.41	0.40	0.48	0.42
US 3-5Y AAA	0.82	1.00	0.62	0.83	0.86	0.88	0.82	0.81	0.91	0.90	0.87	0.83	0.74	0.73	0.71	0.69	0.71	0.70	0.72	0.55	0.74	0.73	0.72	0.71	0.71	0.78	0.74	0.73	0.56	0.57	0.65	0.60
US 5-7Y AAA	0.65	0.62	1.00	0.60	0.62	0.60	0.60	0.57	0.59	0.62	0.58	0.57	0.47	0.49	0.47	0.47	0.39	0.42	0.52	0.42	0.39	0.43	0.44	0.43	0.46	0.49	0.47	0.46	0.26	0.35	0.40	0.35
US 7-10Y AAA	0.76	0.83	0.60	1.00	0.75	0.83	0.76	0.86	0.77	0.79	0.81	0.79	0.53	0.54	0.56	0.56	0.64	0.64	0.62	0.53	0.67	0.74	0.71	0.74	0.68	0.74	0.72	0.71	0.46	0.53	0.58	0.56
US 1-3Y AA	0.81	0.86	0.62	0.75	1.00	0.92	0.91	0.84	0.90	0.91	0.90	0.86	0.74	0.73	0.74	0.73	0.71	0.69	0.74	0.66	0.79	0.79	0.77	0.75	0.76	0.81	0.77	0.78	0.58	0.60	0.71	0.65
US 3-5Y AA	0.75	0.88	0.60	0.83	0.92	1.00	0.93	0.93	0.89	0.95	0.95	0.94	0.76	0.81	0.81	0.81	0.61	0.64	0.70	0.63	0.81	0.84	0.83	0.83	0.79	0.87	0.85	0.86	0.66	0.71	0.79	0.75
US 5-7Y AA	0.68	0.82	0.60	0.76	0.91	0.93	1.00	0.91	0.81	0.92	0.93	0.92	0.79	0.83	0.85	0.86	0.54	0.56	0.66	0.59	0.78	0.79	0.78	0.78	0.79	0.85	0.83	0.85	0.65	0.72	0.81	0.76
US 7-10Y AA	0.67	0.81	0.57	0.86	0.84	0.93	0.91	1.00	0.80	0.89	0.93	0.96	0.68	0.74	0.79	0.80	0.56	0.60	0.64	0.59	0.78	0.84	0.83	0.85	0.76	0.85	0.85	0.86	0.63	0.72	0.79	0.76
US 1-3Y A	0.84	0.91	0.59	0.77	0.90	0.89	0.81	0.80	1.00	0.95	0.91	0.85	0.77	0.74	0.73	0.69	0.75	0.74	0.74	0.57	0.82	0.79	0.78	0.76	0.80	0.85	0.82	0.80	0.63	0.61	0.69	0.66
US 3-5Y A	0.76	0.90	0.62	0.79	0.91	0.95	0.92	0.89	0.95	1.00	0.96	0.95	0.83	0.86	0.85	0.85	0.65	0.67	0.74	0.60	0.83	0.83	0.83	0.81	0.83	0.90	0.88	0.88	0.71	0.75	0.81	0.77
US 5-7Y A	0.75	0.87	0.58	0.81	0.90	0.95	0.93	0.93	0.91	0.96	1.00	0.97	0.79	0.83	0.86	0.84	0.65	0.68	0.72	0.63	0.85	0.87	0.87	0.86	0.84	0.91	0.89	0.89	0.71	0.75	0.83	0.79
US 7-10Y A	0.66	0.83	0.57	0.79	0.86	0.94	0.92	0.96	0.85	0.95	0.97	1.00	0.79	0.85	0.89	0.89	0.55	0.61	0.68	0.64	0.80	0.84	0.85	0.85	0.80	0.89	0.89	0.90	0.71	0.78	0.85	0.82
US 1-3Y BBB	0.58	0.74	0.47	0.53	0.74	0.76	0.79	0.68	0.77	0.83	0.79	0.79	1.00	0.95	0.90	0.87	0.41	0.39	0.50	0.37	0.70	0.60	0.60	0.57	0.71	0.74	0.72	0.71	0.78	0.75	0.79	0.72
US 3-5Y BBB	0.52	0.73	0.49	0.54	0.73	0.81	0.83	0.74	0.74	0.86	0.83	0.85	0.95	1.00	0.97	0.96	0.36	0.39	0.54	0.44	0.69	0.65	0.67	0.64	0.71	0.78	0.77	0.77	0.79	0.81	0.85	0.79
US 5-7Y BBB	0.51	0.71	0.47	0.56	0.74	0.81	0.85	0.79	0.73	0.85	0.86	0.89	0.90	0.97	1.00	0.98	0.36	0.42	0.55	0.50	0.70	0.69	0.72	0.69	0.73	0.80	0.80	0.80	0.78	0.82	0.87	0.83
US 7-10Y BBB	0.46	0.69	0.47	0.56	0.73	0.81	0.86	0.80	0.69	0.85	0.84	0.89	0.87	0.96	0.98	1.00	0.33	0.39	0.54	0.49	0.69	0.69	0.71	0.69	0.72	0.79	0.80	0.81	0.77	0.83	0.89	0.84
EU 1-3Y AAA	0.75	0.71	0.39	0.64	0.71	0.61	0.54	0.56	0.75	0.65	0.65	0.55	0.41	0.36	0.36	0.33	1.00	0.89	0.77	0.57	0.71	0.69	0.63	0.61	0.58	0.62	0.55	0.54	0.38	0.35	0.41	0.37
EU 3-5Y AAA	0.74	0.70	0.42	0.64	0.69	0.64	0.56	0.60	0.74	0.67	0.68	0.61	0.39	0.39	0.42	0.39	0.89	1.00	0.92	0.76	0.65	0.75	0.73	0.70	0.55	0.66	0.61	0.60	0.33	0.37	0.42	0.41
EU 5-7Y AAA	0.72	0.72	0.52	0.62	0.74	0.70	0.66	0.64	0.74	0.74	0.72	0.68	0.50	0.54	0.55	0.54	0.77	0.92	1.00	0.83	0.63	0.77	0.77	0.73	0.58	0.70	0.67	0.67	0.39	0.47	0.53	0.49
EU 7-10Y AAA	0.57	0.55	0.42	0.53	0.66	0.63	0.59	0.59	0.57	0.60	0.63	0.64	0.37	0.44	0.50	0.49	0.57	0.76	0.83	1.00	0.52	0.70	0.71	0.70	0.47	0.62	0.60	0.63	0.29	0.36	0.47	0.44
EU 1-3Y AA	0.65	0.74	0.39	0.67	0.79	0.81	0.78	0.78	0.82	0.83	0.85	0.80	0.70	0.69	0.70	0.69	0.71	0.65	0.63	0.52	1.00	0.89	0.85	0.84	0.86	0.88	0.86	0.86	0.74	0.72	0.81	0.75
EU 3-5Y AA	0.65	0.73	0.43	0.74	0.79	0.84	0.79	0.84	0.79	0.83	0.87	0.84	0.60	0.65	0.69	0.69	0.69	0.75	0.77	0.70	0.89	1.00	0.96	0.96	0.80	0.91	0.91	0.91	0.65	0.73	0.80	0.78
EU 5-7Y AA	0.62	0.72	0.44	0.71	0.77	0.83	0.78	0.83	0.78	0.83	0.87	0.85	0.60	0.67	0.72	0.71	0.63	0.73	0.77	0.71	0.85	0.96	1.00	0.97	0.76	0.89	0.91	0.90	0.63	0.72	0.80	0.77
EU 7-10Y AA	0.61	0.71	0.43	0.74	0.75	0.83	0.78	0.85	0.76	0.81	0.86	0.85	0.57	0.64	0.69	0.69	0.61	0.70	0.73	0.70	0.84	0.96	0.97	1.00	0.77	0.88	0.91	0.92	0.62	0.71	0.79	0.77
EU 1-3Y A	0.61	0.71	0.46	0.68	0.76	0.79	0.79	0.76	0.80	0.83	0.84	0.80	0.71	0.71	0.73	0.72	0.58	0.55	0.58	0.47	0.86	0.80	0.76	0.77	1.00	0.94	0.91	0.89	0.79	0.78	0.84	0.79
EU 3-5Y A	0.65	0.78	0.49	0.74	0.81	0.87	0.85	0.85	0.85	0.90	0.91	0.89	0.74	0.78	0.80	0.79	0.62	0.66	0.70	0.62	0.88	0.91	0.89	0.88	0.94	1.00	0.97	0.97	0.78	0.83	0.89	0.86
EU 5-7Y A	0.60	0.74	0.47	0.72	0.77	0.85	0.83	0.85	0.82	0.88	0.89	0.89	0.72	0.77	0.80	0.80	0.55	0.61	0.67	0.60	0.86	0.91	0.91	0.91	0.91	0.97	1.00	0.98	0.76	0.83	0.89	0.86
EU 7-10Y A	0.57	0.73	0.46	0.71	0.78	0.86	0.85	0.86	0.80	0.88	0.89	0.90	0.71	0.77	0.80	0.81	0.54	0.60	0.67	0.63	0.86	0.91	0.90	0.92	0.89	0.97	0.98	1.00	0.74	0.81	0.89	0.87
EU 1-3Y BBB	0.41	0.56	0.26	0.46	0.58	0.66	0.65	0.63	0.63	0.71	0.71	0.71	0.78	0.79	0.78	0.77	0.38	0.33	0.39	0.29	0.74	0.65	0.63	0.62	0.79	0.78	0.76	0.74	1.00	0.90	0.87	0.83
EU 3-5Y BBB	0.40	0.57	0.35	0.53	0.60	0.71	0.72	0.72	0.61	0.75	0.75	0.78	0.75	0.81	0.82	0.83	0.35	0.37	0.47	0.36	0.72	0.73	0.72	0.71	0.78	0.83	0.83	0.81	0.90	1.00	0.92	0.91
EU 5-7Y BBB	0.48	0.65	0.40	0.58	0.71	0.79	0.81	0.79	0.69	0.81	0.83	0.85	0.79	0.85	0.87	0.89	0.41	0.42	0.53	0.47	0.81	0.80	0.80	0.79	0.84	0.89	0.89	0.89	0.87	0.92	1.00	0.93
EU 7-10Y BBB	0.42	0.60	0.35	0.56	0.65	0.75	0.76	0.76	0.66	0.77	0.79	0.82	0.72	0.79	0.83	0.84	0.37	0.41	0.49	0.44	0.75	0.78	0.77	0.77	0.79	0.86	0.86	0.87	0.83	0.91	0.93	1.00

Kuvio 3.30: Lineaarikorrelaatiot, aineisto 12/1996-09/2012, kuukausituotot

3.6.8 Spredituottojen kääntäminen spredisokeiksi

Oletetaan, että instrumentin i spreadiriskin vakavaraisuusvaatimus (RW_i) saadaan kaavasta

$$RW_i = 1 - \exp(-D_i Z_{spr,j})$$

missä

D_i = sijoituksen *spreadiduraatio* ja

$Z_{spr,j}$ = vakio spredisokki luokassa $j \in J_{spr}$.

Vakavaraisuusvaatimuksen tulee vastata sijoituksen tappioriskiä valitulla turvaavuustasolla (97.5%) ja vuoden aikahorisontilla, eli $RW_i = VaR_{97.5\%}$, missä $VaR_{97.5\%}$ tappioestimaatti on ilmaistu positiivisena lukuna.

Historia-aineistosta laskettuja tappioestimaatteja vastaavat korkosokit voidaan määrittää kaavasta

$$Z_{spr,j} = - \frac{\ln(1 - VaR_{97.5\%})}{D_i} \quad (1)$$

Taulukossa 3.17 on esitetty yllä olevalla kaavalla lasketut spredisokit analyysissä käytetyille kokonaistuottoindekseille. Näissä luvuissa on siis huomioitu kaikki spredituottoihin vaikuttavat tekijät.

	VaR										CVaR			
	1 %	2.5 %	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %	97.5 %	99 %		1 %	2.5 %	5 %	10 %
US 1-3Y AAA	1.72	0.93	0.36	0.06	-0.25	-0.87	-1.30	-2.22	-2.95		2.00	1.54	1.06	0.62
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 3-5Y AAA	2.30	1.66	0.78	0.42	-0.12	-0.44	-0.67	-1.99	-2.66		2.78	2.27	1.66	1.11
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 5-7Y AAA	2.28	1.92	0.99	0.41	-0.12	-0.52	-0.97	-1.82	-2.35		2.42	2.21	1.87	1.20
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 7-10Y AAA	2.18	1.90	0.91	0.49	-0.04	-0.35	-0.55	-0.67	-0.85		2.38	2.20	1.76	1.21
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 1-3Y AA	2.49	1.73	0.73	0.06	-0.32	-0.92	-1.36	-3.02	-3.83		2.96	2.48	1.75	1.04
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 3-5Y AA	3.22	2.55	1.45	0.50	-0.13	-0.54	-0.68	-2.47	-3.08		3.79	3.21	2.46	1.66
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 5-7Y AA	3.47	2.87	1.33	0.57	-0.13	-0.54	-0.81	-2.34	-2.70		3.64	3.32	2.58	1.75
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 7-10Y AA	3.09	2.89	1.48	0.64	-0.06	-0.40	-0.75	-1.90	-2.09		3.40	3.15	2.54	1.72
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 1-3Y A	6.54	5.40	1.30	0.22	-0.36	-1.38	-1.87	-4.89	-6.56		7.44	6.44	4.48	2.57
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 3-5Y A	5.65	4.35	2.03	0.66	-0.16	-0.76	-1.14	-3.38	-4.18		6.22	5.23	3.94	2.57
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 5-7Y A	4.65	3.81	1.55	0.86	-0.18	-0.74	-1.21	-4.05	-4.36		4.99	4.37	3.26	2.16
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%
US 7-10Y A	4.23	3.35	1.79	0.78	-0.11	-0.47	-0.85	-2.66	-3.08		4.44	3.91	3.08	2.09
	%	%	%	%	%	%	%	%	%		%	%	%	%

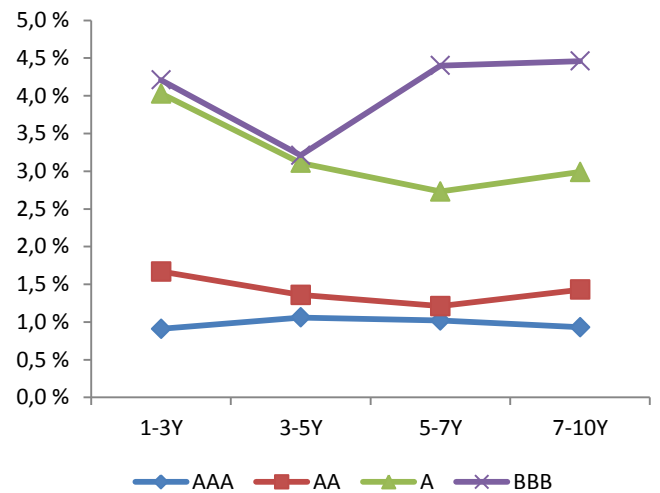
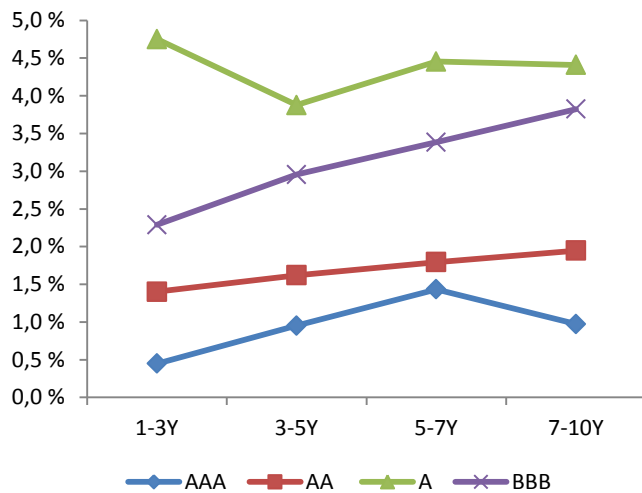
	5.12	2.51	1.68	0.96	-0.52	-2.27	-3.55	-7.49	-9.39	5.83	4.35	3.18	2.27
US 1-3Y BBB	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	5.71	2.94	2.08	1.20	-0.23	-1.21	-2.15	-5.39	-6.52	5.78	4.51	3.41	2.50
US 3-5Y BBB	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	5.04	3.09	1.76	0.93	-0.21	-1.03	-1.87	-4.95	-5.95	5.59	4.61	3.39	2.38
US 5-7Y BBB	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
US 7-10Y BBB	4.64	2.65	1.70	0.96	-0.14	-0.73	-1.43	-3.91	-4.74	4.97	4.07	3.01	2.14
	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	1.07	0.45	0.29	0.18	-0.14	-0.60	-0.78	-0.86	-1.35	1.14	0.78	0.57	0.40
EU 1-3Y AAA	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	1.30	0.95	0.60	0.20	-0.04	-0.28	-0.42	-0.58	-0.79	1.32	1.12	0.95	0.64
EU 3-5Y AAA	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	1.51	1.43	1.05	0.24	-0.04	-0.20	-0.33	-0.49	-0.68	1.53	1.49	1.39	0.93
EU 5-7Y AAA	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
EU 7-10Y AAA	1.12	0.97	0.70	0.31	-0.02	-0.23	-0.28	-0.47	-0.75	1.23	1.12	1.00	0.70
	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	1.58	1.40	0.77	0.27	-0.16	-0.70	-1.28	-2.13	-2.40	1.72	1.57	1.29	0.90
EU 1-3Y AA	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	1.90	1.62	1.00	0.64	-0.06	-0.30	-0.83	-1.49	-1.60	1.94	1.80	1.62	1.19
EU 3-5Y AA	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	2.09	1.80	1.20	0.74	-0.04	-0.32	-0.72	-1.34	-1.50	2.15	2.00	1.81	1.34
EU 5-7Y AA	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	2.13	1.95	1.36	0.84	-0.01	-0.35	-0.59	-1.22	-1.52	2.14	2.05	1.93	1.47
EU 7-10Y AA	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	5.70	4.75	2.58	0.70	-0.20	-1.05	-2.00	-3.01	-4.55	5.95	5.43	4.77	2.97
EU 1-3Y A	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	4.23	3.88	2.58	0.93	-0.10	-0.53	-1.44	-2.46	-3.17	4.39	4.16	3.77	2.51
EU 3-5Y A	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	4.79	4.45	2.94	1.20	-0.11	-0.61	-1.21	-2.15	-2.98	4.80	4.66	4.27	2.93
EU 5-7Y A	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	4.76	4.41	3.15	1.43	-0.01	-0.52	-1.22	-2.33	-3.04	4.78	4.66	4.26	3.01
EU 7-10Y A	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	3.15	2.29	1.61	1.20	-0.16	-1.96	-3.43	-6.41	-6.61	3.16	2.88	2.46	1.90
EU 1-3Y BBB	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	3.91	2.96	1.87	1.44		-1.11	-1.69	-4.03	-4.29	3.93	3.59	2.97	2.29
EU 3-5Y BBB	%	%	%	%	0.09 %	%	%	%	%	%	%	%	%
	4.21	3.38	1.74	1.12	-0.09	-1.05	-2.11	-4.91	-5.20	4.24	3.91	3.17	2.26
EU 5-7Y BBB	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
EU 7-10Y BBB	4.44	3.82	2.27	1.58		-1.21	-1.74	-4.40	-4.88	4.56	4.27	3.51	2.67
	%	%	%	%	0.00 %	%	%	%	%	%	%	%	%

Taulukko 3.17: Kaavan (1) perusteella lasketut spreadisokit

Verrataan vielä taulukon 3.17 sokkeja suoraan spreadimuutoksista laskettuihin sokkeihin.

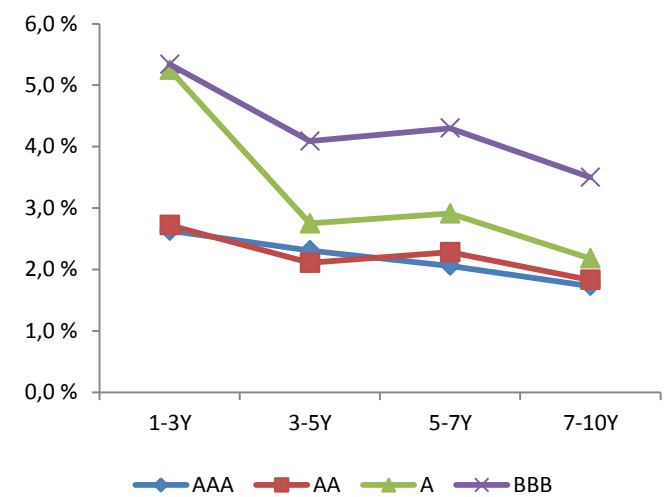
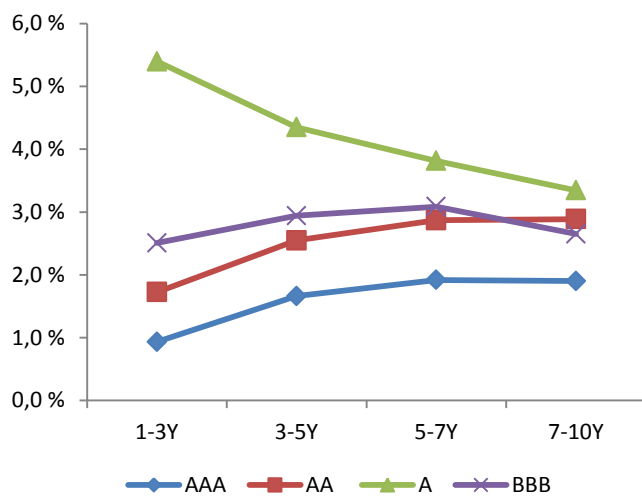
Kaavalla (1) lasketut sokit
EU

Spreadimuutoksista lasketut sokit
EU



US

US



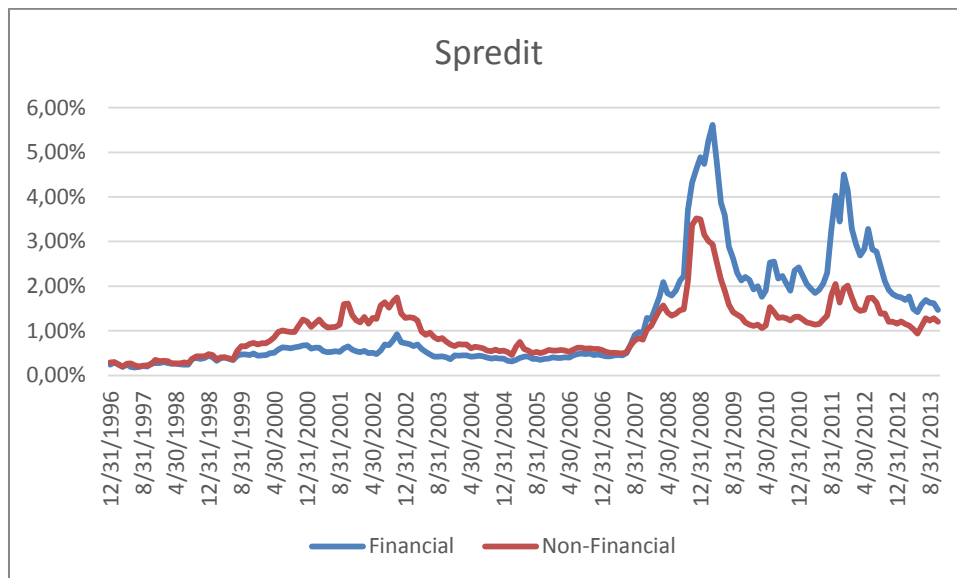
Kuvio 3.31: Spredisokkien vertailu

Merkittävin ero kokonaistuotoista laskettujen ja spredimuutoksista laskettujen sokkien välillä on sokkien käyttäytyminen maturiteetin/duraation funktiona. Kun sokit lasketaan spredimuutoksista näyttää spredien volatiliteetti ainakin USA:ssa pienenevän maturiteetin kasvaessa. Kun taas sokit lasketaan kokonaistuotoista, kasvavat sokit maturiteetin kasvaessa. Ilmiö johtuu siitä, että lyhyissä maturiteeteissa vuoden aikana sijoituksille saatava spredikertymä (kuponkimaksut) lieventävät huomattavasti arvonmuutosta, joka aiheutuu spredien levenemisestä. Kuponkimaksujen vaikutus luottoluokittaisten spredisokkien tasoon on kuitenkin kokonaisuudessaan varsin pieni.

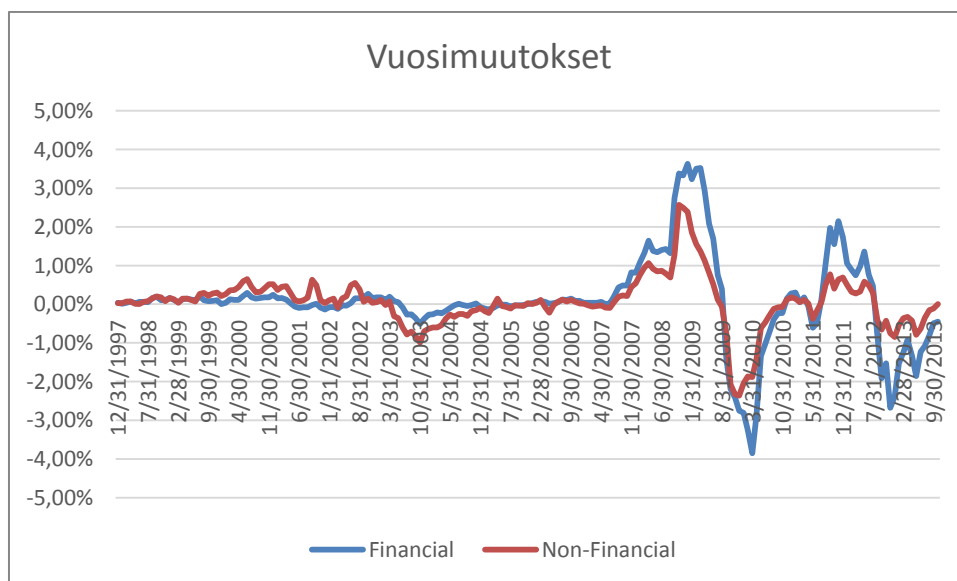
3.6.9 Financial vs. Non-Financial

Finanssikriisin aikana erityisesti finanssialan spredit kasvoivat. Alla on verrattu Euroopan financial ja non-financial "investment grade" -sprediaikasarjoja (Bloomberg tickers EB00 ja EN00, spredit AAA-valtionlainoihin).

Finanssisektorin spredit olivat ennen finanssikriisiä pienemmät, mutta tilanne kääntyi kriisin jälkeen.

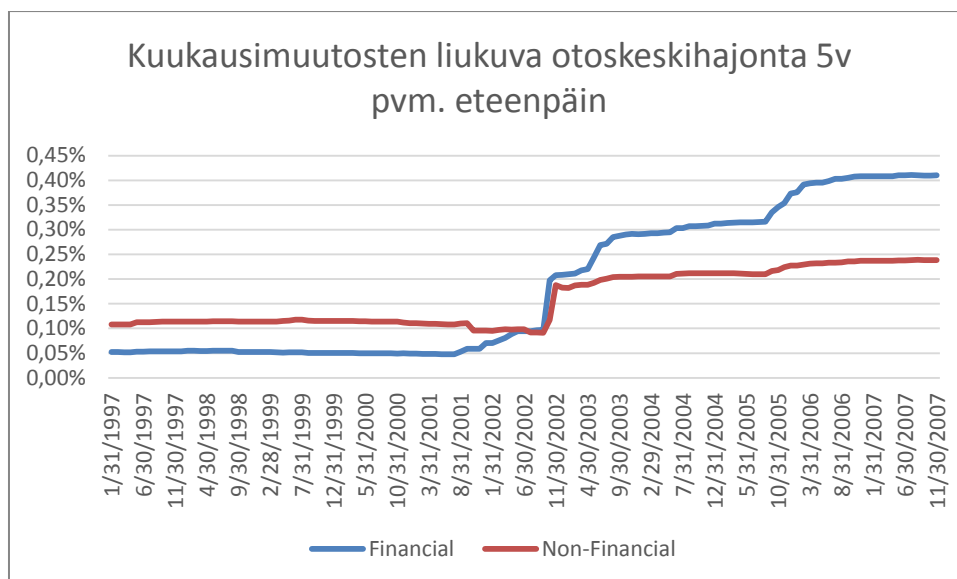


Kuvio 3.32: Spredit, aikasarjat



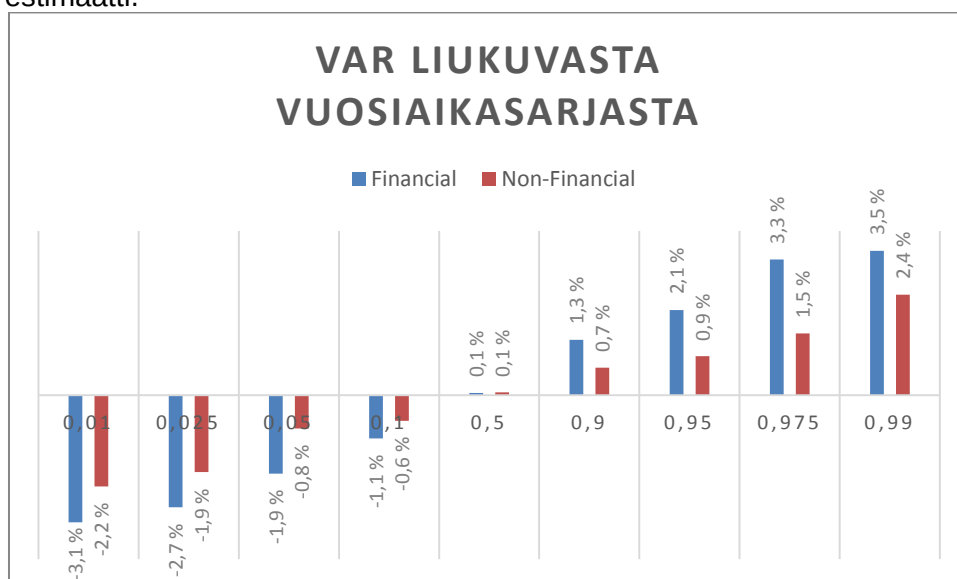
Kuvio 3.33: Spredit, vuosimuutokset

Alla on esitetty viiden vuoden liukuva volatiliiteetti aikasarjalta, joka on 5v x-akselin päivämäärästä eteenpäin.



Kuvio 3.34: Spreadit, kuukausimuutosten liukuva keskihajonta

Päällekkäisistä liukuvista vuosituotoista laskettu empiirinen Value at Risk -estimaatti.



Kuvio 3.35: VaR, spreadi

Spredistressit Qis2-harjoituksessa olivat seuraavat:

AAA valtiot	AAA-AA	A-BBB	BB tai alle
-------------	--------	-------	-------------

0.0 %	2.00 %	3.0 %	5.0 %
-------	--------	-------	-------

Qis3-harjoitukseen mennessä päätettiin huomioida finanssikriisin voimakas paino aikasarja-aineistossa. Lisäksi huomioitiin finanssialan joukkokirjojen voimakas arvonalentuminen finanssikriisissä.¹⁴

Päädyttiin seuraaviin stresseihin:

AAA-AA valtiot	AAA-AA	A-BBB	BB tai alle
0.0 %	1.50 %	2.5 %	5.0 %

3.7 Kiinteistöriski

3.7.1 Riskiluokkakajo ja käytetty aineisto

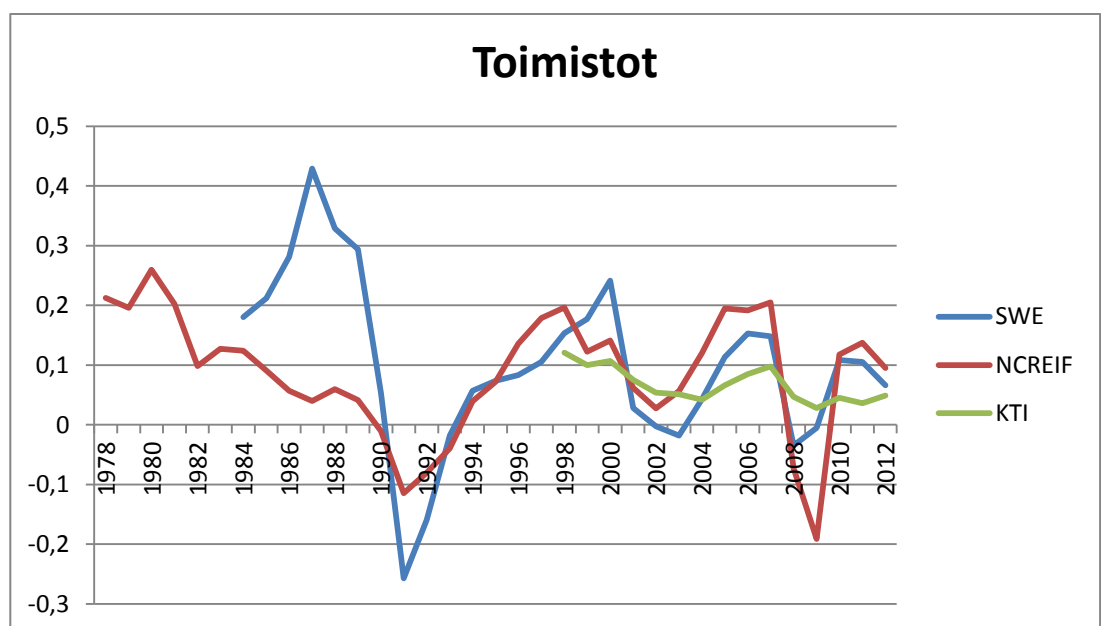
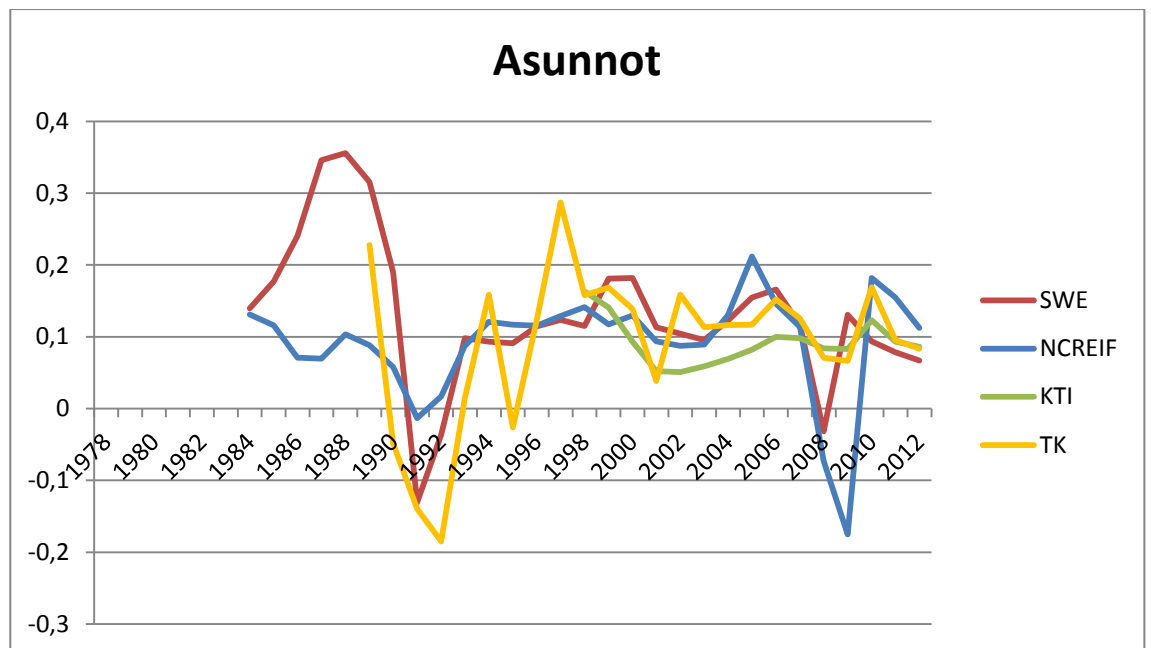
Kiinteistöriskin osalta päädyttiin kahteen riskiluokkaan: asuinkiinteistöt ja maaomaisuus sekä muut kiinteistöt. Kahta luokkaa tuki käytön yksikertaisuus sekä kiinteistöjen samankaltainen käyttäytyminen riskien suhteen. Työeläkelaitosten kiinteistösijoituksista hyvin suuri osa kohdistaa Suomeen ja sijoituksen ovat myös usein suoria. Aineisto on leveroimatonta (paitsi REIT), koska leveroinnin vaikutus huomioidaan stressin suuruudessa erikseen.

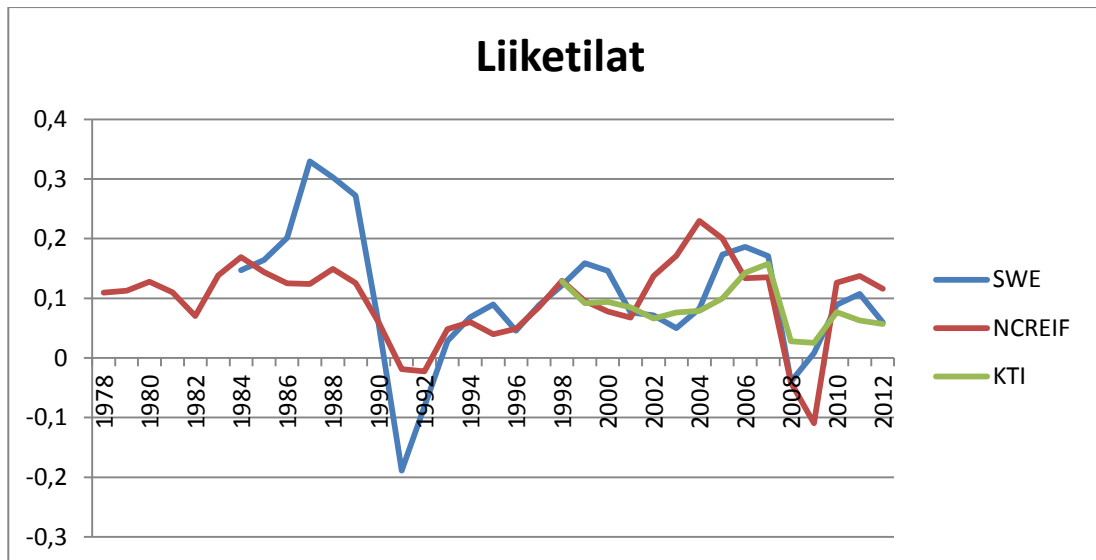
SWE	Ruotsin IPD-data	1984-2012
NCREIF	NCREIF-indeksi	84/78-2012
KTI	KTI-indeksi	1998-2012
TK	Tilastokeskuksen asuntodata	1989-2012
NAREIT	FTSE NAREIT US -indeksi	1994-2012

Taulukko 3.18: Kiinteistöaineisto

Tutkittu aineisto koskee kiinteistöjen kokonaisvuosituottoja jaoteltuna kiinteistöihin, toimistoihin ja liikelaitosiin. Tilastokeskuksen data (pääkaupunkiseutu) on muutettu arvonmuutoksista kokonaistuotoiksi lisäämällä arvonmuutoksiin KTI-indeksin asuntojen nettotuotot vuosina 1998-2012 ja kiinteä 5 % vuosina 1989-1997. NCREIF-indeksin tuotot on muunnettu kvartaalituotoista vuosituotoiksi. NAREIT-indeksi kuvaa REIT-sijoitusten kokonaistuottoa. Sektorikohtaisten tietojen lisäksi kyseistä indeksiä on summatasolla vuodesta 1972 lähtien. NAREIT-indeksi on mukana lähinnä kuriositeettina, koska REIT-sijoittaminen eroaa selvästi muusta kiinteistösijoittamisesta.

Ohessa on kuvia eri kiinteistölajien vuosituotoista.





Kuvio 3.36: Kiinteistötuottojen aikasarjat, asunnot, toimistot ja liiketilat

3.7.2 Vuosituottojen VaR-estimaatit

Alla on estimoitu vuosituottojen VaR(97.5 %) eri aikasarjoille.

Datoista on laskettu logaritmiset tuotot, joihin on sovitettu

- Normaalijakauma

- t-jakauma

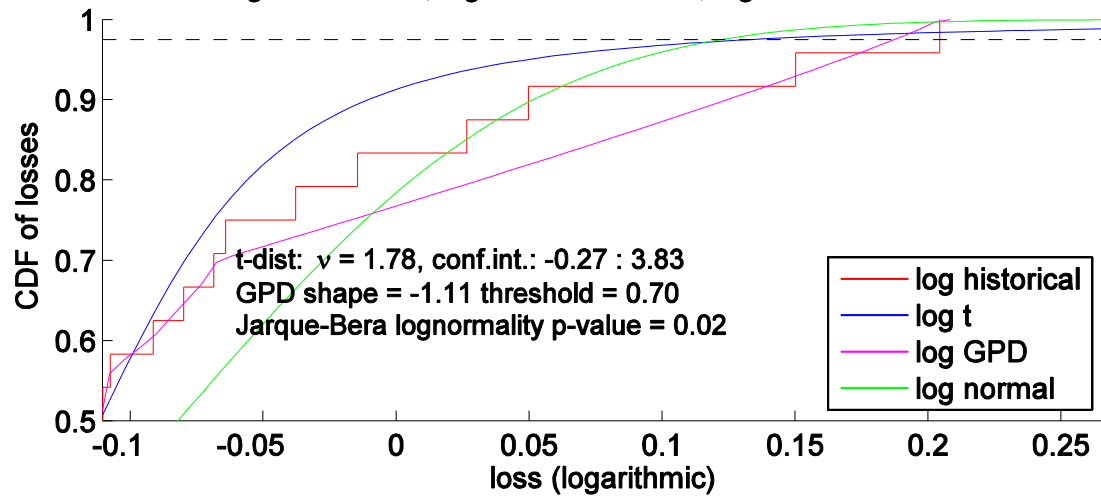
- Häntään sovitettu yleistetty paretojakauma (GPD)

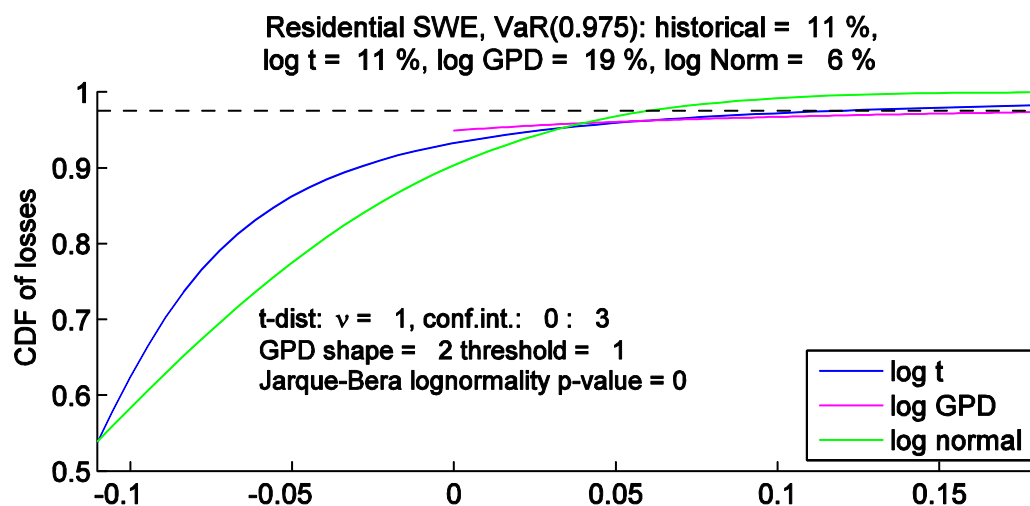
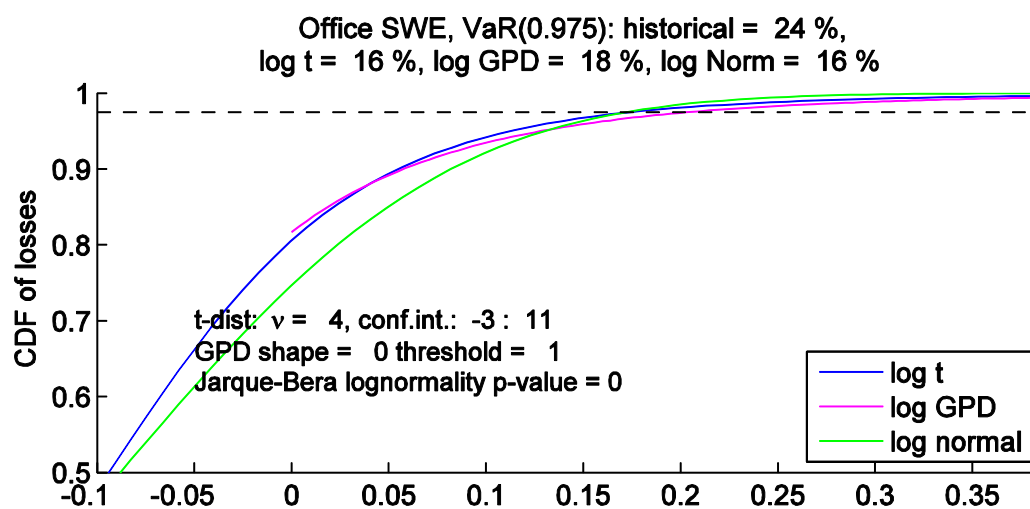
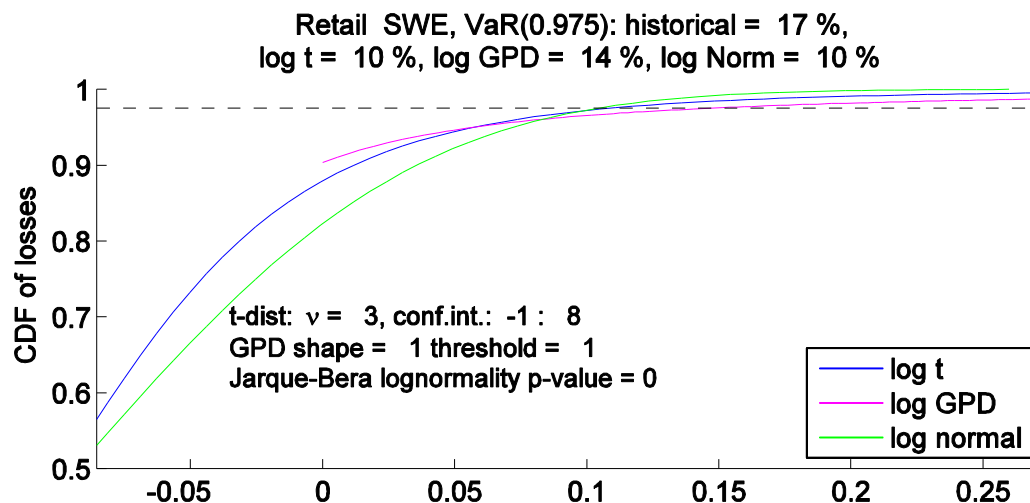
VaR-tulokset otsikossa.

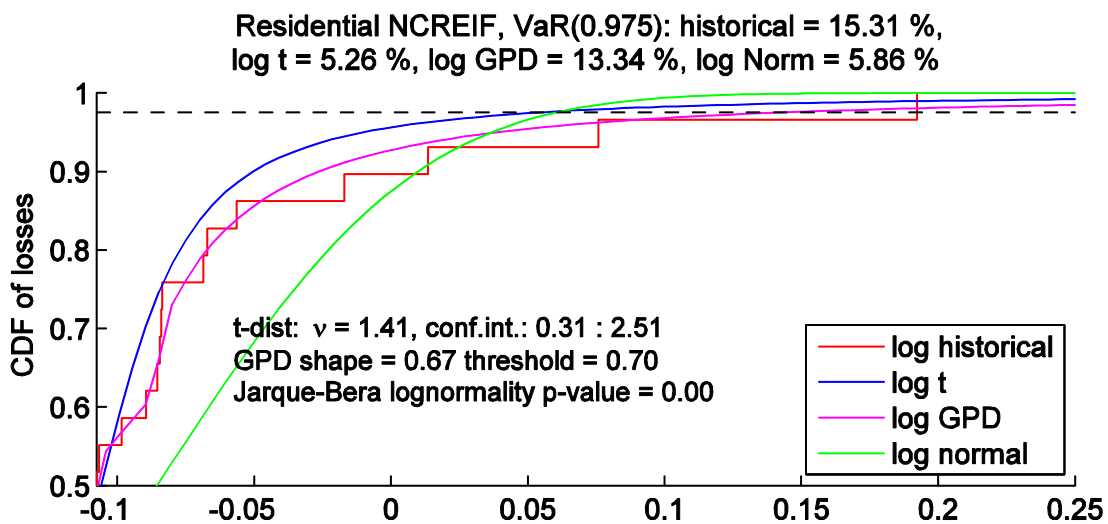
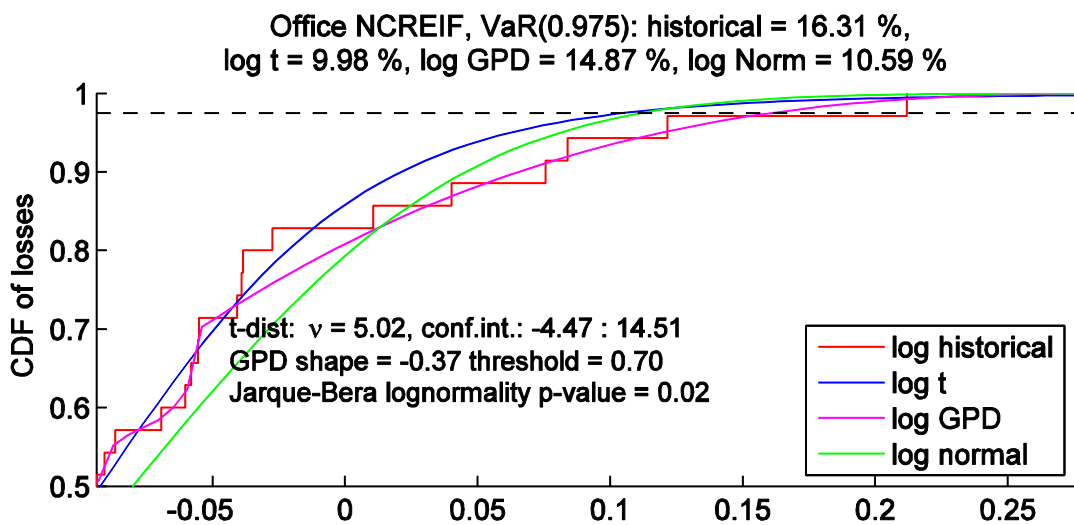
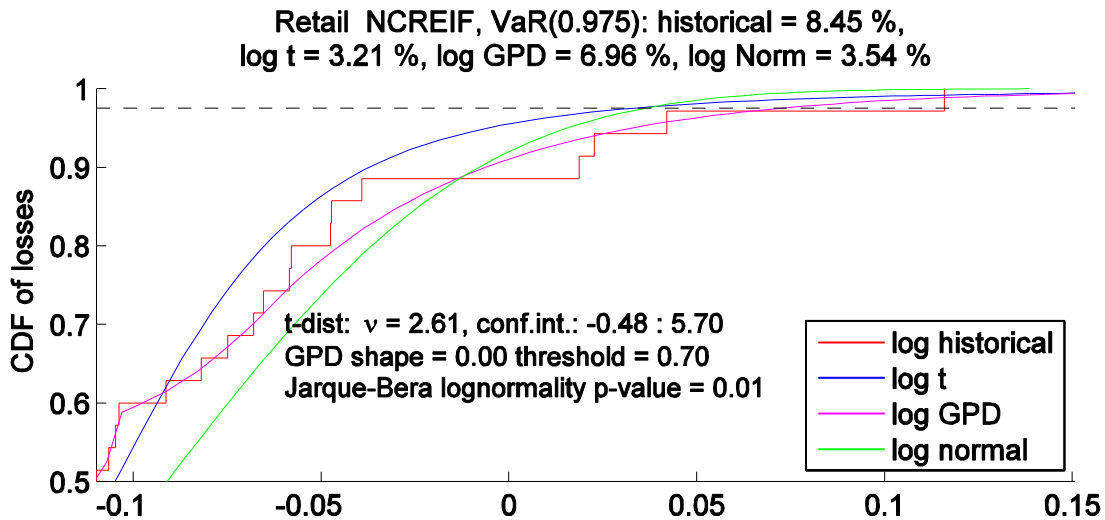
Kuvan keskellä t-jakauman vapausaste-estimaatti, GPD jakauman parametriestimaatit, sekä normaalijakaumatestin p-luku. Huom. Jarque -Bera -testin pienotosominaisuuksia ei ole huomioitu, todellinen p-luku on suurempi. Esim. p-luku nousee 30 havaintopisteellä 0.1:stä 0.3:een.

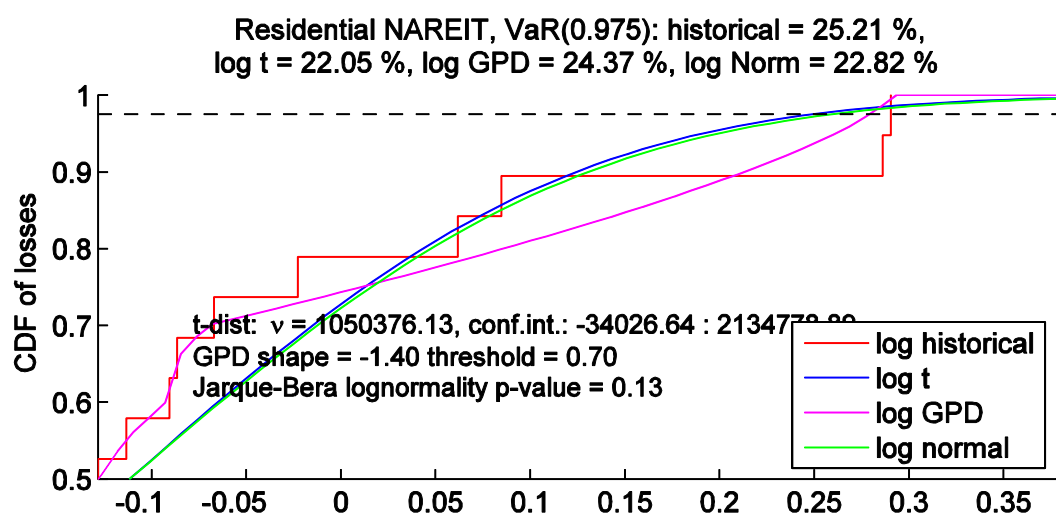
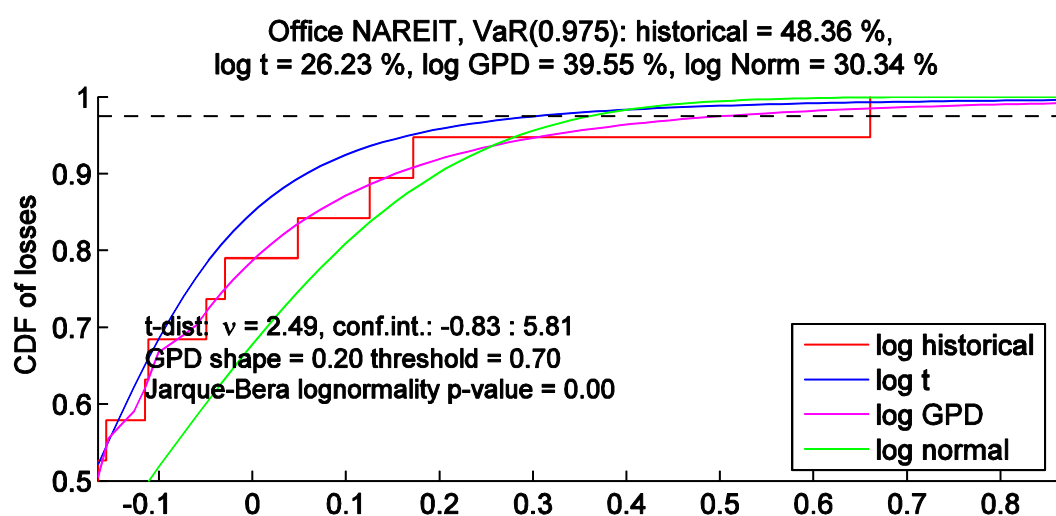
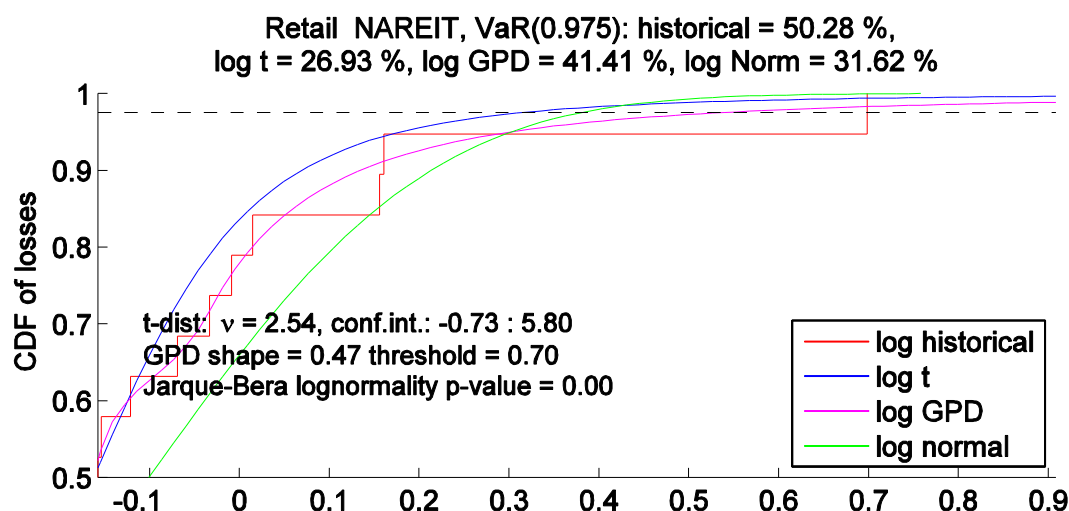
Ruotsin aineiston osalta tulokset on esitetty vain osittain johtuen kyseisen datan käyttöoikeuksista.

Residential TK, VaR(0.975): historical = 18.05 %,
log t = 12.57 %, log GPD = 17.10 %, log Norm = 11.54 %









Kuvio 3.37: Kiinteistötuotot, VaR sekä jakaumasovituksia

Alla on esitetty kiinteistötuottojen väliset korrelaatiokertoimet. Taildep menetelmä sovittaa Gaussin kopulan korrelaatiokertoimen pareittaiseen häntäriippuvuuteen. Häntäriippuvuus mittaa sitä, miten usein suuria tappioita sattuu samaan aikaan.

Linear

	Retail SWE	Office SWE	Residential SWE	Retail NCREIF	Office NCREIF	Residential NCREIF	Retail NAREIT	Office NAREIT	Residential NAREIT	Residential TK
Retail SWE	1	1	1	1	1	0	0	0	0	1
Office SWE	1	1	1	1	0	0	0	0	0	1
Residential SWE	1	1	1	0	0	0	1	0	0	1
Retail NCREIF	1	1	0	1.00	0.70	0.80	0.12	0.33	0.12	0.52
Office NCREIF	1	0	0	0.70	1.00	0.87	0.13	0.07	0.06	0.62
Residential NCREIF	0	0	0	0.80	0.87	1.00	0.22	0.22	0.18	0.43
Retail NAREIT	0	0	1	0.12	0.13	0.22	1.00	0.82	0.83	0.11
Office NAREIT	0	0	0	0.33	0.07	0.22	0.82	1.00	0.78	0.05
Residential NAREIT	0	0	0	0.12	0.06	0.18	0.83	0.78	1.00	0.11
Residential TK	1	1	1	0.52	0.62	0.43	0.11	0.05	0.11	1.00

Taildep. fixed

	Retail SWE	Office SWE	Residential SWE	Retail NCREIF	Office NCREIF	Residential NCREIF	Retail NAREIT	Office NAREIT	Residential NAREIT	Residential TK
Retail SWE	1	1	1	1	1	1	0	0	0	1
Office SWE	1	1	1	1	1	1	0	0	0	1
Residential SWE	1	1	1	1	1	1	0	0	0	1
Retail NCREIF	1	1	1	1.00	0.91	0.86	0.18	0.37	0.34	0.63
Office NCREIF	1	1	1	0.91	1.00	0.92	0.34	0.34	0.58	0.77
Residential NCREIF	1	1	1	0.86	0.92	1.00	0.34	0.18	0.49	0.63
Retail NAREIT	0	0	0	0.18	0.34	0.34	1.00	0.84	0.93	-0.32
Office NAREIT	0	0	0	0.37	0.34	0.18	0.84	1.00	0.90	-0.32
Residential NAREIT	0	0	0	0.34	0.58	0.49	0.93	0.90	1.00	-0.32
Residential TK	1	1	1	0.63	0.77	0.63	-0.32	-0.32	-0.32	1.00

Taulukko 3.19: Kiinteistöaineistojen keskinäisiä korrelaatioita, lineaarinen ja häntä

- Noteeratut kiinteistörahastot päätettiin niiden suurten historiallisten volatiliiteettien sekä osakkeiden kanssa korkeiden korrelaatiokertoimien takia sisällyttää Qis3-harjoituksessa osakeluokkiin.

- Noteeraamattomien kiinteistöjen stressit olivat QIS3-harjoituksessa seuraavat:

	Asuinkiinteistöt ja maaomaisuus	Kaupalliset kiinteistöt
Leveroimaton stressi (%)	9 %	14 %

3.8 Valuuttariski

3.8.1 Johdanto

Tässä luvussa kuvataan työeläkelaitosten vakavaraisuusuudistukseen liittyvä valuuttakurssiriskin estimointi.

Estimointi perustuu Federal Reserve Bank of St. Louis:n aikasarja-aineistoon. Estimoinnissa on käytetty seuraavien valuuttaparien kuukausihavaintoja:

Valuuttapari	Aineiston pituus
USD/EUR	1979/01 – 2012/09
JPY/EUR	1979/01 – 2012/09
GBP/EUR	1979/01 – 2012/09
CHF/EUR	1979/01 – 2012/09
CAD/EUR	1979/01 – 2012/09
AUD/EUR	1979/01 – 2012/09
NZD/EUR	1979/01 – 2012/09
NOK/EUR	1979/01 – 2012/09
SEK/EUR	1979/01 – 2012/09

Taulukko 3.20: Valuuttariskiaineisto

Euron kurssi ennen Euron virallista noteerausta on laskettu kauppapainotettuna keskiarvona (laskennan yksityiskohdat eivät ole selvillä).

Valuuttaparin arvo siis kertoo montako yksikköä euroja saa yhdellä yksiköllä vierasta valuuttaa (esim USD). Valuuttaparin arvon heikkeneminen tarkoittaa valuuttamääräiseen omaisuuserään kohdistuvaa tappiota ulkomaan valuutan heiketessä.

Kuukausituotot on laskettu kaavalla $R_{t,j}^M = P_{t,j}/P_{t-1,j} - 1$, missä $P_{t,j}$ on valuuttakurssin j arvo hetkellä t . Kuukausituotoista on muodostettu liukuvia vuosituottoja kaavalla $R_{t,j}^A = \prod_{h=0}^{11} (R_{t-j-h}^M + 1) - 1$.

Alla olevassa esityksessä riskinmittana käytettävä $CVaR_\delta$ luottamustasolla δ voidaan ilmaista optimointitehtävänä

$$CVaR_\delta(L^A) = \min_{\gamma} E \left\{ \frac{1}{1-\delta} \max\{L^A - \gamma, 0\} \right\},$$

missä $L^A = (-R_{t,j}^A)_{t=T_0}^{T_1}$ on sijoituskohteen j tappiojakaumaa kuvaava satunnaismuuttuja valitulla ajanjaksolla $t=T_0, \dots, T_1$. Tehtävän optimiratkaisuna

saatava $\gamma = VaR_\delta$. Eli molemmat VaR_δ ja $CVaR_\delta$ riskinmitat saadaan yllä olevan optimointitehtävän ratkaisuna. Yllä oleva lähestymistapa on validi myös diskreettien satunnaismuuttujien tapauksessa (empiiriset tuotto-/tappioaikasarjat).¹⁵

3.8.2 Yhden valuuttastressin käyttö

Qis1-harjoituksessa valuuttariski oli jaettu kuuteen luokkaan. Alla on eritelty luokat sekä niiden valuuttastressi:

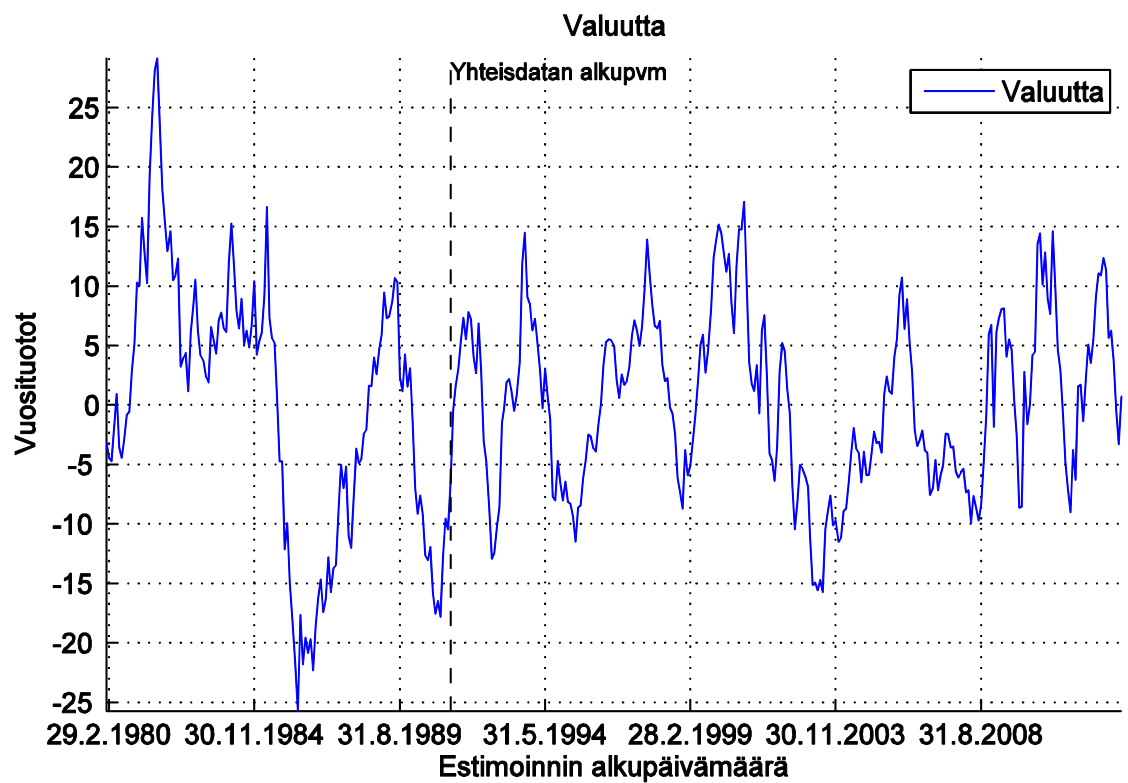
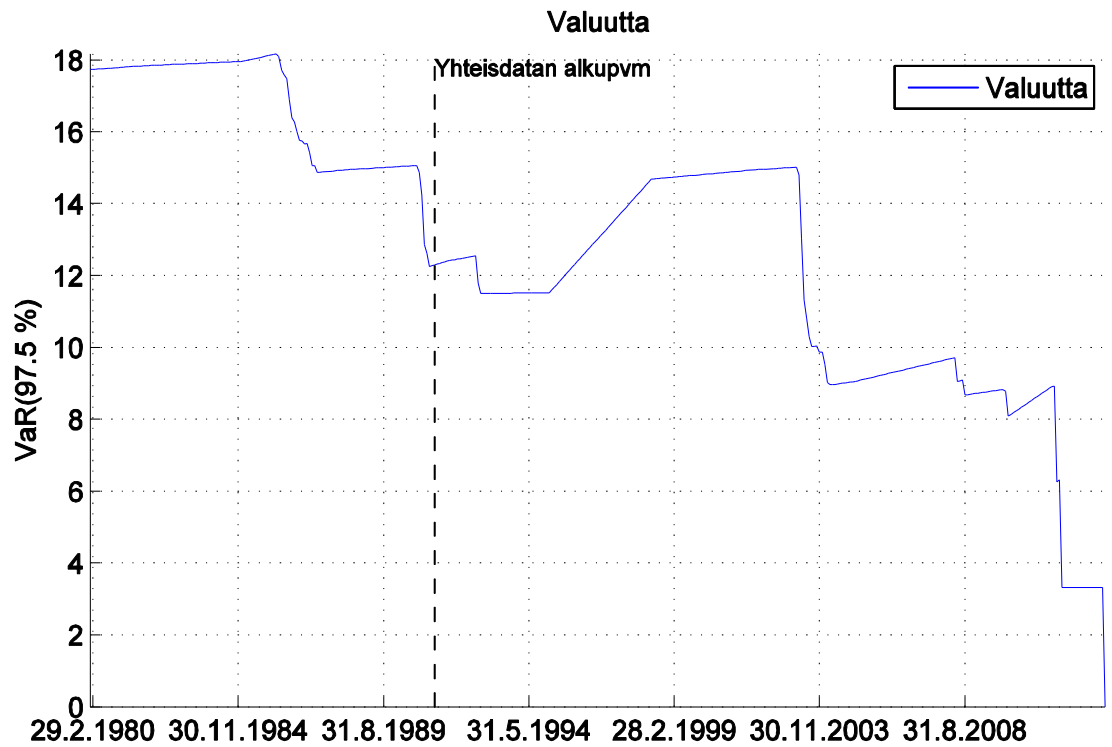
USD, CAD, AUD, NZD	21.0
GBP	15.0
CHF	7.0
JPY	18.0
SEK,NOK,DKK	15.0
Muut	25.0

Syksyllä 2013 kalibroitiryhmässä todettiin usean valuuttastressin menetelmän olevan käytännössä liian työläs verrattuna tarkkuudessa saavutettuihin etuihin. Päätettiin käyttää vain yhtä valuuttaluokkaa, jonka stressi määräytyisi Qis1-harjoituksessa havaitun keskimääräisen valuutta-allokaation mukaan. Qis1-harjoituksen koreille, joissa oli useampi valuutta, painotettiin stressinlaskennassa eri valuuttoja niiden kotimaan BKT:n mukaisesti. Seuraavan sivun kuviossa on esitetty yhdistetyn valuuttakorin päällekkäisiin vuosiperiodeihin perustuva empiirinen VaR-estimointi sekä tuottoaikasarja. Yhteisdatan alkupäivämäärä on yhteismitallisuuden takia tärkeässä roolissa VaR-estimoinneissa, mutta kalibroitiryhmässä päätettiin huomioida VaR:n äkillinen putoaminen, kun siirrytään pidemmästä aikasarjasta tähän lyhyempään. Qis2-harjoitukseen päätettiin valuuttastressiksi asettaa 15 %.

Kehikko ei salli positioiden netottamista eri valuuttapareissa olevien pitkien ja lyhyiden positioiden välillä. Valuuttaparikohtaisesti stressi lasketaan molempiin suuntiin ja saaduista pääomavaateista suurempi jää voimaan. Näin saadut valuuttaparikohtaiset pääomavaateet lasketaan yhteen. Malli on yksinkertainen laitokselle, jolla on vain suoria ja pitkiä valuuttapositioneja. Tällöin laitos voi laskea yhteenlasketun valuuttaposition ja kohdistaa valuuttastressin tähän summaan.

- Valuuttastressi QIS2:sta alkaen on ollut 15 %.

¹⁵Rockafellar R. T. and Uryasev S., Conditional value-at-risk for general loss distributions, Journal of Banking & Finance 26 (2002).



Kuvio 3.38: Valuuttariski, yhdistetty aineisto

3.9 Hyödykeriski

3.9.1 Johdanto

Tässä muistiossa kuvataan työeläkelaitosten vakavaraisuusuudistukseen liittyvä parametrien estimointityö hyödykesijoitusten osalta. VAKA3-ryhmässä linjattiin, että vakavaraisuusvaatimuksen laskennassa hyödykesijoitukset luokiteltaisiin kolmeen luokkaan, jotka ovat: energia, arvometallit ja muut.

Estimointi perustuu World Bankin hyödykeaikasarja-aineistoon. Estimoinnissa on aineistona käytetty seuraavien hintaindeksien kuukausihavaintoja:

Indeksi	Aineiston pituus
Energy	1977/01 – 2012/09
Precious-Metals	1977/01 – 2012/09
Non-Energy	1977/01 – 2012/09

Taulukko 3.21: Hyödykeriskiaineisto

3.9.2 Tuloksia

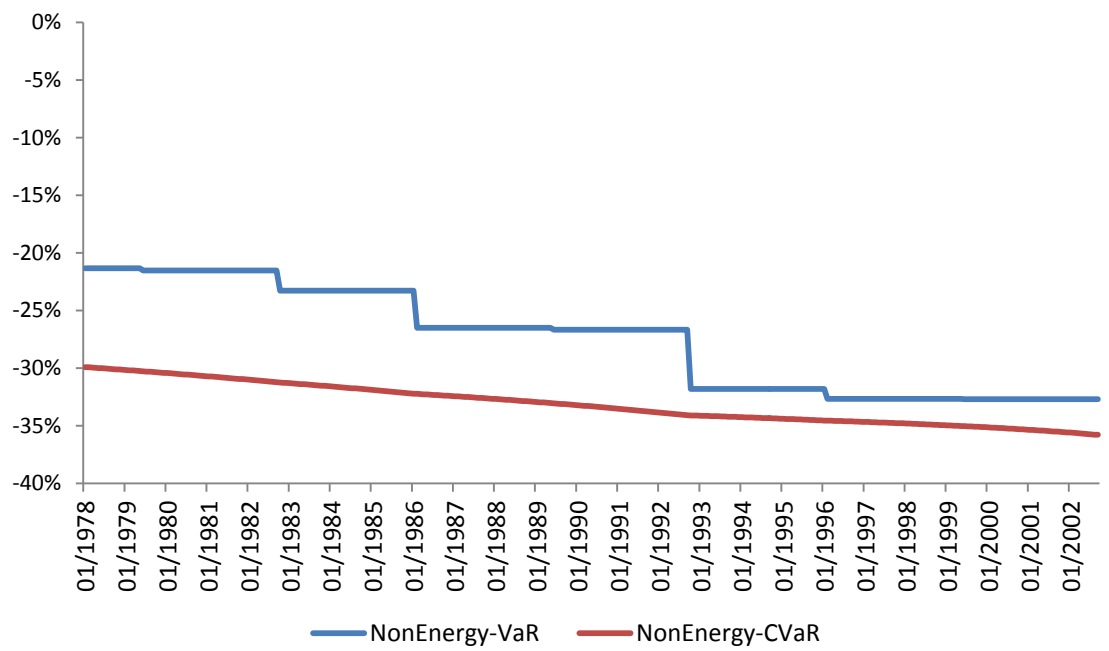
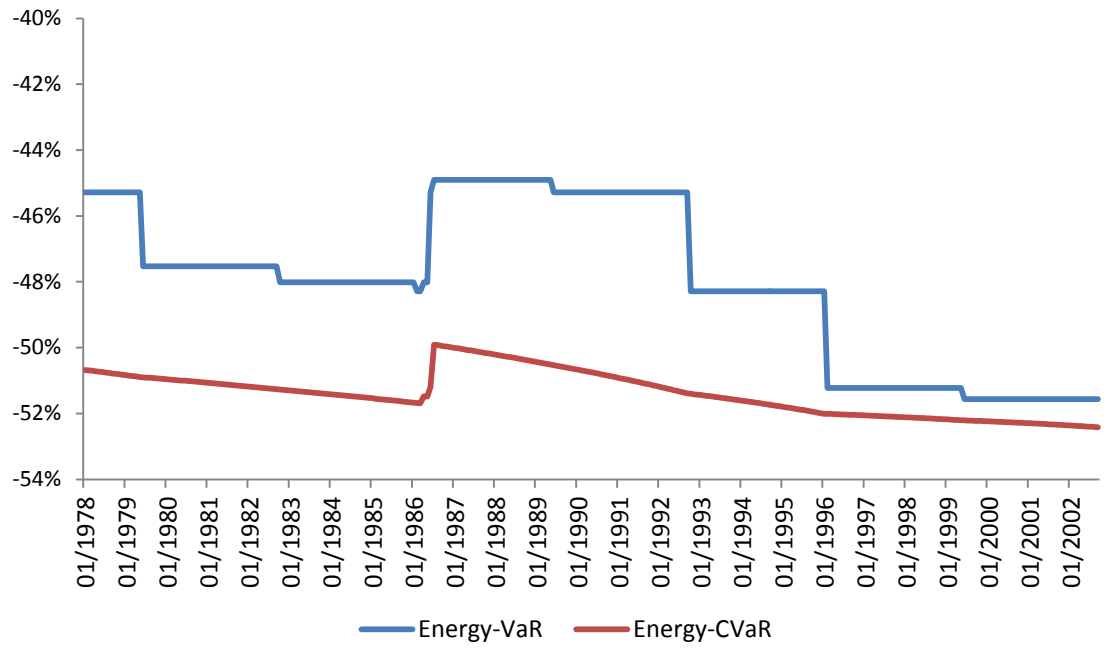
Alla olevassa taulukossa on esitetty vuosituottojen (R_t^A) tilastollisia tunnuslukuja laskettuna ajalta 01/1978-09/2012 (eli koko ajalta, jolta vuosituotot on voitu muodostaa).

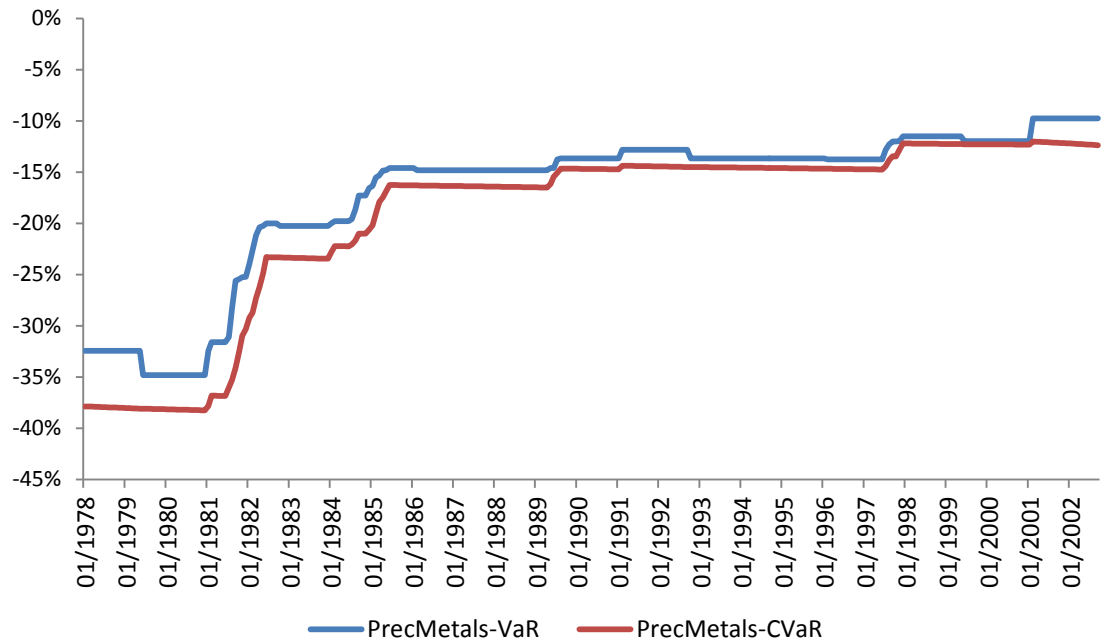
	Energy	NonEnergy	PrecMetals
Mean (μ)	10.81 %	3.68 %	10.03 %
Standard Error	1.68 %	0.75 %	1.53 %
Median	3.09 %	0.45 %	3.44 %
Mode	#N/A	#N/A	#N/A
Standard Deviation (σ)	34.41 %	15.40 %	31.32 %
Sample Variance	11.84 %	2.37 %	9.81 %
Kurtosis	3.143	-0.404	22.939
Skewness	1.347	0.244	3.542
Range	219.88 %	83.69 %	329.86 %
Minimum	-55.21 %	-38.01 %	-41.67 %
Maximum	164.67 %	45.68 %	288.19 %
Count	418	418	418
Normal-VAR: $\mu - N^{-1}(97.5\%)\sigma$	-56.64 %	-26.50 %	-51.36 %
Confidence Level(95.0%)	3.31 %	1.48 %	3.01 %

Taulukko 3.22: Hyödykeaineiston tunnuslukuja

3.9.3 VaR ja CVaR riskinmitat

Alla olevissa kuvissa on esitetty eri indeksien vuosituottojen (R_t^A) $\text{VaR}_{97.5\%}$ ja $\text{CVaR}_{97.5\%}$ tasot, kun riskinmitan laskenta alkaa kuvassa esitetyistä ajankohdasta ja päättyy ajanhetkeen 09/2012. Pisin estimointiperiodi on siis 01/1978-09/2012 ja lyhin käytetty ajanjakso on kymmenen vuotta 09/2002-09/2012.





Kuvio 3.39: VaR ja CVaR, aikasarja, hyödykeriski

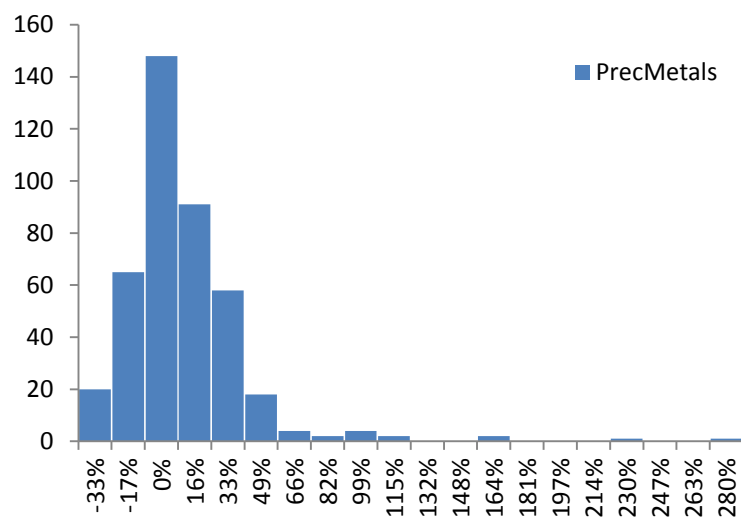
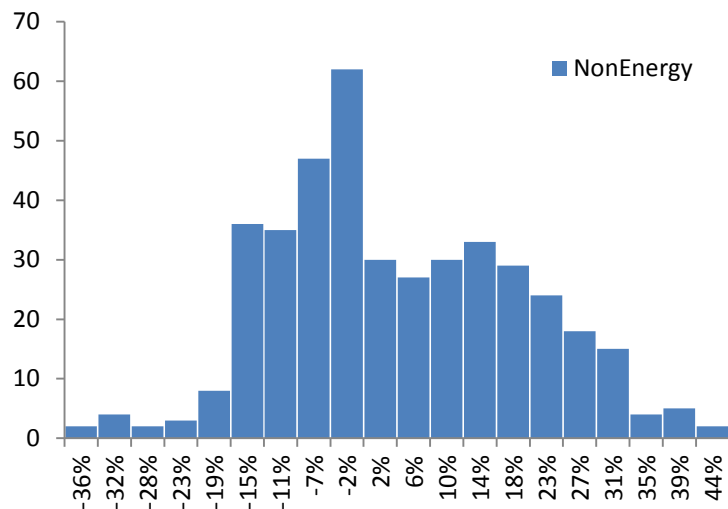
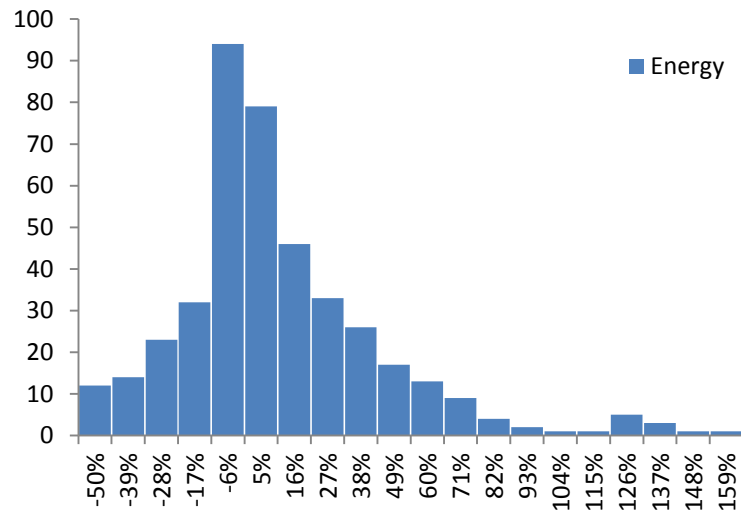
Koko datasta lasketut indeksien vuosituottojen muodostamien jakaumien VaR (kvantiilit) ja CVaR luvut on esitetty alla olevassa taulukossa. Taulukossa 2.5%:n kvantiili (α) vastaa riskin mittaa $\text{VaR}_{97.5\%}$ ja vastaavasti samalta riviltä löytyy $\text{CVaR}_{97.5\%}$ luku, joka kuvaa jakauman häntäriskiä. Eli taulukossa kvantiilit viittaavat tuottojakauman kvantileihin (α), kun $\text{VaR}_{1-\alpha}$ ja $\text{CVaR}_{1-\alpha}$ riskinmitat kuvaavat tappiojakauman kvantileja.

Kvantiili	$\text{VaR}_{1-\alpha}$			$\text{CVaR}_{1-\alpha}$		
	Energy	NonEnergy	PrecMetals	Energy	NonEnergy	PrecMetals
1.0 %	-51.56 %	-32.67 %	-38.77 %	-53.06 %	-34.94 %	-40.25 %
2.5 %	-45.28 %	-21.35 %	-32.44 %	-50.68 %	-29.92 %	-37.88 %
5.0 %	-36.14 %	-17.00 %	-23.99 %	-46.11 %	-24.19 %	-32.60 %
10.0 %	-26.21 %	-14.65 %	-14.14 %	-38.33 %	-19.99 %	-25.20 %
50.0 %	3.11 %	0.54 %	3.11 %			
90.0 %	53.56 %	25.45 %	37.61 %			
95.0 %	71.22 %	29.76 %	51.06 %			
97.5 %	110.00 %	33.88 %	89.17 %			
99.0 %	139.47 %	39.63 %	116.36 %			

Taulukko 3.22: VaR ja CVaR, hyödykeriski

3.9.4 Tuottojakaumien histogrammit

Estimointiaika 01/1978-09/2012 ja datana liukuvat vuosituotot (R_t^A).



Kuvio 3.40: Tuottojakaumien histogrammit, hyödykeriski

3.9.5 Korrelaatiot

Alla on esitetty kuukausituotoista lasketut korrelaatiomatriisit koko aikasarja-aineistosta.

	Linear correlation		
	Energy	NonEnergy	PrecMetals
Energy	1.000	0.294	0.191
NonEnergy	0.294	1.000	0.337
PrecMetals	0.191	0.337	1.000

Taulukko 3.23: Hyödykeriski, keskinäisen korrelaatiot

Häntäkorrelaatiolla tarkoitetaan tässä yhteydessä kuukausituottojen korrelaatiota niiden tapahtumien välillä, jotka tietyin kriteerein kuuluvat marginaalijakaumien vasempaan häntään (tappiotapahtumat). Kuvataan häntäkorrelaatioita seuraavin tunnuslukuin

$$\rho_{i,j|i}^{Spear} = Corr^{Spear}(R_i^M, R_j^M | R_i^M < VaR_{\delta,i}^M) \text{ ja}$$

$$\rho_{i,j|i,j}^{Spear} = Corr^{Spear}(R_i^M, R_j^M | R_i^M < VaR_{\delta,i}^M \wedge R_j^M < VaR_{\delta,j}^M),$$

missä yläindeksi *Spear* viittaa Spearmanin järjestyskorrelaatiokertoimeen. Ensimmäinen tunnusluku ($\rho_{i,j|i}^{Spear}$) kertoo siis satunnaismuuttujien R_i^M ja R_j^M välisen järjestyskorrelaatiokertoimen ehdolla, että muuttujan i kuukausittaiset tuottohavainnot alittavat luottamustasolla δ lasketun VaR luvun. Tunnusluku $\rho_{i,j|i,j}^{Spear}$ puolestaan kertoo korrelaation niiden havaintojen välillä, jotka alittavat luottamustasolla δ lasketut VaR luvut muuttujien i ja j osalta samanaikaisesti.

Alla esitetyt tunnusluvut on laskettu arvolla $\delta = 90\%$.

$$\rho_{i,j|i}^{Spear} =$$

		j		
		Energy	NonEnergy	PrecMetals
i	Energy	1.00	0.36	0.17
	NonEnergy	0.32	1.00	0.25
	PrecMetals	-0.03	0.40	1.00

$$\rho_{i,j|i,j}^{Spear} =$$

		j		
		Energy	NonEnergy	PrecMetals
i	Energy	1.00	0.62	0.60
	NonEnergy	0.62	1.00	0.02
	PrecMetals	0.60	0.02	1.00

Taulukko 3.24: Hyödykeriski, keskinäisen häntäkorrelaatiot

3.9.6 Yksi hyödykeluokka

Vastaavasti kuin valuuttaluokkien kohdalla, päädyttiin syksyllä 2013 yhdistämään kolme hyödykeluokkaa yhdeksi. Tärkein syy tähän oli se, että hyödykestressin kohteena olevien sijoitusten määrä oli Qis1-harjoituksessa hyvin pieni.

Hyödykeluokan stressi laskettiin datasta, jossa oli laskettu yhteen kolmen hyödykeluokan tuotot seuraavilla painoilla:

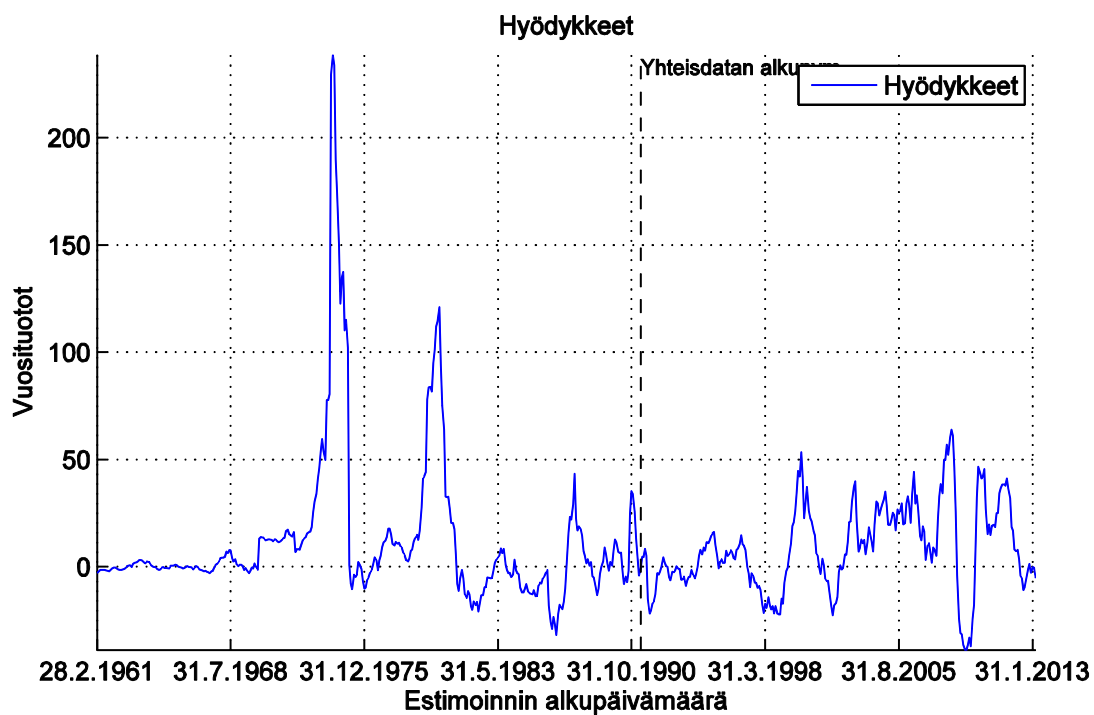
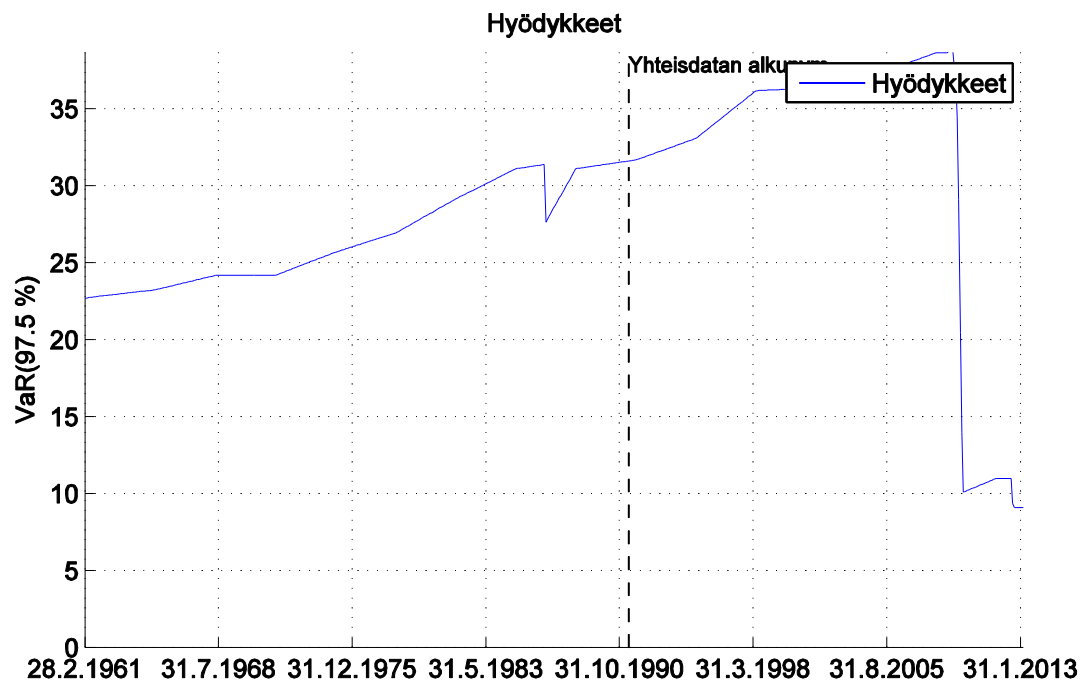
	Energy	Non- Energy	Precious Metals
paino	0.5	0.25	0.25

Seuraavalla sivulla on esitetty päällekkäisiin vuosiperiodeihin perustuva empiirinen VaR-estimointi eri alkupäivämäärien funktiona. Stressi estimoitiin yhteisdatan alkupäivämäärän kohdalta. Arvoksi saatiin 32 %, joka oli hyödykestressi myös Qis3-harjoituksessa.

Vastaavasti kuin valuuttariskillä, ei myöskään hyödykkeiden pääomavaateen laskennassa sallita lyhyiden ja pitkien positioiden netottamista kolmen eri hyödykeluokkien välillä. Hyödykeluokakohtaisesti stressi lasketaan molempiin suuntiin ja saaduista pääomavaateista suurempi jää voimaan. Näin saadut alaluokkakohtaiset pääomavaateet lasketaan yhteen. Malli on yksinkertainen laitokselle, jolla on vain suoria ja pitkiä hyödykepositioita. Tällöin laitos voi laskea yhteenlasketun valuuttaposition ja kohdistaa valuuttastressin tähän summaan.

Hyödyketuottojen ja osakkeiden sekä spreadien välillä on positiivinen lineaarinen ja erityisesti häntäkorrelaatio. Samalla kun hyödykestressistä tehtiin kaksisuuntainen, päädyttiin kalibrointiryhmässä asettamaan nämä korrelaatiokertoimet nollassi. Muussa tapauksessa olisi pitänyt tehdä korrelaatiokertoimelle merkkitarkastelu, sekä häntäriippuvuuden vuoksi mahdollisesti määrittämään korrelaatiokertoimet molempiin suuntiin.

- Hyödykestressi QIS2:sta alkaen on ollut 32 %.



Kuvio 3.41: Hyödykeriski, yhdistetty aineisto

3.10 Vakavaraisuuslaskenta hedge-rahastosijoituksille

3.10.1 Johdanto

Tässä muistiossa kuvataan työeläkelaitosten vakavaraisuuslaskennan säännöt hedge-rahastosijoituksille sekä estimointitulokset, joiden perusteella vakavaraisuuslaskennan parametrit on johdettu.

Tutkitaan hedge fund indeksien kokonaistuottojen selitettävyyttä regressiomallilla

$$Y_t = \sum_{j=1}^K \beta_j X_{j,t} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

missä Y_t on selitettävän hedge fund indeksin kokonaistuotto ajanjaksolla $[t-1, t]$, $X_{j,t}$ on riskifaktorin j kokonaistuotto ajanjaksolla $[t-1, t]$, β_j on riskifaktorin j regressiokerroin (riskifaktorin j lataus) ja ε_t on virhetermi, joka kuvaa sitä osaa hedge fund indeksin Y_t tuotosta, jota regressiomallilla ei kyetä selittämään. Regressiokertoimet β_j , $j=1, \dots, K$ estimoidaan historia-aineistosta pienimmän neliösumman menetelmällä.

3.10.2 Analyysissä käytetty aikasarja-aineisto

Alla on kuvattu estimoinnissa käytetyt aikasarjat.

Hedge-fund indeksien tuottoaikasarjoina käytetään Hedge Fund Research Inc:n julkaisemia kokonaistuottoindeksejä, jotka ovat saatavilla osoitteesta www.hedgefundresearch.com.

Tuottoaikasarjoina käytetään alla olevassa taulukossa kuvattujen HFRI indeksien USD määräisiä kuukausituottoaikasarjoja. Indeksit kuvaavat kuuden pääsijoitustyylin portfolioiden ja näiden valittujen alaindeksien tuottoja.

Indeksi	Tunnus	Ajanjakso
HFRI Event-Driven (Total) Index	EventDrivenTotal	01/1991 – 03/2013
HFRI Equity Hedge (Total) Index	EquityHedgeTotal	01/1991 – 03/2013
HFRI EH: Equity Market Neutral Index	EH_MarketNeutral	01/1991 – 03/2013
HFRI EH: Short Bias Index	EH_ShortBias	01/1991 – 03/2013
HFRI Emerging Markets (Total) Index	EMTotal	01/1991 – 03/2013
HFRI Fund of Funds Composite Index	FoFComposite	01/1991 – 03/2013
HFRI Macro (Total) Index	MacroTotal	01/1991 – 03/2013
HFRI Relative Value (Total) Index	RelativeValueTotal	01/1991 – 03/2013

Taulukko 3.25: Hedge-fund-aineisto

HFRI indeksien laskennassa kaikki indekseihin kelpuutetut rahastot saavat yhtä suuret painot (equal weighted). Indeksien tuotot kuvaavat siten hyvin hajautetun hedge fund rahastosalkun tuottoja, jossa jokaiseen rahastoon on sijoitettu suhteellisesti sama määrä varallisuutta. Indeksien pitäisi näin ollen antaa varsin luotettava kuva eri sijoitustyylien kehityksestä yli ajan. Yksityiskohtaiset kuvaukset eri sijoitustyyleistä ja indeksien laskentaperusteista ovat saatavilla dokumentista

https://www.hedgefundresearch.com/pdf/HFRI_formulaic_methodology.pdf.

Alla on esitelty analyysiin kuuluvien HF-tyylien kuukausituottojen ja liukuvien vuosituottojen tilastollisia tunnuslukuja. Kaksi viimeistä tunnuslukua ovat ensimmäisen asteen autokorrelaatio (AutoCorr(1)) sekä Kolmogorov-Smirnov (KS) testin tulos, jolla on testattu oletusta siitä, että tuotot ovat normaalijakautuneita. KS-testin tulos tarkoittaa todennäköisyyttä sille, että nollahypoteesi tuottojen normaalijakautuneisuudesta voidaan hyväksyä. Taulukoiden lukuja vertailtaessa muutama asia kiinnittää huomion. Liukuvien vuosituottojen tapauksessa VaR luvut näyttävät olevan erittäin herkkiä luottamustason valinnan suhteen ja ero 97,5% ja 95% VaR luvuissa on joissakin tapauksissa todella suuri. Tämä indikoi sitä, että HF-tuottojakaumat ovat todella paksuhäntäisiä.

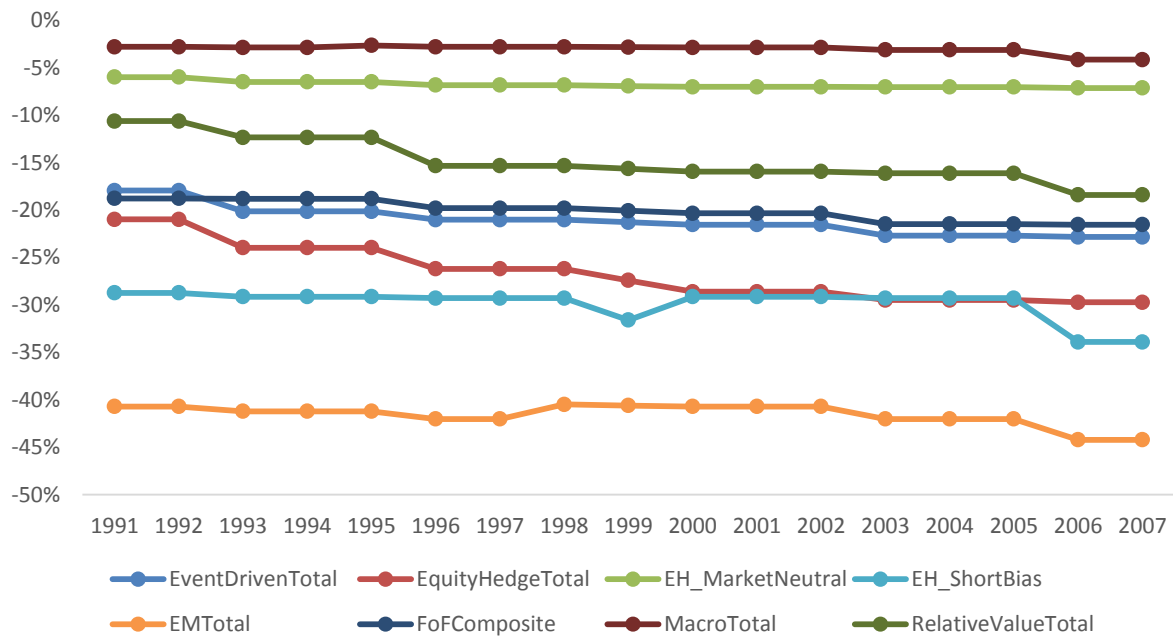
Tunnusluku	EventDriven	EquityHedge	EH_Market		EMTotal	FoFComposite	MacroTotal	RelativeValue
	Total	Total	Neutral	EH_ShortBias				Total
Mean	0.980 %	1.032 %	0.525 %	-0.045 %	1.121 %	0.573 %	0.975 %	0.816 %
Std	1.909 %	2.647 %	0.942 %	5.324 %	4.041 %	1.689 %	2.173 %	1.284 %
Skewness	-1.308	-0.279	-0.216	0.262	-0.818	-0.649	0.582	-2.106
Kurtosis	4.396	1.884	1.547	2.464	3.798	3.793	1.016	13.058
VaR 97.5%	-3.721 %	-4.474 %	-1.450 %	-11.380 %	-6.590 %	-2.708 %	-2.840 %	-1.789 %
VaR 95%	-2.320 %	-2.890 %	-1.037 %	-7.530 %	-5.500 %	-2.270 %	-1.953 %	-0.790 %
CVaR 97.5%	-5.868 %	-6.814 %	-2.315 %	-14.685 %	-11.837 %	-4.880 %	-4.003 %	-4.449 %
CVaR 95%	-4.299 %	-5.333 %	-1.752 %	-11.945 %	-8.864 %	-3.645 %	-3.122 %	-2.720 %
AutoCorr(1)	0.388	0.261	0.162	0.098	0.361	0.355	0.184	0.449
KS-test	0.059	0.460	0.226	0.106	0.105	0.116	0.077	0.002

Taulukko 3.26: Aineiston tunnuslukuja, kuukausituotot, 01/1991-03/2013

Tunnusluku	EventDriven	EquityHedge	EH_Market		EMTotal	FoFComposite	MacroTotal	RelativeValue
	Total	Total	Neutral	EH_ShortBias				Total
Mean	11.374 %	11.733 %	6.157 %	0.687 %	12.946 %	6.765 %	11.437 %	9.526 %
Std	10.444 %	13.152 %	5.424 %	18.191 %	21.066 %	8.944 %	10.552 %	7.207 %
Skewness	-0.933	-0.513	-0.174	0.575	-0.668	-0.676	1.232	-0.950
Kurtosis	1.075	0.694	-0.514	0.814	0.498	1.203	1.182	2.620
VaR 97.5%	-17.945 %	-20.969 %	-5.975 %	-28.725 %	-40.708 %	-18.757 %	-2.781 %	-10.615 %
VaR 95%	-4.729 %	-8.290 %	-2.609 %	-25.590 %	-32.140 %	-7.270 %	-1.845 %	0.211 %
CVaR 97.5%	-22.014 %	-27.958 %	-7.114 %	-35.398 %	-44.833 %	-20.890 %	-4.489 %	-16.228 %
CVaR 95%	-16.659 %	-21.141 %	-5.633 %	-31.109 %	-40.898 %	-17.428 %	-3.429 %	-10.817 %
AutoCorr(1)	0.966	0.957	0.976	0.901	0.961	0.961	0.957	0.967
KS-test	0.011	0.691	0.158	0.483	0.026	0.118	0.000	0.150

Taulukko 3.27: Aineiston tunnuslukuja, liukuvat vuosituotot, 01/1991-03/2013

Kuvio 3.42 esittää liukuvista vuosituotoista lasketut $VaR_{97.5\%}$ luvut eri estimointiperiodeille. Estimointiajanjaksona on käytetty aineistoa kuvan X-akselin indikoiman vuoden alusta vuoden 2013 maaliskuun loppuun. VaR-luvut ovat pääsääntöisesti hyvin stabiileja yli ajan.



Kuvio 3.42: VaR aikavälillä t-03/2013 (USD)

3.10.3 Riskifaktorit

Luokka	Nimi	Tunnus	Aikasarjan pituus	Kuvaus
Osake	Pohjois-Amerikka	PA	01/1991 – 03/2013	MSCI North America (USA, Kanada) indeksin kokonaistuotto
	Eurooppa	EU	01/1991 – 03/2013	MSCI Europe indeksin kokonaistuotto
	Kehittyvät markkinat	EM	01/1991 – 03/2013	MSCI EM kehittyvien markkinoiden indeksin kokonaistuotto
Korko	Pitkä korko	IRL	01/1991 – 03/2013	USAn 5-7v valtionlainaindeksin kokonaistuotto. Bloomberg ticker G3O2
Spredi	AA	AA	01/1991 – 03/2013	USA AA 5-7v kokonaistuotot (Bloomberg C3A2), josta vähennetty vastaavan mittaisen valtionlainaindeksin tuotto
	BB tai alle	BB	01/1991 – 03/2013	USA High Yield indeksi (Bloomberg JOA0), josta vähennetty 1-3 vuoden US valtionlainaindeksin (G1O2) tuotto
Hyödykkeet	Hyödykeindeksi	COM	01/1991 – 03/2013	Maaailmanpankin datasta johdettu hyödykeindeksin tuotto

Taulukko 3.27: Riskifaktorit

Edellä luetellut riskifaktorit löytyvät ehdotetusta vakavaraisuuskehikosta.

Estimointi tehdään käyttäen alkuperäisiä vakavaraisuuskehikosta löytyviä riskifaktoreita. Mallin selittäjät ajanhetkellä t sisältävä vektori on

$$X_t = \begin{bmatrix} Vakio \\ PA_t \\ EU_t \\ EM_t \\ IRL_t \\ AA_t \\ BB_t \\ COM_t \end{bmatrix}.$$

3.10.4 Estimointimenetelmä

Estimoinnissa oli käytettävissä kuukausittaiset havainnot kaikista riskitekijöistä ajalta 01/1991-03/2013. Malli (1) estimoitiin pienimmän neliösumman menetelmällä jokaiselle hedge fund indeksille erikseen. Merkittävien selittäjien löytämiseksi ja estimointitulosten tulkinnan helpottamiseksi mallien ei-merkittävät selittäjät poistettiin yksitellen rekursiivisesti kunnes vain valitulla 95% luottamustasolla (t-testin perusteella) merkittävät selittäjät olivat jäljellä. Selittäjien merkitsevyyden tutkimiseksi yli ajan, estimoitiin regressiomallin β -kertoimet rekursiivisesti kaikille hedge fund indekseille muuttamalla havaintoaineiston pituutta seuraavan proseduurin mukaisesti:

for t=1991:2008

Estimoi mallin (1) β -parametrit ajanjaksolta 01/t-03/2013,

Taltioi estimoidut parametrit ja mallin tilastolliset tunnusluvut.

end

3.10.5 Estimointituloksia ja regressiolataukset

Eri sijoitustyylien riskifaktorilataukset estimoitiin edellä kuvatulla menettelyllä kuukausituottoaineistosta. Estimoinnissa siis aikavälin $[t-1, t]$ HF-tuottoja selitettiin vastaavan ajanjakson riskifaktorien tuotoilla. Tämän lisäksi testattiin kahta variaatiota tulosten ja latausten herkkyyden arvioimiseksi. Ensimmäisessä variaatiossa estimointi toteutettiin liukuville vuosituoille (lähinnä residuaalin volan tsekkausta varten, katso tarkemmin alla). Toisessa variaatiossa selittäjien joukkoa laajennettiin siten, että aikavälin $[t-1, t]$ HF-tuottoja selitettiin aikavälien $[t-1, t]$ ja $[t-2, t-1]$ riskifaktorien tuotoilla, eli selittäjiksi otettiin myös riskifaktorien tuotot yhden kuukauden viiveellä. Viiveen lisääminen selittäjiin voi kasvattaa riskifaktorilatauksia, sillä HF-tuotot ovat autokorreloituneita. Pääsääntöisesti näillä muunnelmilla mallien selitysasteet nousivat joitakin prosenttiyksiköitä, mutta kvalitatiivisesti tulokset eivät muuttuneet paljonkaan. Viiveen lisääminen kasvatti riskifaktorilatauksia joissakin tapauksissa. Näitä tuloksia on kommentoitu tarkemmin alla eri sijoitustyylien parametrisoinnin yhteydessä.

Alla on esitetty jokaiselle sijoitustyyliille estimoidut regressiokertoimet eri ajanjaksoille t-03/2013 mallille (1). Estimointi on tehty käyttäen kuukausittaista tuottodataa. Lisäksi taulukoissa on esitetty residuaalitermin keskihajonta, mallien selitysasteet (R^2) sekä Kolmogorov-Smirnov (KS) testin tulos, jolla on testattu oletusta siitä, että residuaali on normaalijakautunut. KS-testin tulos tarkoittaa todennäköisyyttä sille, että nollihypoteesi residuaalin normaalijakautuneisuudesta voidaan hyväksyä.

Alla on esitetty myös ehdotetut riskifaktorilataukset sijoitustyyliittäin. Uutena lisäyksenä kullekin tyyliin on määritelty lisäksi tyylikohtainen residuaalstressi, jonka suuruus riippuu siitä kuinka hyvin tyylin tuotot on kyetty riskifaktoreilla selittämään. Residuaalstressi lasketaan kaavalla

$$\text{Residual VaR}_{97.5\%} = N^{-1}(97.5\%) * \sigma_{\text{resid}} * \sqrt{12},$$

missä σ_{resid} on keskimääräinen residuaalin volatiliteetti. Laskenta perustuu oletukselle residuaalitermin normaalijakautuneisuudesta, joka voidaan hyväksyä oikeastaan kaikkien sijoitustyylien residuaalien kohdalla.

Vakavaraisuuslaskennassa tämä stressi on korreloimaton muiden riskifaktorien kanssa ja se lisätään kyseisen tyylin vakavaraisuusvaateeseen.

3.10.5.1 Event Driven

EventDrivenTotal (regressiokertoimet kerrottu sadalla)

t	Vakio	PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual	KS-test	R^2
									std		
1991	0.55	7.95	6.85	9.86	0.00	0.00	22.58	5.95	1.03 %	46.9 %	70.7 %
1992	0.54	8.89	6.35	10.03	0.00	0.00	21.61	5.70	1.04 %	34.0 %	70.5 %
1993	0.54	10.15	6.17	9.55	0.00	20.30	15.53	5.57	1.05 %	33.8 %	71.2 %
1994	0.52	10.19	6.21	9.65	0.00	22.61	14.44	5.70	1.04 %	46.9 %	71.8 %
1995	0.54	10.11	6.80	9.33	0.00	23.36	13.80	5.91	1.05 %	32.3 %	72.1 %
1996	0.49	7.66	7.03	11.00	0.00	23.35	14.12	5.41	1.03 %	72.3 %	74.1 %
1997	0.44	6.99	7.19	10.96	0.00	22.63	14.68	5.59	1.01 %	61.5 %	75.3 %
1998	0.39	0.00	10.33	13.92	0.00	22.90	14.61	4.99	0.98 %	59.1 %	77.0 %
1999	0.40	8.85	0.00	13.78	0.00	25.95	14.43	4.98	0.95 %	53.2 %	76.5 %
2000	0.38	9.95	0.00	12.25	0.00	27.31	14.96	4.46	0.92 %	43.3 %	77.7 %
2001	0.33	11.64	0.00	11.57	0.00	26.14	14.54	4.24	0.87 %	60.7 %	80.3 %
2002	0.26	15.72	0.00	10.61	0.00	23.39	12.44	5.20	0.84 %	51.2 %	81.9 %
2003	0.33	19.97	0.00	11.01	0.00	36.40	0.00	5.39	0.81 %	84.4 %	82.3 %
2004	0.33	18.95	0.00	11.13	-14.62	30.31	0.00	5.79	0.78 %	52.4 %	84.2 %
2005	0.26	17.97	0.00	10.62	-13.24	31.62	0.00	6.91	0.73 %	87.2 %	86.6 %
2006	0.31	17.79	0.00	10.21	-15.32	32.22	0.00	6.73	0.75 %	90.4 %	87.1 %
2007	0.17	18.53	0.00	8.94	0.00	39.26	0.00	7.27	0.76 %	95.4 %	87.9 %
2008	0.16	17.34	0.00	9.84	0.00	35.40	0.00	8.39	0.73 %	84.7 %	89.7 %

Taulukko 3.28: Regressiokertoimet, event driven

Havaintoja:

- Lataukset osakefaktoreille PA, EM, spreadifaktoreille AA ja BB sekä hyödykkeille COM ovat varsin stabiileita yli ajan.
- Viiveen lisääminen selittäjiin kasvattaa yhteenlaskettuja osakelatauksia hieman (keskimäärin 0.26 -> 0.3) mutta myös spreadilatauksia. Hyödykkeiden rooli heikkenee.
- Estimointitulosten perusteella riskifaktorilataukset voisivat olla:

PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual VaR _{97.5%}
0.15	0	0.15	0	0.3	0.2	0.06	6.50 %

3.10.5.2 Equity Hedge (Total)

EquityHedgeTotal (regressiokertoimet kerrottu sadalla)

t	Vakio	PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual		
									std	KS-test	R^2
1991	0.46	27.37	0.00	16.39	0.00	35.43	0.00	6.07	1.50 %	0.0 %	68.1 %
1992	0.42	28.32	0.00	15.67	0.00	34.52	0.00	6.66	1.46 %	0.1 %	69.0 %
1993	0.40	28.08	0.00	15.62	0.00	34.90	0.00	7.11	1.47 %	0.1 %	69.4 %
1994	0.40	27.67	0.00	16.05	0.00	34.51	0.00	7.13	1.47 %	0.1 %	70.0 %
1995	0.43	26.91	0.00	17.17	0.00	32.87	0.00	7.27	1.49 %	0.2 %	70.6 %
1996	0.36	19.06	9.14	16.59	0.00	28.58	0.00	8.61	1.45 %	0.3 %	72.6 %
1997	0.33	18.54	9.41	16.71	0.00	28.19	0.00	8.55	1.44 %	0.3 %	73.8 %
1998	0.28	16.44	9.21	19.81	0.00	27.09	0.00	6.83	1.36 %	1.1 %	76.6 %
1999	0.17	10.91	10.32	24.09	0.00	24.56	0.00	7.94	1.32 %	1.0 %	77.3 %
2000	0.12	17.93	0.00	23.60	0.00	34.87	0.00	6.04	1.21 %	0.1 %	78.7 %
2001	0.02	18.48	0.00	22.49	0.00	37.20	0.00	4.95	0.79 %	89.6 %	89.5 %
2002	0.01	18.34	0.00	24.70	0.00	34.36	0.00	4.69	0.78 %	73.6 %	89.9 %
2003	0.06	21.46	0.00	24.17	-13.28	24.96	0.00	4.23	0.72 %	80.5 %	91.7 %
2004	0.06	21.69	0.00	24.47	-17.57	21.52	0.00	4.53	0.72 %	92.8 %	92.2 %
2005	0.05	20.94	0.00	24.28	-16.73	22.93	0.00	5.26	0.71 %	80.6 %	93.0 %
2006	0.07	20.88	0.00	24.19	-18.21	23.03	0.00	4.89	0.74 %	70.7 %	93.0 %
2007	0.05	20.88	0.00	23.79	-15.85	24.82	0.00	5.01	0.75 %	57.2 %	93.4 %
2008	-0.07	22.18	0.00	22.81	0.00	30.02	0.00	5.43	0.81 %	78.7 %	93.2 %

Taulukko 3.29: Regressiokertoimet, equity hedge (total)

Havaintoja:

- Lataukset osakefaktoreille PA, EM, spredifaktorille AA sekä hyödykkeille COM ovat varsin stabiileita yli ajan.
- Viiveen lisääminen selittäjiin kasvattaa yhteenlaskettuja osakelatauksia hieman (keskimäärin 0.42 -> 0.48) ja EU lataukset ovat lähes poikkeuksetta merkittäviä. Hyödykkeiden merkitys heikkenee hieman.
- Estimointitulosten perusteella riskifaktorilataukset voisivat olla:

PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual VaR _{97.5%}
0.25	0	0.25	0	0.3	0	0.07	8.00 %

3.10.5.3 Equity Hedge: Equity Market Neutral

EH_MarketNeutral (regressiokertoimet kerrottu sadalla)

t	Vakio	PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual		
									std	KS-test	R^2
1991	0.49	6.88	0.00	0.00	0.00	28.22	-8.00	0.00	0.88 %	9.1 %	12.4 %
1992	0.41	0.00	6.74	0.00	9.63	31.43	-7.80	0.00	0.86 %	34.3 %	14.6 %
1993	0.40	0.00	7.02	0.00	9.47	31.43	-8.24	0.00	0.87 %	18.5 %	14.9 %
1994	0.44	0.00	6.55	0.00	0.00	30.15	-8.94	0.00	0.85 %	9.6 %	14.8 %
1995	0.44	7.26	0.00	0.00	0.00	33.23	-10.59	0.00	0.86 %	12.7 %	15.5 %
1996	0.40	0.00	6.56	0.00	0.00	31.51	-9.73	0.00	0.86 %	13.6 %	15.9 %
1997	0.37	0.00	6.65	0.00	0.00	31.17	-9.72	0.00	0.85 %	13.1 %	16.7 %
1998	0.33	0.00	6.15	0.00	0.00	32.68	-9.80	0.00	0.85 %	14.7 %	16.5 %
1999	0.28	0.00	6.45	0.00	0.00	29.21	-10.71	3.08	0.82 %	12.6 %	18.5 %
2000	0.28	0.00	6.19	0.00	0.00	29.89	-10.53	3.16	0.79 %	19.4 %	19.8 %
2001	0.21	0.00	5.57	0.00	0.00	26.83	-9.18	3.98	0.71 %	22.2 %	23.6 %
2002	0.12	0.00	0.00	8.39	0.00	24.11	-10.46	2.83	0.62 %	9.3 %	38.5 %
2003	0.15	7.05	0.00	5.81	0.00	27.35	-15.60	2.88	0.60 %	16.1 %	44.9 %
2004	0.20	7.20	0.00	7.31	-10.21	24.06	-18.51	3.14	0.58 %	24.9 %	52.2 %
2005	0.20	7.40	0.00	6.69	-11.74	23.74	-18.40	3.40	0.59 %	20.6 %	53.5 %
2006	0.20	8.07	0.00	6.22	-12.24	24.81	-19.24	3.36	0.62 %	12.9 %	52.8 %
2007	0.10	8.61	0.00	5.59	0.00	29.37	-18.80	3.51	0.67 %	38.2 %	48.9 %
2008	0.05	11.77	0.00	0.00	0.00	28.66	-15.34	3.85	0.71 %	10.5 %	45.8 %

Taulukko 3.30: Regressiokertoimet, equity market neutral

Havaintoja:

- Lataukset osakefaktoreille PA, EU ja EM ovat aggregaattitasolla kohtuullisen stabiilit, mutta lataukset vaihtelevat eri markkinoiden välillä yli ajan. Lataukset spredifaktoreille AA ja BB ovat varsin stabiileita. Hyödykelataukset ovat voimistuneet viime vuosina.
- Viiveen lisääminen selittäjiin kasvattaa EU roolia. Yhteenlasketut osakelataukset eivät juuri muutu.
- Latauksissa osakeriskin kontribuutiota on hieman kasvatettu, mutta hyödykkeiden kontribuutio on poistettu.
- Estimointitulosten perusteella riskifaktorilataukset voisivat olla:

PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual VaR _{97.5%}
0.05	0.05	0.05	0	0.3	-0.1	0	5.50 %

3.10.5.4 Equity Hedge: Short Bias

EH_ShortBias (regressiokertoimet kerrottu sadalla)

t	Vakio	PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual		
									std	KS-test	R^2
1991	0.88	-71.29	0.00	-17.77	0.00	0.00	0.00	0.00	3.67 %	0.2 %	52.4 %
1992	0.83	-70.26	0.00	-17.12	0.00	0.00	0.00	0.00	3.68 %	0.4 %	51.1 %
1993	0.77	-70.65	0.00	-16.51	0.00	0.00	0.00	0.00	3.66 %	0.2 %	52.0 %
1994	0.73	-66.34	0.00	-20.45	0.00	0.00	0.00	0.00	3.65 %	0.3 %	53.2 %
1995	0.64	-63.23	0.00	-21.81	0.00	0.00	0.00	0.00	3.63 %	0.4 %	53.3 %
1996	0.66	-61.58	0.00	-22.60	0.00	0.00	0.00	0.00	3.59 %	0.8 %	54.6 %
1997	0.62	-61.83	0.00	-21.80	0.00	0.00	0.00	0.00	3.52 %	0.3 %	56.1 %
1998	0.54	-62.67	0.00	-23.91	0.00	0.00	0.00	0.00	3.46 %	0.2 %	58.7 %
1999	0.45	-64.28	0.00	-20.38	0.00	0.00	0.00	0.00	3.52 %	0.1 %	54.7 %
2000	0.47	-63.65	0.00	-19.66	0.00	0.00	0.00	0.00	3.43 %	0.1 %	55.2 %
2001	-0.09	-73.78	0.00	0.00	32.50	0.00	0.00	6.51	1.69 %	57.9 %	81.2 %
2002	-0.07	-61.74	0.00	0.00	24.86	0.00	-13.53	7.49	1.43 %	93.7 %	83.0 %
2003	-0.15	-68.92	0.00	0.00	23.97	0.00	0.00	6.06	1.41 %	62.6 %	81.3 %
2004	0.03	-61.25	0.00	0.00	0.00	0.00	-17.33	8.19	1.41 %	47.4 %	81.6 %
2005	-0.17	-59.19	0.00	0.00	28.72	0.00	-16.11	9.87	1.37 %	68.3 %	83.6 %
2006	-0.37	-66.22	0.00	0.00	38.41	0.00	0.00	7.18	1.40 %	66.6 %	83.9 %
2007	-0.50	-66.17	0.00	0.00	40.43	0.00	0.00	7.02	1.46 %	88.5 %	84.7 %
2008	-0.57	-64.26	0.00	0.00	32.83	0.00	0.00	0.00	1.43 %	98.8 %	86.4 %

Taulukko 3.31: Regressiokertoimet, equity hedge short bias

Havaintoja:

- Lataukset osakefaktorille PA on stabiili, muuten lataukset hieman vaihtelevat yli ajan. Korkolataukset ovat voimistuneet viime vuosina.
- Viiveen lisäämisellä selittäjiin ei ole juurikaan vaikutusta tuloksiin.
- Latauksissa osakeriskin kontribuutiota on hieman pienennetty, kun EM painoa ei ole huomioitu.
- Estimointitulosten perusteella riskifaktorilataukset voisivat olla:

PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual	VaR _{97.5%}
-0.65	0	0	0.3	0	0	0	17.00 %	

3.10.5.5 Emerging Markets

EMTotal (regressiokertoimet kerrottu sadalla)

t	Vakio	PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual		
									std	KS-test	R^2
1991	0.07	0.00	7.78	52.21	0.00	31.20	0.00	8.21	1.79 %	15.5 %	80.4 %
1992	0.08	0.00	7.78	52.53	0.00	30.59	0.00	8.41	1.75 %	11.9 %	81.1 %
1993	0.12	0.00	0.00	57.02	0.00	38.05	0.00	6.33	1.78 %	11.4 %	80.9 %
1994	0.16	0.00	0.00	59.18	0.00	41.79	0.00	0.00	1.77 %	21.7 %	80.7 %
1995	0.18	0.00	0.00	58.74	0.00	36.51	0.00	6.01	1.72 %	5.5 %	81.9 %
1996	0.20	0.00	0.00	58.51	0.00	36.94	0.00	6.09	1.76 %	6.3 %	81.8 %
1997	0.12	0.00	0.00	58.38	0.00	36.31	0.00	6.82	1.75 %	5.1 %	82.6 %
1998	0.05	0.00	0.00	58.19	0.00	35.54	0.00	7.54	1.69 %	6.6 %	83.6 %
1999	0.23	0.00	0.00	55.97	0.00	35.70	0.00	7.23	1.50 %	6.4 %	84.0 %
2000	0.11	0.00	0.00	53.11	16.11	46.69	0.00	8.37	1.24 %	52.9 %	87.6 %
2001	0.21	0.00	0.00	50.35	0.00	46.09	0.00	8.91	1.12 %	59.3 %	89.4 %
2002	0.17	0.00	0.00	52.04	0.00	43.42	0.00	8.98	1.13 %	70.2 %	89.1 %
2003	0.16	0.00	0.00	52.40	0.00	42.64	0.00	8.24	1.14 %	57.7 %	89.3 %
2004	0.04	0.00	0.00	53.56	0.00	34.71	0.00	10.82	1.02 %	69.9 %	91.7 %
2005	-0.02	0.00	0.00	53.05	0.00	34.79	0.00	11.28	1.01 %	45.6 %	92.4 %
2006	-0.02	0.00	0.00	54.32	0.00	32.34	0.00	11.07	1.03 %	42.3 %	92.6 %
2007	-0.10	0.00	0.00	53.23	0.00	33.45	0.00	11.60	1.04 %	45.0 %	92.9 %
2008	-0.19	0.00	0.00	53.40	0.00	32.86	0.00	11.86	1.03 %	54.5 %	93.7 %

Taulukko 3.32: Regressiokertoimet, EM total

Havaintoja:

- Lataukset osakefaktorille EM, spreadifaktorille AA sekä hyödykkeille COM ovat stabiileita yli ajan.
- Viiveen lisääminen selittäjiin kasvattaa EM osakelatausta huomattavasti (keskimäärin 0.55 -> 0.63). Myös PA ja EU lataukset poikkeavat usein nollasta, mutta ne kumoavat lähes poikkeuksetta toisensa. Hyödykkeiden merkitys heikkenee hivenen.
- Estimointitulosten perusteella riskifaktorilataukset voisivat olla:

PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual VaR _{97.5%}
0	0	0.6	0	0.4	0	0.09	10.00 %

3.10.5.6 Macro

MacroTotal (regressiokertoimet kerrottu sadalla)

t	Vakio	PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual		
									std	KS-test	R^2
1991	0.32	-10.93	11.98	19.31	53.56	0.00	0.00	0.00	1.74 %	20.4 %	35.8 %
1992	0.33	0.00	7.57	18.69	43.63	0.00	-13.74	0.00	1.66 %	33.8 %	35.2 %
1993	0.30	0.00	7.07	18.66	44.12	0.00	-13.14	0.00	1.63 %	46.9 %	35.8 %
1994	0.28	0.00	0.00	17.26	40.36	0.00	0.00	0.00	1.60 %	26.5 %	28.5 %
1995	0.39	0.00	0.00	19.88	31.73	0.00	-10.78	0.00	1.55 %	49.5 %	29.2 %
1996	0.32	0.00	0.00	20.02	29.78	0.00	-11.38	0.00	1.51 %	55.2 %	30.8 %
1997	0.34	0.00	0.00	18.76	24.42	0.00	-10.83	0.00	1.47 %	56.0 %	29.4 %
1998	0.32	0.00	0.00	17.67	19.84	0.00	-10.60	0.00	1.44 %	56.9 %	26.4 %
1999	0.21	0.00	0.00	19.48	23.32	0.00	-15.75	6.17	1.36 %	43.9 %	31.8 %
2000	0.22	0.00	0.00	18.06	22.34	0.00	-14.71	6.34	1.32 %	60.9 %	28.7 %
2001	0.24	0.00	0.00	16.81	19.44	0.00	-15.02	7.15	1.25 %	77.1 %	28.8 %
2002	0.31	0.00	-10.47	22.77	0.00	0.00	-12.99	5.80	1.26 %	93.3 %	30.0 %
2003	0.32	0.00	0.00	19.84	0.00	0.00	-20.58	6.24	1.24 %	55.0 %	32.9 %
2004	0.23	0.00	0.00	19.86	0.00	0.00	-22.09	5.85	1.16 %	89.8 %	34.0 %
2005	0.23	0.00	0.00	18.56	0.00	0.00	-21.15	6.54	1.18 %	91.4 %	32.9 %
2006	0.27	0.00	0.00	18.36	0.00	0.00	-21.81	7.20	1.24 %	94.6 %	30.8 %
2007	0.27	0.00	0.00	16.74	0.00	0.00	-19.79	6.62	1.30 %	86.6 %	25.0 %
2008	0.28	0.00	0.00	15.51	0.00	0.00	-20.13	7.17	1.34 %	79.2 %	19.0 %

Taulukko 3.33: Regressiokertoimet, macro total

Havaintoja:

- Lataukset osakefaktorille EM, spreadifaktorille BB sekä hyödykkeille COM ovat stabiileita yli ajan. Korkofaktorin merkitys näyttää laantuneen viime vuosina kun hyödykkeiden merkitys näyttää puolestaan kasvaneen.
- Viiveen lisäämisellä ei ole juurikaan vaikutusta latauksiin.
- Estimointitulosten perusteella riskifaktorilataukset voisivat olla:

PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual	VaR _{97.5%}
0	0	0.2	0.3	0	-0.1	0.07	10.00 %	

3.10.5.7 Relative Value

t	Vakio	PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual		KS-test	R^2
									std			
1991	0.60	0.00	0.00	6.08	0.00	36.25	16.54	3.81	0.82 %		58.8 %	59.3 %
1992	0.56	0.00	0.00	6.74	7.58	40.46	15.40	3.76	0.79 %		46.4 %	61.9 %
1993	0.53	0.00	3.33	5.20	8.53	43.58	12.22	4.50	0.73 %		38.4 %	66.2 %
1994	0.53	5.34	0.00	2.98	0.00	44.16	11.27	4.73	0.70 %		72.4 %	67.8 %
1995	0.55	5.20	0.00	3.23	0.00	44.88	10.70	4.78	0.70 %		79.7 %	69.0 %
1996	0.53	4.33	0.00	3.88	0.00	45.20	10.70	4.60	0.70 %		64.9 %	69.9 %
1997	0.51	4.46	0.00	3.53	0.00	44.65	11.11	4.74	0.70 %		65.6 %	71.0 %
1998	0.46	0.00	0.00	6.16	0.00	44.98	11.97	4.55	0.69 %		32.8 %	72.5 %
1999	0.46	0.00	0.00	5.37	0.00	44.31	11.68	5.18	0.63 %		41.1 %	75.1 %
2000	0.45	0.00	0.00	4.94	0.00	44.89	12.10	4.97	0.62 %		48.3 %	76.4 %
2001	0.37	0.00	0.00	5.57	0.00	43.12	12.58	5.08	0.57 %		64.1 %	80.8 %
2002	0.32	0.00	0.00	7.32	0.00	38.49	13.36	5.18	0.54 %		82.8 %	83.7 %
2003	0.29	0.00	0.00	7.39	0.00	32.88	16.95	5.15	0.53 %		69.4 %	85.6 %
2004	0.31	0.00	0.00	8.33	0.00	31.73	16.18	5.53	0.54 %		70.4 %	86.5 %
2005	0.33	0.00	0.00	8.13	0.00	31.74	16.37	5.81	0.56 %		62.3 %	87.0 %
2006	0.36	0.00	0.00	8.21	0.00	32.08	16.15	5.78	0.58 %		50.1 %	87.5 %
2007	0.32	0.00	0.00	7.82	0.00	31.52	16.54	6.18	0.60 %		54.1 %	88.1 %
2008	0.27	0.00	0.00	7.39	0.00	30.81	17.26	6.35	0.61 %		51.4 %	89.3 %

Taulukko 3.34: Regressiokertoimet, relative value

Havaintoja:

- Lataukset osakefaktorille EM, spreadifaktorille AA ja BB sekä hyödykkeille COM ovat stabiileita yli ajan. Osakefaktorien PA ja EU lataukset poikkeavat nolasta vaihtelevasti.
- Viiveen lisääminen kasvattaa spreadifaktorin AA merkitystä reilusti (0.4 -> 0.53). Hyödykkeiden lataukset puolestaan hivenen laskevat mutta säilyvät edelleen merkittävänä.
- Estimointitulosten perusteella riskifaktorilataukset voisivat olla:

PA	EU	EM	IRL	AA	BB	COM	Residual VaR _{97.5%}
0	0	0.1	0	0.45	0.15	0.05	4.50 %

3.10.6 Hedge rahastojen käsittely vakavaraisuuslaskennassa

Alla kuvatuilla säännöillä voidaan laskea vakavaraisuusvaatimus hedge-rahastoille, jotka voidaan luokitella niiden sijoitustyylin perusteella alla olevan taulukon mukaisiin luokkiin. Jaottelu perustuu Hedge Fund researchin mukaiseen tyylien jakomalliin, jonka pitäisi olla melko yhteneväinen muiden vastaavien luokitteluiden kanssa (esim Credit Suisse). Alla kuvatut luokat kattavat eri tyylien pääluokat ja tämän lisäksi Equity Hedge tyylin alle on jätetty kaksi alaluokkaa kyseisten tyylien erilaisuuden johdosta.

Jotta alla kuvattua menettelyä voidaan käyttää vakavaraisuuslaskennassa, tulee rahaston, jolle laskenta tehdään, olla luokiteltu jonkin palveluntarjoajan

(esim HFR, Credit Suisse) toimesta johonkin alla kuvatuista sijoitustyyleistä. Vastuu rahaston luokittelusta oikean sijoitustyylin mukaan on eläkelaitoksella.

Indeksi	Tunnus	Ajanjakso
HFRI Event-Driven (Total) Index	EventDrivenTotal	01/1991 – 03/2013
HFRI Equity Hedge (Total) Index	EquityHedgeTotal	01/1991 – 03/2013
HFRI EH: Equity Market Neutral Index	EH_MarketNeutral	01/1991 – 03/2013
HFRI EH: Short Bias Index	EH_ShortBias	01/1991 – 03/2013
HFRI Emerging Markets (Total) Index	EMTotal	01/1991 – 03/2013
HFRI Fund of Funds Composite Index	FoFComposite	01/1991 – 03/2013
HFRI Macro (Total) Index	MacroTotal	01/1991 – 03/2013
HFRI Relative Value (Total) Index	RelativeValueTotal	01/1991 – 03/2013

Taulukko 3.35: Hedge-rahastojen luokittelu

3.10.7 HF vakavaraisuusvaatimukset QIS 2 parametreilla

Lasketaan eri HF sijoitustyylien vakavaraisuusvaatimukset määritettyjen latausten perusteella käyttäen QIS 2 harjoituksen stressi- ja tuottoparametreja. Alla olevassa taulukossa on esitetty eri strategioiden historialliset $\text{VaR}_{97.5\%}$ luvut, jotka on laskettu liukuvien vuosituottojen perusteella USD ja EUR määräisinä, QIS 2 stresseillä lasketut hajautushyödyt huomioivat vakavaraisuusvaatimukset ilman valuuttariskiä ja valuuttariskin kanssa sekä ilman valuuttariskiä ja strategiakohtaista residuaalitermiä.

	Liukuvat vuosituotot (USD)	Liukuvat vuosituotot (EUR)	Vaade ilman valuuttariskiä	Vaade ilman valuuttariskiä ja residuaalitermiä	Vaade valuuttariskin kanssa
EventDrivenTotal	17.95 %	19.02 %	16.23 %	15.11 %	21.34 %
EquityHedgeTotal	20.97 %	22.51 %	18.89 %	17.49 %	23.26 %
EH_MarketNeutral	5.97 %	6.01 %	6.95 %	4.84 %	15.85 %
EH_ShortBias	28.73 %	28.13 %	35.49 %	30.47 %	38.90 %
EMTotal	40.71 %	42.20 %	26.15 %	24.57 %	29.46 %
FoFComposite	18.76 %	19.60 %	12.39 %	10.90 %	18.64 %
MacroTotal	2.78 %	2.85 %	10.65 %	6.20 %	17.35 %
RelativeValueTotal	10.61 %	11.60 %	10.73 %	9.87 %	17.84 %

Taulukko 3.36: VaR-luvut

Vakavaraisuusvaatimukset ovat aika hyvin linjassa historiallisesta aineistosta estimoitujen riskilukujen kanssa. Isoimmat erot EM, EH_Shortbias ja Macro strategioiden vaateissa. Näistä EM on ongelmallisinta, sillä VaR luku on paljon suurempi kuin esim vakavaraisuuskehikon EM osakestressi. Näin ollen EM latauksen pitäisi olla jopa ykköstä suurempi, jotta vaade saataisiin nousemaan yli 40% tasolle. Niiden strategioiden kohdalla joiden vaade muodostuu ”liian suureksi” voidaan kertoimia hieman säätämällä saattaa vaateet halutulle tasolle.

3.11 Velkavipu

3.11.1 Oman pääoman tuotto

Määritellään velkavipu L seuraavasti:

$$L = \frac{D}{D + E}.$$

Kaavassa D on sijoituksen velkapääoma ja E oma pääoma. L kuvaa velkapääoman osuutta koko pääomasta.

Velalle maksetaan vuosittain korko r . Kun oletetaan, että sijoituksen tuotto vuoden aikana on R_0 saadaan oman pääoman tuotoksi:

$$\begin{aligned} R_E &= \frac{(E + D)R_0 - Dr}{E} \\ &= R_0 + \frac{D}{E}(R_0 - r) = R_0 + \frac{L}{1 - L}(R_0 - r). \end{aligned} \quad (1)$$

Jos oletetaan lisäksi, että velan korko kasvaa lineaarisesti velkavivun kasvaessa alkaen x :stä ja päättyen R_0 :aan 100 % velkapääomalla. Tällöin $r = L(R_0 - x) + x$ ja

$$\begin{aligned} R_E &= R_0 + \frac{L}{1 - L}(R_0 - L(R_0 - x) - x) \\ &= R_0 + \frac{L}{1 - L}(1 - L)(R_0 - x). \end{aligned}$$

Mistä edelleen

$$R_E = R_0 + L(R_0 - x). \quad (2)$$

3.11.2 Odotettu tuotto

Merkitään vivutuksen kohteena olevan sijoituksen oletettua tuottoa μ :llä. Koska yllä johdetut oman pääoman tuottokaavat ovat sijoituksen tuoton lineaarisia funktioita, saadaan niiden avulla suoraan laskettua oman pääoman odotettu tuotto. Käyttäen kaavaa (1):

$$E(R_E) = \mu + \frac{L}{1 - L}(\mu - r). \quad (3)$$

Käyttäen kaavaa (2), olettaen että korko lähestyy μ :tä leveraatiokertoimen lähestyessä ykköstä:

$$E(R_E) = \mu + L(\mu - x). \quad (4)$$

3.11.3 VaR

Oletetaan, että sijoituksen markkinastressiparametri eli prosentuaalinen Value at Risk -luku on V_0 . Tämä tarkoittaa, että sijoituksen tuotto prosentti stressitilanteessa on $-V_0$. Kaavasta (1) saadaan

$$R_E = -V_E = -V_0 + \frac{L}{1-L}(-V_0 - r),$$

mistä voidaan ratkaista oman pääoman stressi V_E

$$\begin{aligned} V_E &= V_0 + \frac{L}{1-L}(V_0 + r) \\ &= \frac{1}{1-L}V_0 + \frac{L}{1-L}r. \end{aligned} \quad (5)$$

Yllä olevasta kaavasta nähdään, että leverage kasvattaa stressiä kertoimen $\frac{1}{1-L} = \frac{D+E}{E}$ mukaisesti. Lisäksi joudutaan kaikissa tilanteissa maksamaan velan korko, mikä nostaa stressiä termin $\frac{L}{1-L}r = \frac{D}{E}r$ mukaisesti.

Kun oletetaan velan koron nousevan lineaarisesti arvosta x odotettuun tuottoon μ (Vertaa kaava 4), saadaan pääomavaateeksi

$$V_E = \frac{1}{1-L}V_0 + \frac{L}{1-L}(L(\mu - x) + x). \quad (6)$$

Yllä esitellyt kaavat saadaan osittain yksinkertaisempaan muotoon määrittelemällä vipukerroin

$$K = \frac{1}{1-L} = \frac{D+E}{E} = \frac{\text{Sijoitusomaisuus}}{\text{Oma pääoma}}.$$

Kaava (5) K :n avulla

$$V_E = KV_0 + (K-1)r.$$

Kaava (6) K :n avulla

$$V_E = KV_0 + (K-1)\left(\frac{K-1}{K}(\mu - x) + x\right).$$

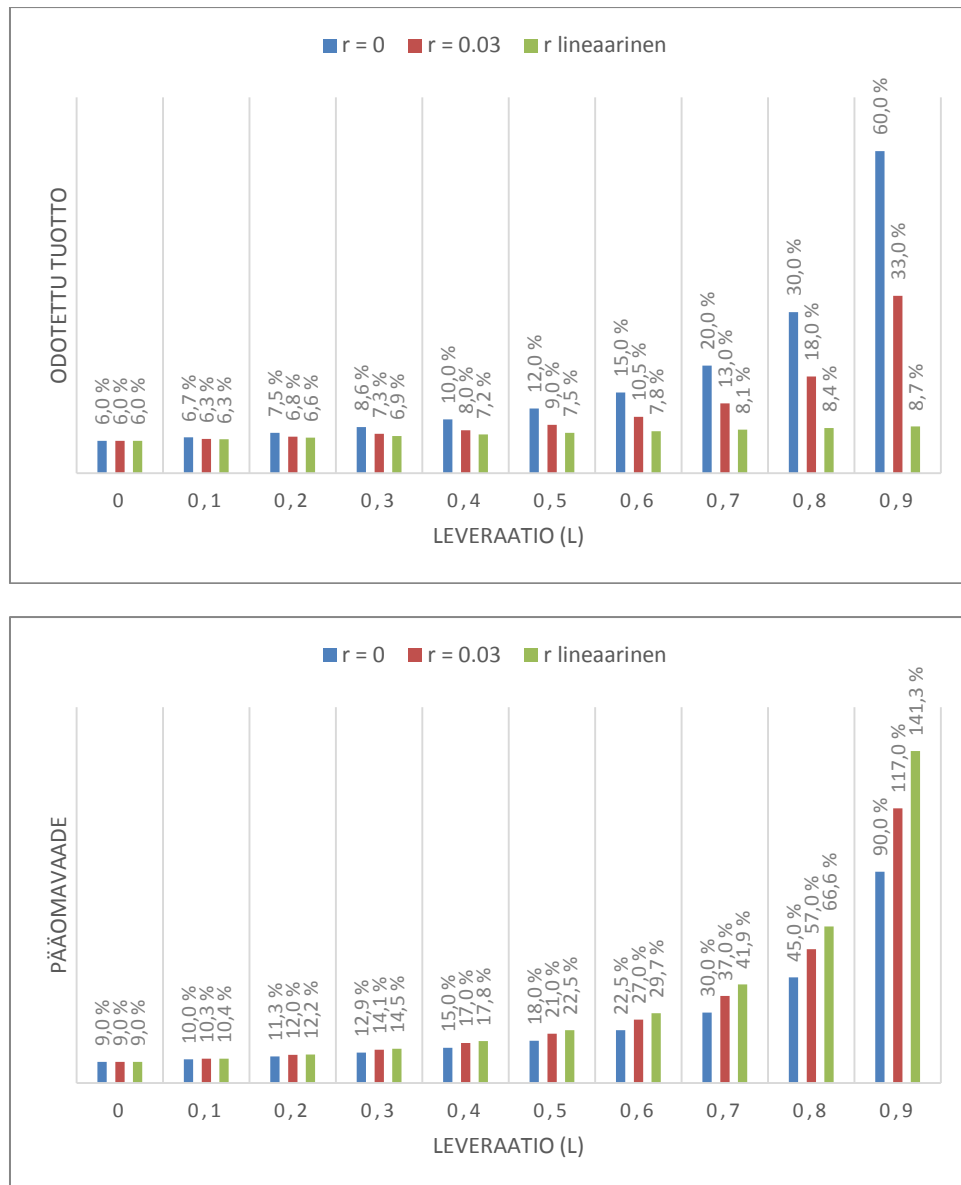
Odotetut tuotot K :n avulla ovat seuraavat. Kaava (3):

$$E(R_E) = \mu + (K-1)(\mu - r) = K\mu - (K-1)r.$$

ja kaava (4):

$$E(R_E) = \mu + \frac{K-1}{K}(\mu - x).$$

Alla olevissa kuvissa on verrattu edellä johdettujen kaavojen tuottamia tuloksia. Sijoituskohteena on asuinkiinteistöt, joille odotettu tuotto on 6 % ja leveroimaton stressi on 9 %. Sekä vakiomääräinen velan korko, että parametri x saavat arvon 3 %.



Kuvio 3.42: Odotettu tuotto ja pääomavaade eri oletuksilla

3.11.4 Ehdotuksia velkavivun käsittelyyn

3.11.4.1 Qis2-menetelmä

Qis2-harjoituksessa päädyttiin kompromissiratkaisuun.

Odotettu tuotto asetettiin velkavivusta riippumattomaksi ts. $E(R_E) = \mu$. Tätä ratkaisua voidaan perustella edellisen sivun kuvien avulla. Kun oletetaan velan koron riippuvan lineaarisesti velkavivusta L , on odotettu tuotto hyvin hitaasti nouseva funktio.

Pääomavaateen kasvussa ei otettu velan kustannusta huomioon. Edellisen sivun kuvista nähdään, että suuremmilla leveraation arvoilla tämä aliarvioi riskiä.

Qis2-menetelmä on yksinkertaisinta esittää vipukertoimen K avulla. Odotettu tuotto ja pääomavaade saadaan kaavoista:

$$\begin{aligned} E(R_E) &= \mu \\ V_E &= KV_0, \end{aligned}$$

missä V_E on rajoitettu 100 %:iin.

Tämän menetelmän etuna on yksinkertaisuus. Se on helposti toteutettavissa myös muille kuin kiinteistösijoituksille.

3.11.4.2 Leveraatiokertoimen linearisointi

Tässä ehdotuksessa odotettu tuotto saadaan kaavasta (4), jossa velan korko oletetaan L :n lineaariseksi funktioksi:

$$E(R_E) = \mu + L(\mu - x).$$

Samaa oletusta vastaava pääomavaade johdetaan kaavan (6)

$$V_E = \left(1 + \frac{L}{1-L}\right)V_0 + \frac{L}{1-L}(L(\mu - x) + x)$$

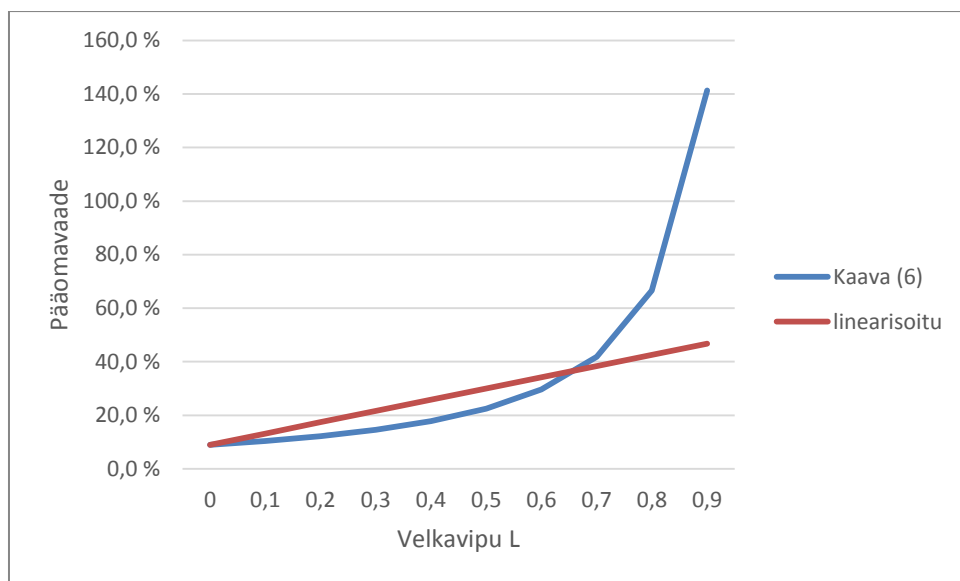
avulla. Oletetaan, että velkavipu ei kasva kovin suureksi, jolloin voidaan kaavalle (6) tehdä lineaarinen approksimaatio:

$$V_E = (1 + \gamma L)V_0,$$

missä kerroin voidaan määritellä esim. siten että kaava (6) ja lineaarinen approksimaatio saavat samat arvot pisteessä $L = l$. Tällöin γ on

$$\gamma = \frac{1}{1-l} + \frac{1}{V_0(1-l)}(l(\mu - x) + x).$$

Alla on edellisten kuvien kanssa yhtenevillä parametreilla piirretty pääomavaade, silloin kun kerroin γ on sovitettu pisteessä $l = 66,7\%$ ja saa arvon 4,67.



Kuvio 3.43: Velkavivun toteutusvaihtoehtojen vertailua

Tässä kuvatussa menetelmässä esim. vivutettujen korkorahastojen käsittely on ongelmallista. Velan kustannus tulee tällöin oikealla tavalla jakaa korko-, ja spreadriskin kesken. Lisäksi parametri γ tulee määrittää jokaiselle riskilajille erikseen.

Alla olevassa taulukossa on määritetty parametrin γ arvot eri ei-korko riskiluokille.

	Osake					Kaupalliset		
	Osake Eurooppa	Osake EM	Pohjois- Amerikka	Osake Pacific	Osake noteerattomat	Asuinkiinteistöt	Kiinteistöt	Kiinteistörahastot
Odotettu tuotto	8.0 %	10.0 %	8.0 %	8.0 %	8.0 %	6.0 %	6.5 %	8.0 %
Pääomavaade	34.0 %	37.0 %	32.0 %	35.0 %	34.0 %	9.0 %	14.0 %	30.0 %
γ	3.57	3.63	3.61	3.56	3.57	4.71	4.17	3.65

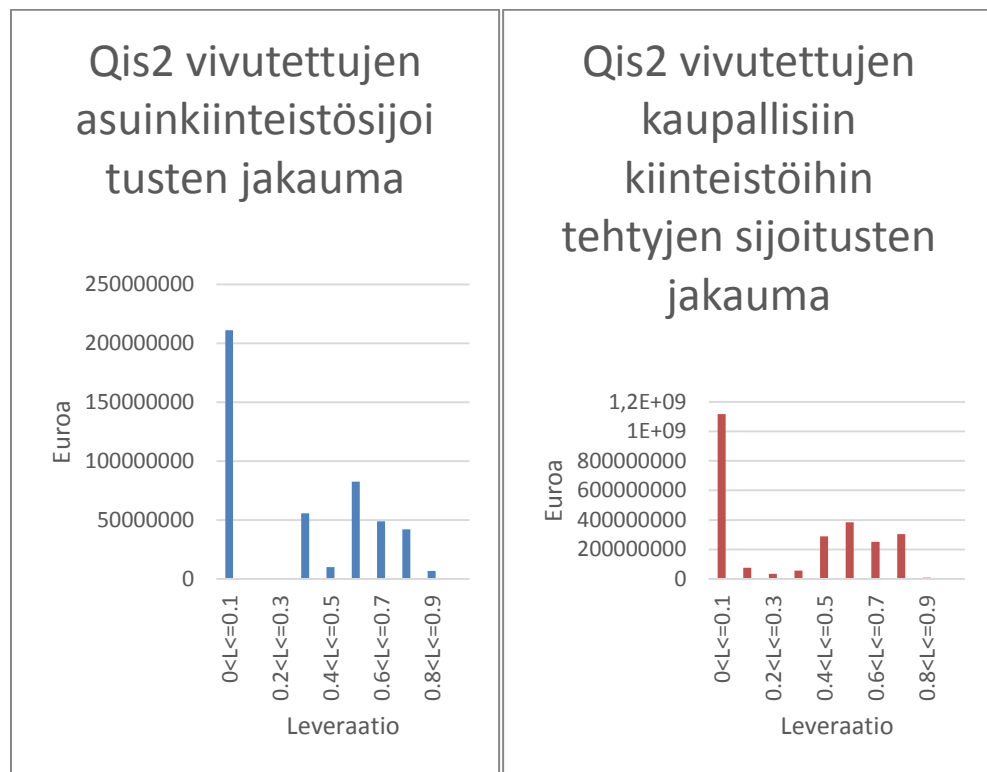
Taulukko 3.37: Linearisointiparametri eri oletuksilla

Korko-, ja spreadluokille parametrin γ arvo riippuu duraatiosta. Mahdolliselle vivutetulle joukkovelkakirjarahastolle yllä johdetut kaavat eivät muutenkaan päde, koska velan kustannus tulisi jakaa sopivasti spreadi-, ja korkoriskin kesken.

3.11.5 Vipukaavojen vertailu Qis2-aineiston avulla

Qis2-kyselyssä kertyi tietoa vivutetuista asuin- ja kaupallisista kiinteistöistä. Näiden vivutettujen sijoitusten käypä arvo oli asuinkiinteistöjen osalta n. 500 miljoonaa euroa ja kaupallisten kiinteistöjen osalta n. 2.5 miljardia euroa. Näissä luvuissa ovat mukana vain vivutetut ($L > 0$) sijoitukset. Vivuttamattomia ($L = 0$) sijoituksia oli huomattavasti enemmän.

Alla on esitetty vivutettujen sijoitusten jakauma vipukertoimen L mukaan. Suurin paino jakaumassa on sijoituksilla, joiden vipu on pienempi kuin 0.1. Tästä eteenpäin jakauma painottuu välille 0.4 - 0.8, mutta mukana on myös sijoituksia, joiden vipukerroin on lähellä 0.9:ää.



Kuvio 3.44: Vivutettujen kiinteistösijoitusten jakauma, QIS2

- Qis3-harjoituksessa päädyttiin seuraavaan leveraatiokaavaan:

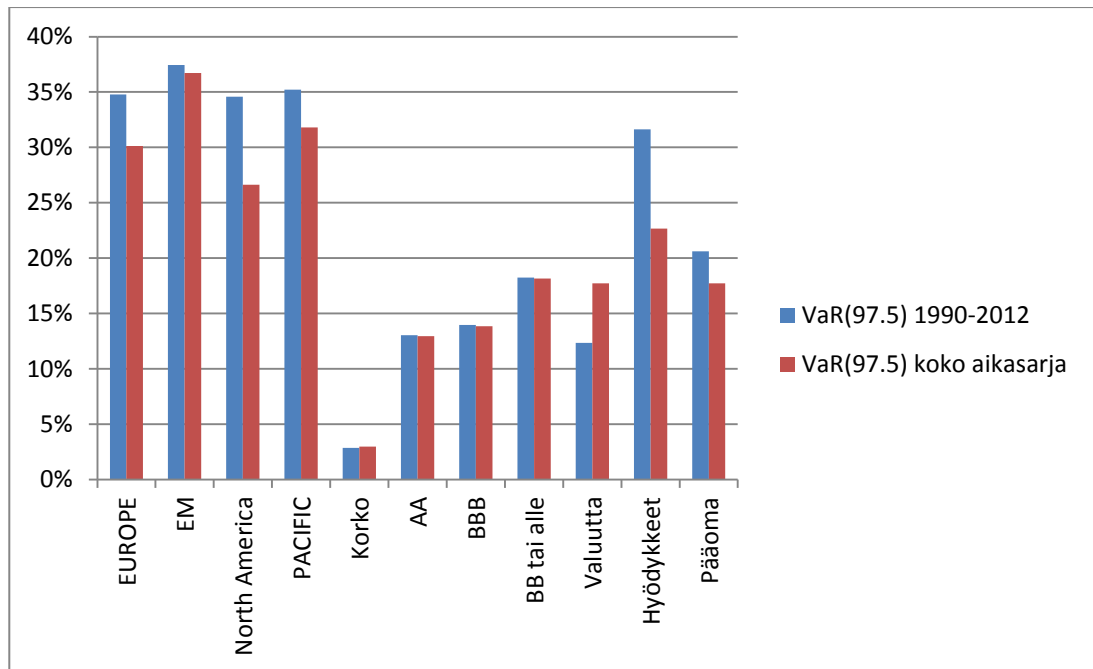
$$\text{Odotettu tuotto: } \mu_i(uusi) = \mu_i + L(\mu_i - p_0),$$

$$\text{Stressi: } Z_i(uusi) = \min\{(1 + \tau L)Z_i; 100\%\},$$

Missä p_0 on kehikon vuoden riskitön korko ja τ saa arvon 3.

3.12 Yhteenveto VaR-estimaateista

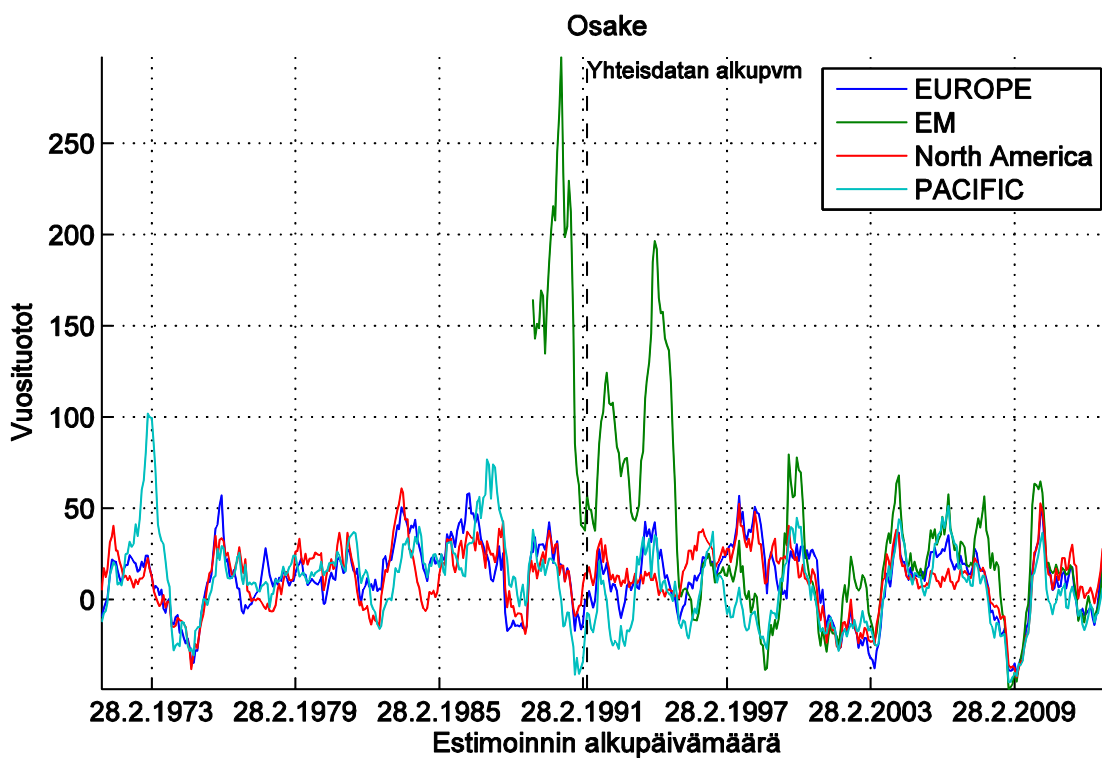
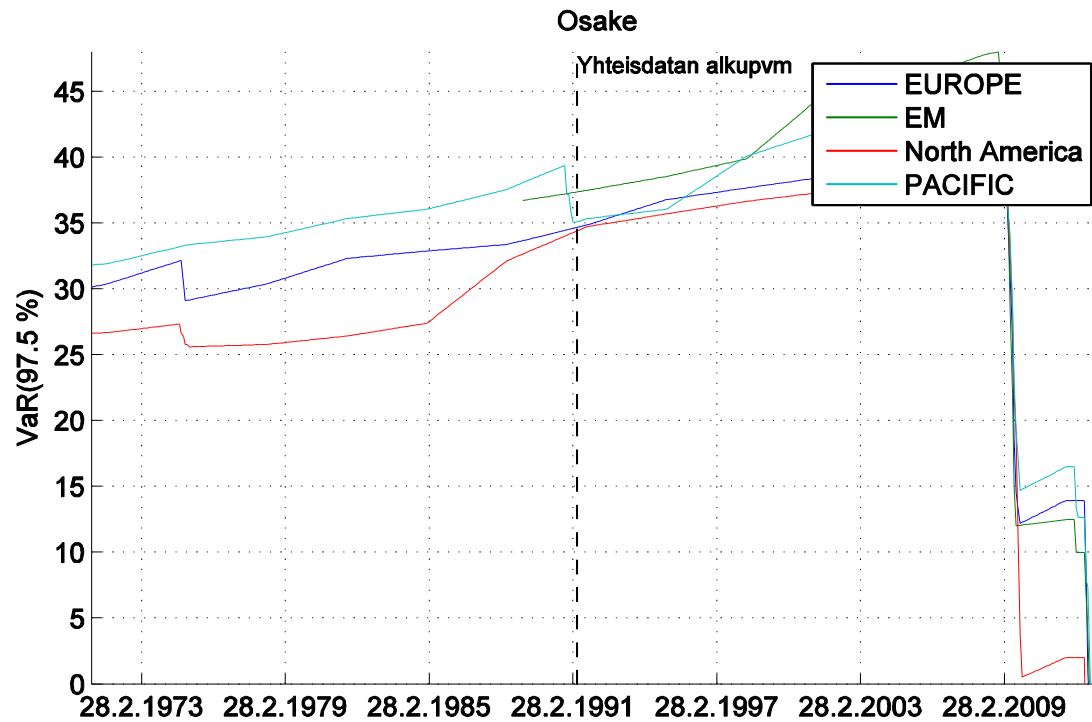
Tässä luvussa on esitetty marginaalijakaumien vuositason VaR-estimaatit. Estimaatit ovat empiirisiä kvantileja päällekkäisten vuosiperiodien otoksesta.



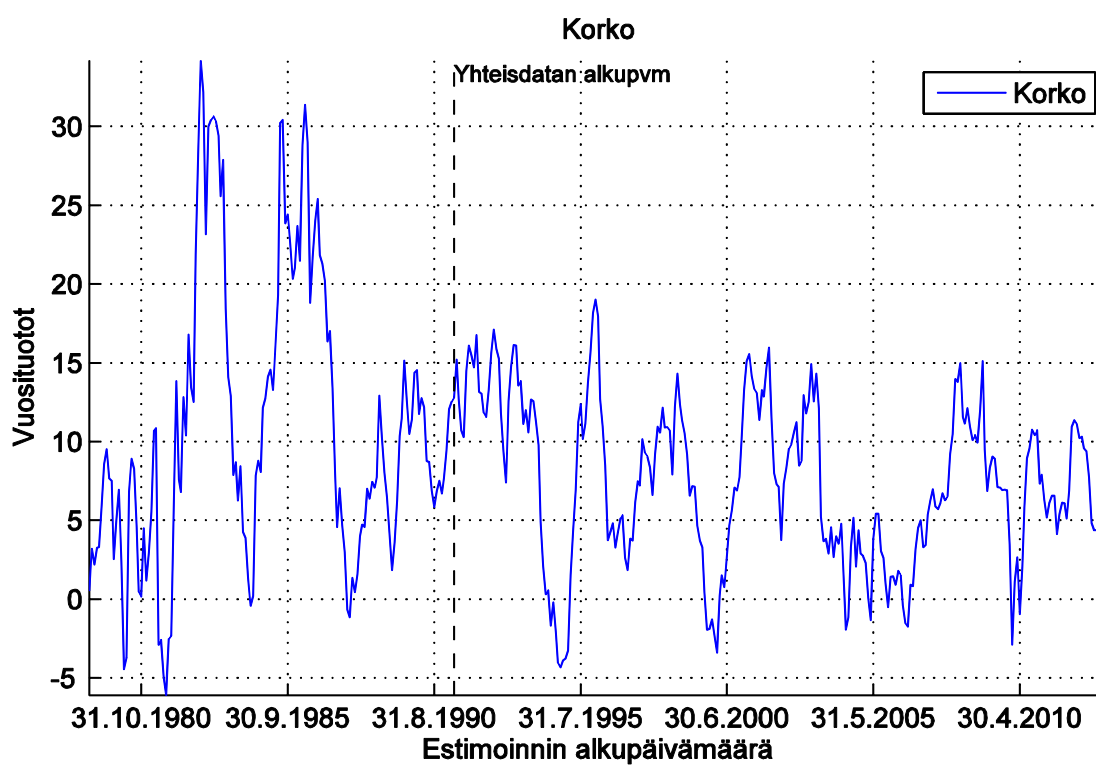
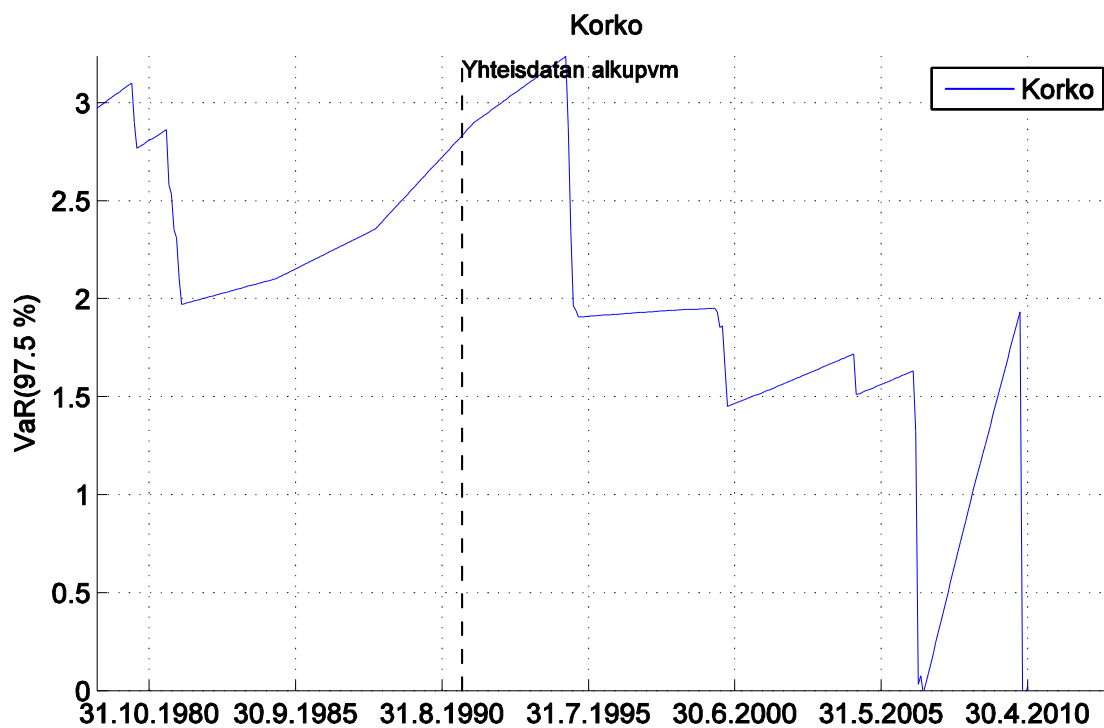
Kuvio 3.45: VaR-estimaatit

	EUROPE	EM	North America	PACIFIC	Korko	AA	BBB	BB tai alle	Valuutta	Hyödykkeet	Pääoma
VaR, 1990-2012											
0.99	39 %	46 %	37 %	42 %	4 %	16 %	22 %	30 %	15 %	37 %	23 %
0.975	35 %	37 %	35 %	35 %	3 %	13 %	14 %	18 %	12 %	32 %	21 %
0.95	27 %	25 %	24 %	26 %	2 %	6 %	8 %	12 %	10 %	22 %	14 %
0.9	19 %	18 %	17 %	21 %	-1 %	3 %	4 %	8 %	9 %	18 %	9 %
VaR, pisin ajanjakso											
0.99	37 %	45 %	37 %	41 %	4 %	16 %	21 %	30 %	21 %	32 %	23 %
0.975	30 %	37 %	27 %	32 %	3 %	13 %	14 %	18 %	18 %	23 %	18 %
0.95	24 %	25 %	21 %	25 %	2 %	6 %	8 %	12 %	15 %	18 %	13 %
0.9	15 %	16 %	13 %	19 %	-1 %	2 %	4 %	8 %	11 %	13 %	8 %

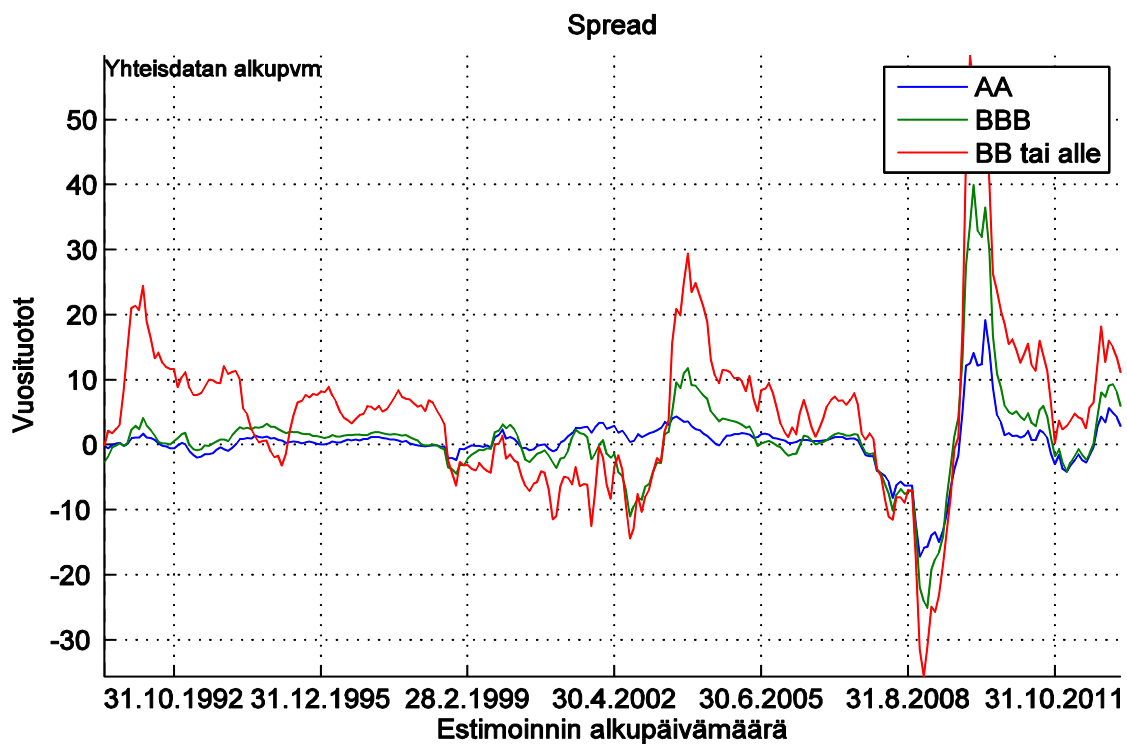
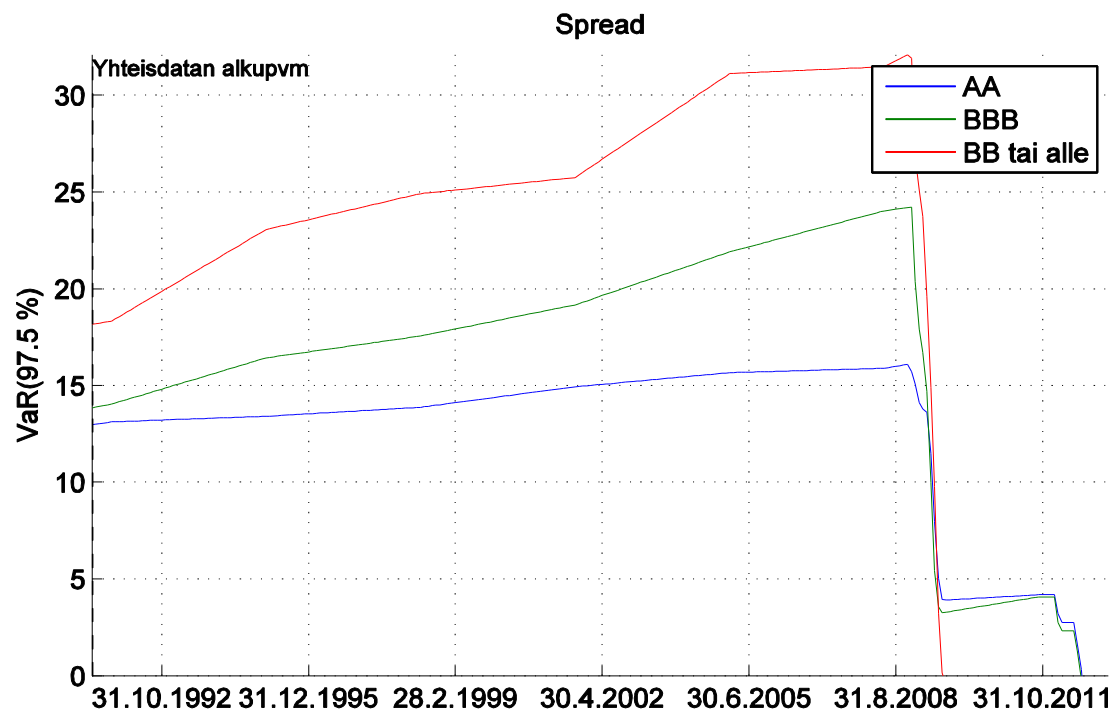
Taulukko 3.38: VaR-estimaatit eri todennäköisyyksillä



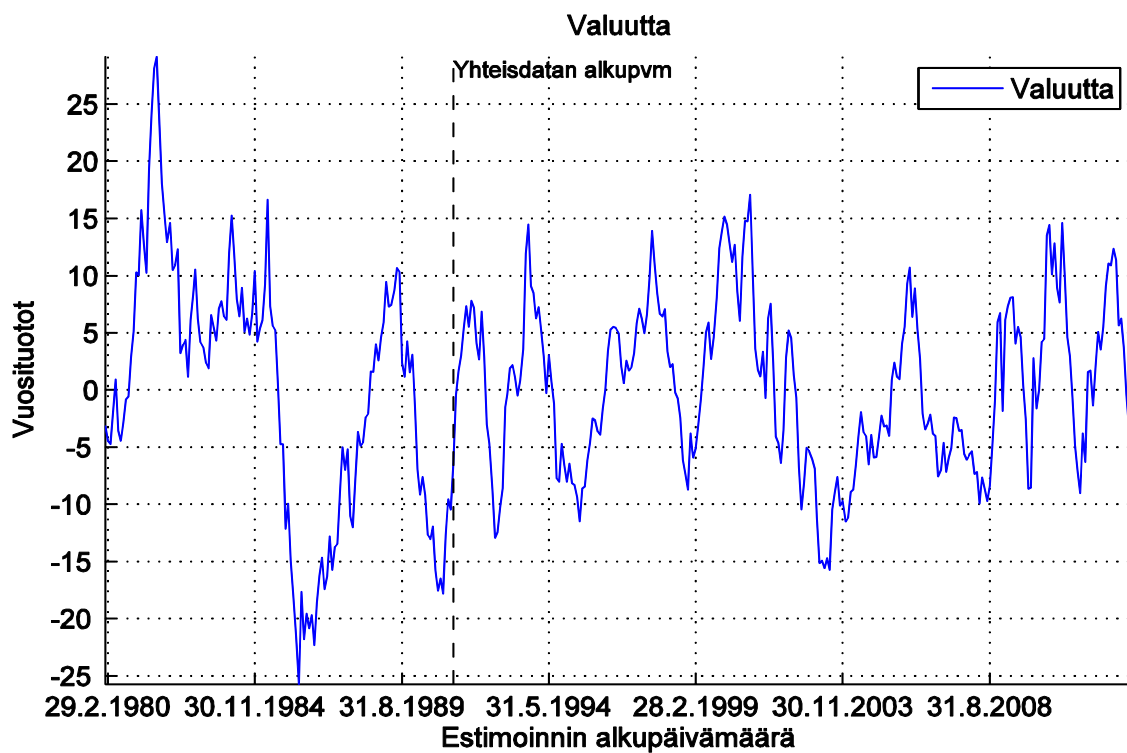
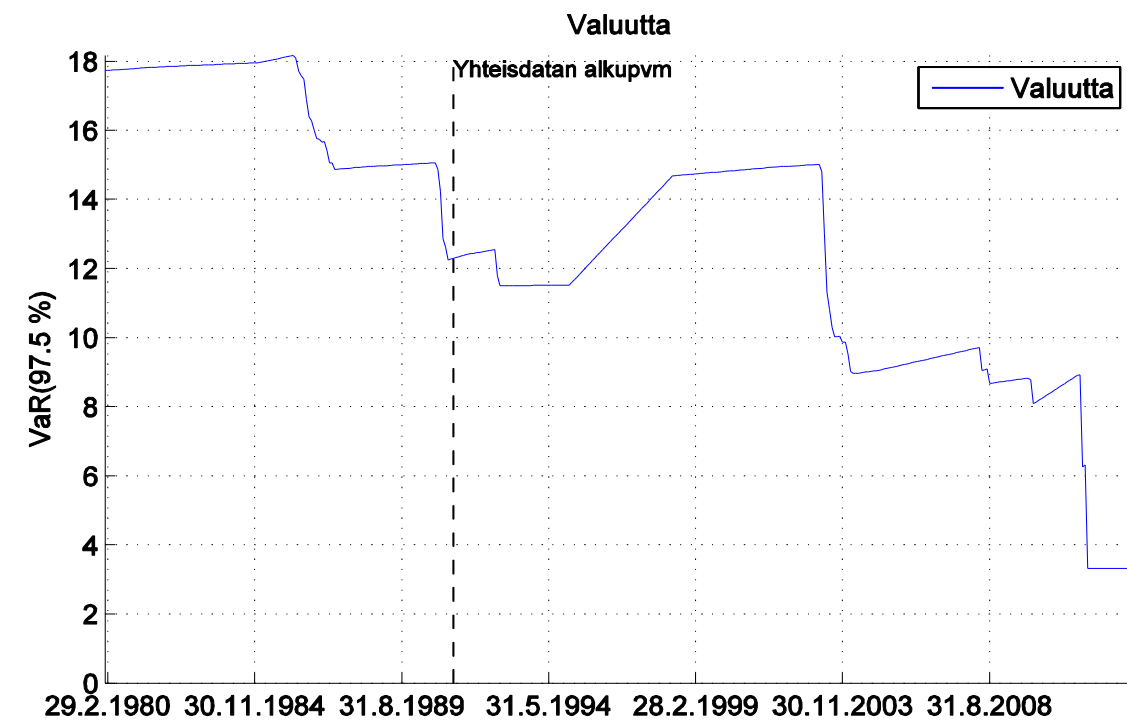
Kuvio 3.46: VaR ja vuosituotot, osakkeet



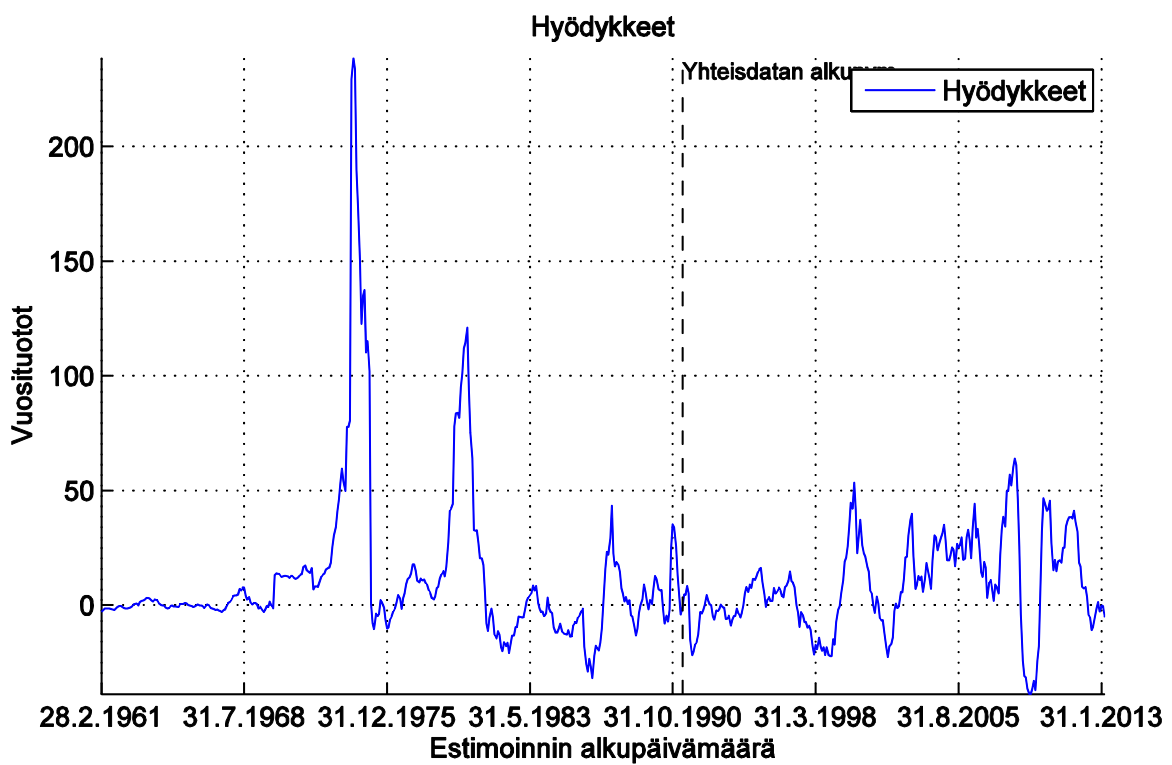
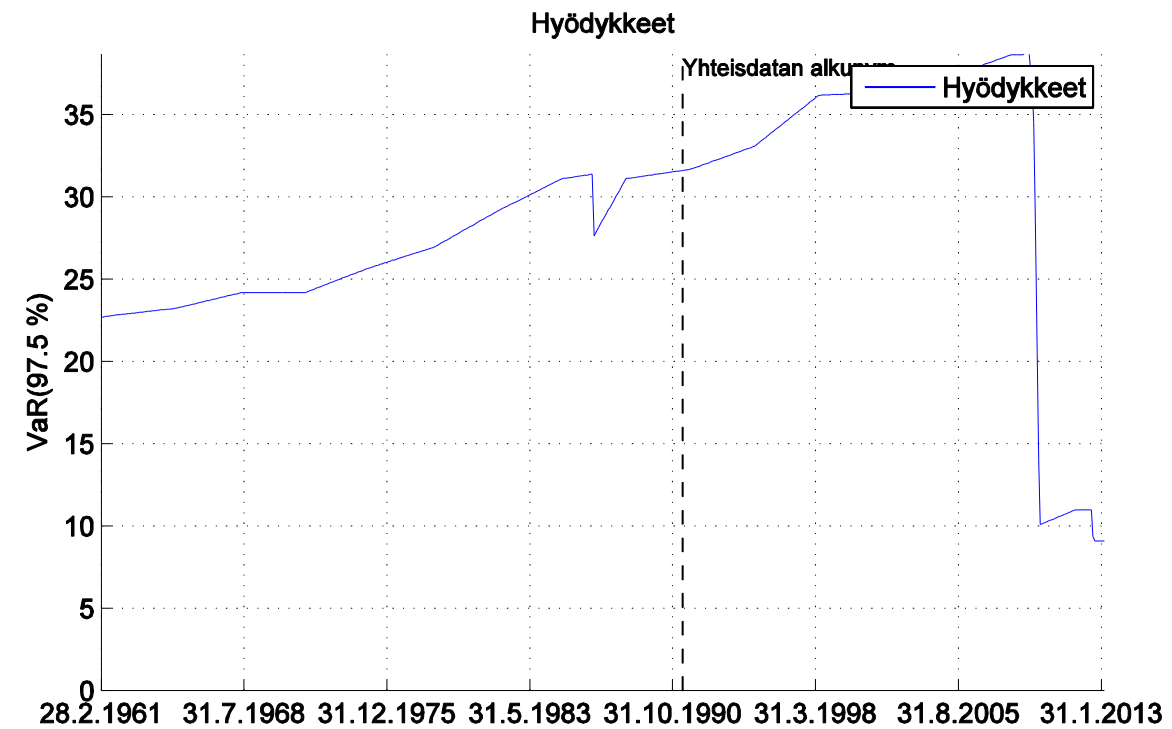
Kuvio 3.47: VaR ja vuosituotot, korko



Kuvio 3.48: VaR ja vuosituotot, spread



Kuvio 3.49: VaR ja vuosituotot, valuutta



Kuvio 3.50: VaR ja vuosituotot, hyödykkeet

4 Korrelaatiokertoimien estimointi

4.1 Virhearvio

Tutkitaan aluksi estimoinnin mahdollista suuruusluokkaa yksinkertaisella testillä. Oletetaan, että aikasarjat ovat normaalijakautuneita.

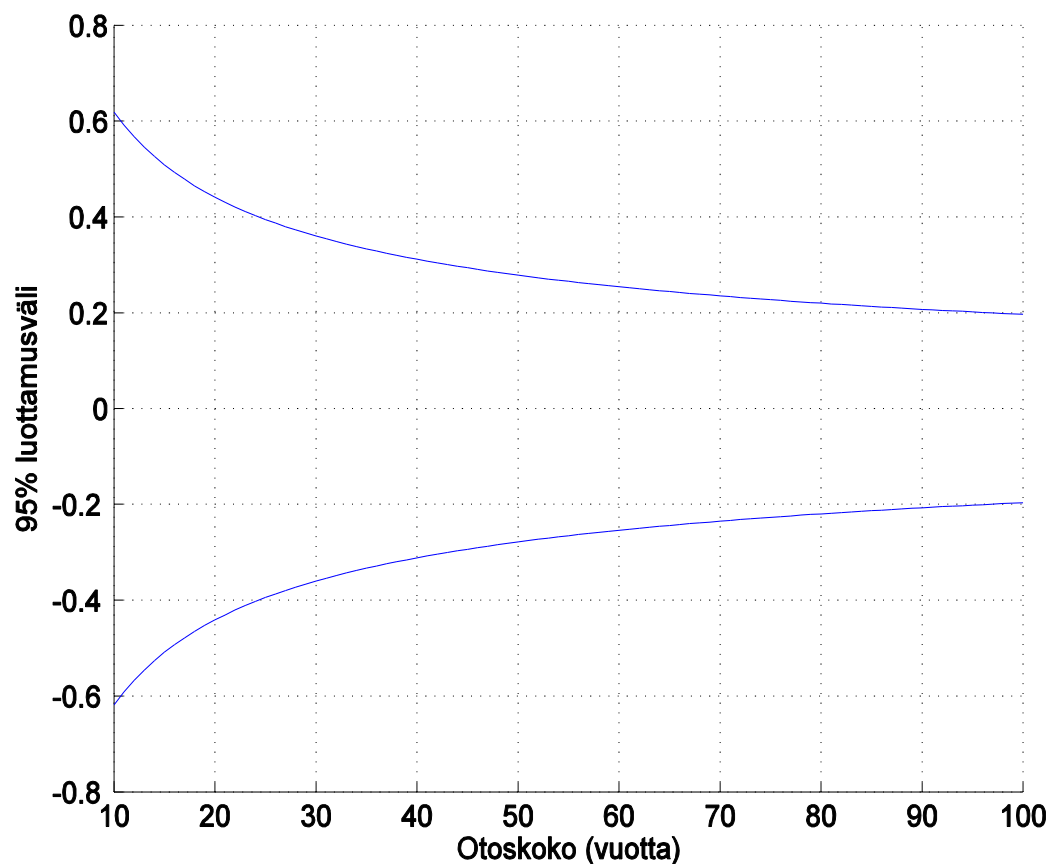
Tehdään nollahypoteesi H_0 : Aikasarjat ovat riippumattomia ja normaalijakautuneita, ja r on satunnaisotoksesta laskettu korrelaatiokertoimen estimaatti.

Tällöin suure

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}},$$

noudattaa t-jakaumaa vapausastein $n-2$.

Tämän kaavan avulla saadaan oletusten H_0 ollessa voimassa alla esitetty luottamusväli (Kuvio 4.1), joka sisältää 95% korrelaatioestimaateista. Tämä on väli, jossa nollahypoteesia ei voida 95 % luottamustasolla hylätä.



Kuvio 4.1: Korrelaatioestimaatin 95 % luottamusväli

Taulukko 4.1 sisältää datasta estimoidun korrelaatiokertoimen 95 % luottamusvälin, silloin kun datan pituus on 25 vuotta ja muuttujat noudattavat kaksiulotteista normaalijakaumaa. Taulukosta havaitaan että välin pituus pienenee korrelaatiokertoimen kasvaessa. Lopullisissa tuloksissa voisi olla virherajojen pohjalta syytä pitäytyä taulukon viidessä arvossa.

Korrelaatiokerroin	0.00	0.25	0.50	0.75	0.90
95% luottamusväli yläraja	0.40	0.59	0.75	0.89	0.96
95% luottamusväli alaraja	-0.40	-0.16	0.14	0.52	0.79

Taulukko 4.1: Korrelaatiokertoimen luottamusväli

Kuvio 4.1 ja Taulukko 4.1 osoittavat, että korrelaatioestimaattien tilastollinen epätarkkuus on hyvin suuri.

Lisäksi on kyseenalaista, miten kaukaisempi data-aineisto kuvaa markkinoiden tämän hetken riskejä. Koska estimointityön lopullinen tarkoitus on määrittää häntäriskejä, on aineiston kuitenkin tarkoituksenmukaista olla mahdollisimman pitkä. Tällöin se pitää sisällään mahdollisimman paljon poikkeuksellisia tapahtumia.

Koska odotettu vaihteluväli on vuosiaineiston perusteella näin suuri, on tässä raportissa käytetty neljännesvuosiaineistoa korrelaatiokertoimien määrittämiseen. Neljännesvuosiaineistosta estimoitujen kertoimien tilastollinen epätarkkuus on pienempi. Jo 25 vuoden aineistolla saadaan 100 havaintopistettä ja luottamusvälin kuvaajasta (Kuvio 4.1) nähdään, että nollahypoteesin hyväksymisraja on pienentynyt välille $[-0.2 \ 0.2]$. Jäljelle jää kuitenkin malliriski. On kyseenalaista, kuinka hyvin neljännesvuositulotteiden väliset kertoimet kuvaavat vuosituottojen korrelaatiokertoimia. Aiemmassa osaketuottojen tutkimuksessa näiden välillä ei havaittu kohtuuttoman suuria eroja.

Neljännesvuosittaiset korrelaatiot on laskettu keskiarvona kolmen eri alkukuukauden perusteella tehdystä otoksesta. Periaatteessa tämän tulisi keskiarvona kolmesta tiettyjen oletuksien perusteella harhattomasta estimaatista antaa jonkin verran tarkempi estimaatti. Aikasarjojen päällekkäisyyksien takia tarkennus ei välttämättä ole kovin suuri.

On huomioitava, että korrelaatioestimaattien tilastollinen epätarkkuuden lisäksi aggregoinnin tarkkuuteen vaikuttaa myös approksimatiivinen aggregointikaava, joka on eksakti vain elliptisille jakaumille.

4.2 Aineisto

Luokka	Nimi	Aikasarjan alkupiste	Kuvaus
Osake	OCAPjatko	28.2.1982	OmxhCAP -hintaindeksi, jota on jatkettu välille 12/1981 - 1/1991 MSCI Finland indeksillä.
	EUROPE	28.2.1970	MSCI Europe -kokonaistuottoindeksi.
	EM	29.2.1988	MSCI EM -kehittyvien markkinoiden kokonaistuottoindeksi.
	North America	28.2.1970	MSCI North America (USA, Kanada) -kokonaistuottoindeksi.
	PACIFIC	28.2.1970	MSCI PACIFIC, Aasian ja tyynenmeren kehittyvien markkinoiden kokonaistuottoindeksi.
Korko	Korko	28.2.1978	USA:n 5-7v valtionlainojen kokonaistuottoindeksi. Bloomberg ticker G3O2.
Spredi	AA	31.5.1990	USA AA 5-7v kokonaistuotot (Bloomberg C3A2), joista vähennetty vastaavan mittaisen valtionlainan tuotot.
	BBB	31.5.1990	USA BBB 5-7v kokonaistuotot (Bloomberg C3A4), joista vähennetty vastaavan mittaisen valtionlainan tuotot.
	BB tai alle	31.5.1990	USA High Yield indeksi (Bloomberg JOA0), josta vähennetty 1-3v USA valtionlainan (G1O2) tuotot.
Valuutta	USDyms	28.2.1979	USD, CAD, AUD, NZD BKT-painotetun valuuttakorin tuotot.
	GBP	28.2.1979	Punta.
	CHF	28.2.1979	Sveitsin frangi.
	JPY	28.2.1979	Jeni.
	SEKNOKDKK	28.2.1979	SEK,NOK,DKK BKT-painotetun valuuttakorin tuotot. (Huom. DKK VaR huomattavasti muita pienempi ja lisäksi nyt kiinnitetty euroon.)
	Muu valuutta	28.2.1979	Kehittyneiden markkinoiden BKT-painotetun valuuttakorin tuotot. Huom! Datan alkupäässä korissa on vain vähän valuuttoja.
Hyödykkeet	Energy	31.3.1960	Maailmanpankin Energy-indeksi. Kuukauden keskiarvo.
	Non-Energy	31.3.1960	Maailmanpankin non-energy (Nonfuel) -indeksi. Kuukauden keskiarvo.
	Precious Metals	31.3.1960	Maailmanpankin Precious Metals -indeksi. Kuukauden keskiarvo.
Pääomarahastot	Pääoma	31.5.1986	Cambridge Associates -indeksi. Perustuu 1045:een Yhdysvaltalaiseen pääomarahastoon. Neljännesvuosittaista dataa.

Taulukko 4.2: Korrelaatiokertoimet, aineisto

4.3 Korrelaatiokertoimet

4.3.1 Osakkeet

Kunkin korrelaatiokertoimen laskentaan on käytetty maksimimäärä kahden aikasarjan välistä dataa. Lineaariset korrelaatiokertoimet neljännesvuosittaisista tuotoista ovat (Taulukko 4.3):

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
OCAPjatko	1.00	0.73	0.52	0.53	0.56
EUROPE	0.73	1.00	0.60	0.79	0.63
EM	0.52	0.60	1.00	0.52	0.51
North America	0.53	0.79	0.52	1.00	0.58
PACIFIC	0.56	0.63	0.51	0.58	1.00

Taulukko 4.3: Lineaariset osakekorrelaatiot

Häntäriippuvuuteen sovitettut korrelaatiokertoimet (Taulukko 4.4, laskettu keskiarvona väliltä 0.7-0.9), osoittavat, että suuret samanaikaiset tappiot ovat todennäköisiä.

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
OCAPjatko	1.00	0.83	0.76	0.72	0.73
EUROPE	0.83	1.00	0.76	0.81	0.75
EM	0.76	0.76	1.00	0.77	0.82
North America	0.72	0.81	0.77	1.00	0.75
PACIFIC	0.73	0.75	0.82	0.75	1.00

Taulukko 4.4: Osakkeiden häntäkorrelaatiot

Häntäriippuvuus on merkittävä. Mikäli tarkastelun kohteena on viimeisin finanssikriisi, jossa kaikissa luokissa kohdattiin yhtä aikaa historiallisen suuria tappioita, tulisi korrelaatiokertoimien olla vielä lähempänä ykköstä.

Alla (Taulukko 4.5) on laskettu korrelaatiokertoimet lyhyemmältä ajanjaksolta 3/1990 - 3/2013. Näyttää siltä, että korrelaatio on tällä aikavälillä ollut suurempi. Myös Spearmanin järjestyskorrelaatiokertoimet on laskettu. Niiden ja lineaaristen kertoimen välillä ei ole merkittävää eroa.

Linear

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
OCAPjatko	1.00	0.82	0.65	0.65	0.62

EUROPE	0.82	1.00	0.67	0.86	0.67
EM	0.65	0.67	1.00	0.60	0.59
North America	0.65	0.86	0.60	1.00	0.63
PACIFIC	0.62	0.67	0.59	0.63	1.00

Spearman

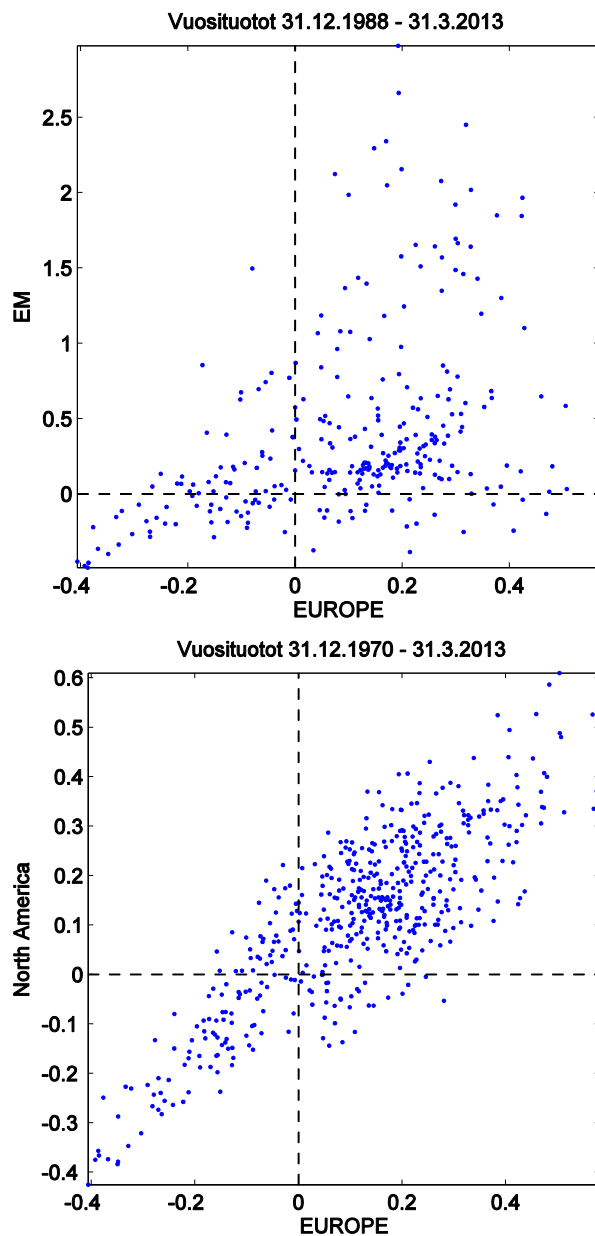
	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
OCAPjatko	1.00	0.82	0.65	0.63	0.62
EUROPE	0.82	1.00	0.65	0.81	0.63
EM	0.65	0.65	1.00	0.55	0.59
North America	0.63	0.81	0.55	1.00	0.56
PACIFIC	0.62	0.63	0.59	0.56	1.00

Taildep. fixed

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
OCAPjatko	1.00	0.87	0.79	0.82	0.77
EUROPE	0.87	1.00	0.77	0.93	0.79
EM	0.79	0.77	1.00	0.78	0.84
North America	0.82	0.93	0.78	1.00	0.79
PACIFIC	0.77	0.79	0.84	0.79	1.00

Taulukko 4.5: Osakkeiden korrelaatiot, 3/1990-3/2013

Hyvin voimakas häntäriippuvuus on nähtävissä myös vuositulottejen hajontakuvioiden, joissa nähdään pistekeskittymä vasemmassa alakulmassa. Alla on kaksi esimerkkikuvaa. Sama viuhkamainen kuvio toistuu kaikkien osakeluokkien, ja myös osakkeiden ja pääomarahastojen välillä.



Kuvio 4.2: Osakkeiden hajontakuvioita

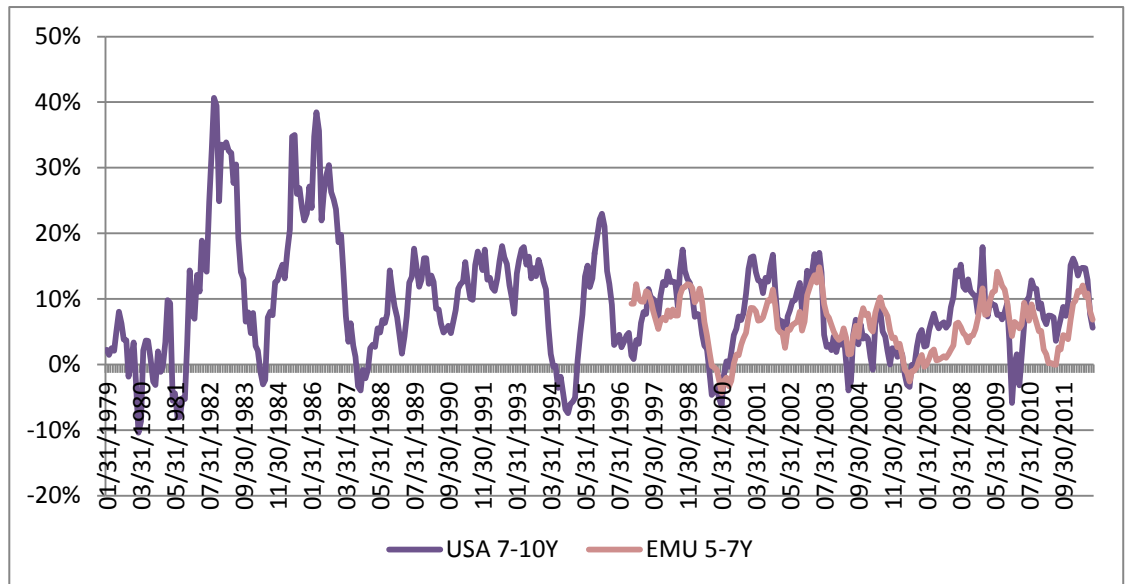
Tulosten perusteella seuraava korrelaatiomatriisi voisi olla mielekäs.

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
OCAPjatko	1.0	0.8	0.7	0.7	0.7
EUROPE	0.8	1.0	0.7	0.8	0.7
EM	0.7	0.7	1.0	0.7	0.7
North America	0.7	0.8	0.7	1.0	0.7
PACIFIC	0.7	0.7	0.7	0.7	1.0

Taulukko 4.6: Ehdotus osakekorrelaatioksi

4.3.2 Osakkeet ja korko

Korkoihin ja spredeihin liittyviä korrelaatioita estimoitaessa on huomioitava, että estimoinneissa on käytetty USA:n korko- ja spreadataa. Alla (Kuvio 4.3) on verrattu USA:n ja EMU-alueen 5-7 vuoden valtionlainojen tuottoindeksejä. Indeksit ovat voimakkaasti korreloituneet, mutta selviä eroja niiden välillä on. Esimerkiksi vuoden 2010 kohdalla USA:n tuotot olivat negatiivisia Euroopan tuottojen pysyessä samaan aikaan positiivisina.



Kuvio 4.3: Valtionlainojen tuottoja

Osakeindeksien ja korkoaikasarjan tuottojen väliset lineaariset korrelaatiokertoimet ovat (estimoinneissa käytetty maksimimäärä pareittaista dataa):

Linear

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
Korko	-0.30	-0.12	-0.25	0.01	-0.21

Korrelaatiokerroin näyttäisi olevan useassa tapauksessa heikosti negatiivinen. Tosin pidemmissä aikasarjoissa (Europe, North America, Pacific) se on lähellä nollaa. Tilastollisesti näistä luvuista ei voida sanoa minkään kertoimen merkitsevästi poikkeavan nollasta.

Häntäriippuvuuteen sovitetut korrelaatiokertoimet ovat

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
Korko	-0.51	-0.24	-0.52	-0.10	-0.33

Ensimmäinen ja kolmas ovat merkitsevästi negatiivisia. On kuitenkin huomiotava, että tämä suure kuvaa yhtäaikaisten tappioiden todennäköisyyttä. Tulos ei tarkoita sitä, että toisen sijoituksen tuottaessa suuria tappioita, tuottaisi toinen suuria voittoja.

Seuraavassa on tutkittu häntäriippuvuutta vasemmassa yläkulmassa, jossa korkotuotot ovat suuria ja osakkeet tuottavat tappioita, kaavamuodossa

$$P(\text{Loss}_{\text{osakkeet}} > \text{VaR}_{\text{osakkeet}}(\alpha) | \text{Loss}_{\text{korko}} < \text{VaR}_{\text{korko}}(1-\alpha)).$$

Samalla tavalla, kuin oikean yläkulman häntäriippuvuuden kohdalla, myös tähän on sovitettu Gaussin kopulan korrelaatiokerroin. Tuloksena saadaan seuraavat korrelaatiokertoimet

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
Korko	-0.38	-0.36	-0.42	-0.20	-0.27

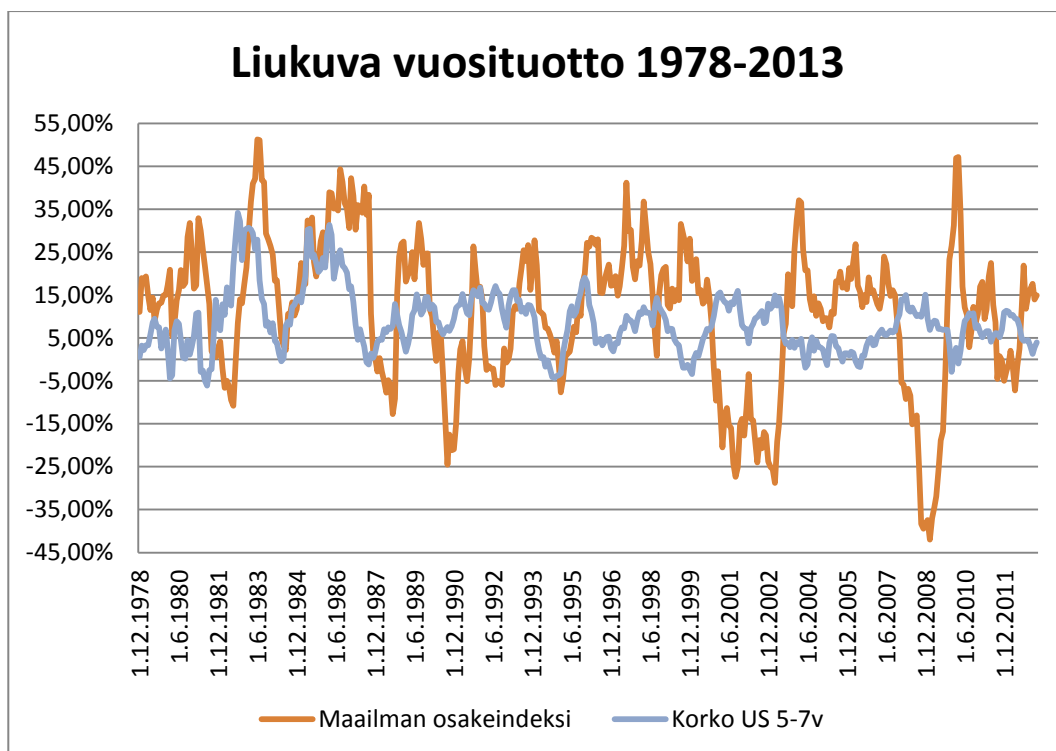
Tämä tulos viittaa siihen, että suuret korkotuotot ovat todennäköisiä silloin, kun osakkeet tuottavat suuria tappioita.

Seuraavassa on tutkittu oikeaa alakulmaa, eli todennäköisyyttä, että osaketuotot ovat suuria, silloin kun korkoriski realisoituu.

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
Korko	-0.13	0.08	-0.22	0.16	-0.20

Havaitaan, että tämänsuuntaista merkittävää riippuvuutta ei ole. Tällä suunnalla ei tosin ole suurta merkitystä, koska kokonaisstressin kannalta periodit, joilla osakkeet tuottavat suuria tappioita ovat tärkeitä.

Alla olevaan kuvaan (Kuvio 4.4) on piirretty vuosituottojen aikasarjana maailman osakeindeksi (MSCI World) ja korkotuottoindeksi. Kuvasta voidaan viimeisten kriisien 2000-luvun alun ja vuoden 2008 kohdalla todeta korkotuottojen olleen korkeita osakeindeksin laskiessa. Tämä puoltaa negatiivisia korrelaatiokertoimia.



Kuvio 4.4: Osake- ja korkotuottoja

Negatiivisten korrelaatiokertoimien käytössä ongelmia aiheuttaa se, että jakaumat eivät ole symmetrisiä. Hajautushyöty syntyy termeistä $\rho_{ij} V_i V_j$. Jos kriiseissä esim. koroista saatava positiivinen tuotto on itseisarvoltaan selvästi VaR-lukua pienempi, tulee hajautushyöty yliarvioitua. Lisää vaikeuksia tuottaa se, että kaavassa ei ole suhteutettu VaR-lukuja tuottojen odotusarvoihin, mikä positiivisten odotettujen tuottojen tapauksessa aliarvioi hajautushyötyjä.

Ainakin viimeisten kriisien osalta korkotuotot ovat olleet suurempia kuin korkoriskin tappiot koko aikasarjan ajalta. Negatiivinen korrelaatiokerroin voisi siis olla mielekäs. Vaatimuksena on, että laitoksen portfolio koostuu pääosin velkakirjoista tai muista lineaarisesti käyttäytyvistä tuotteista. Epäsymmetristen johdannaisinstrumenttien kohdalla vastaavia hajautushyötyjä ei välttämättä ole.

Alla on tarkasteltu lineaarisia korrelaatiokertoimia lyhyemmältä aikajaksolta 3/1990 - 3/2013. Korrelaatiokertoimet ovat voimakkaammin negatiiviset.

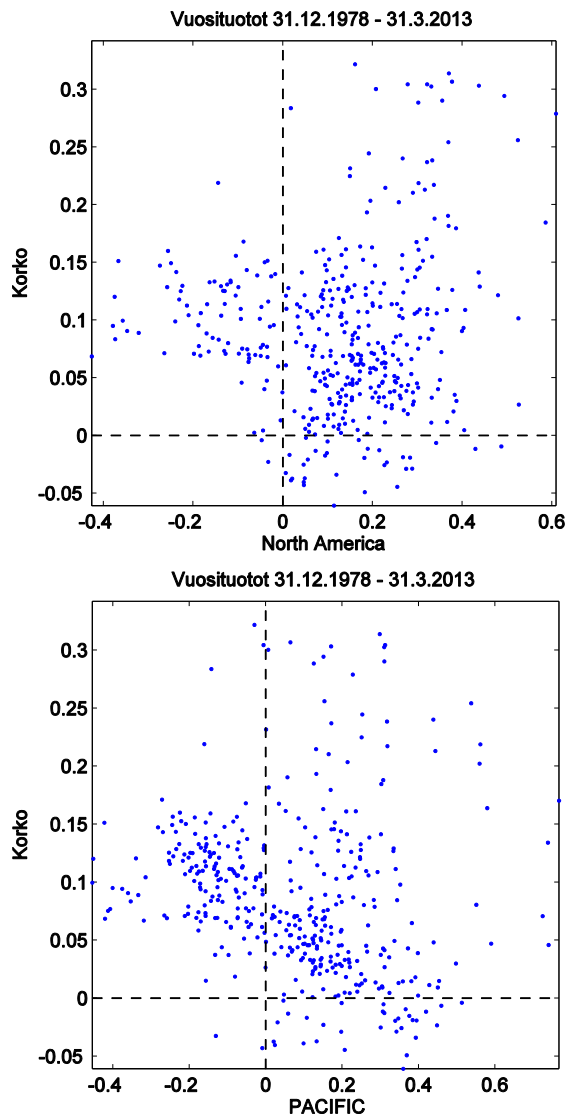
	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
Korko	-0.45	-0.37	-0.30	-0.27	-0.43

Alla on samat kertoimet laskettu lyhyemmän koron (1-3v) indeksille G1O2. Kertoimet ovat hieman pienemmät, mutta ero ei ole merkittävä.

Linear

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
Korko	-0.38	-0.29	-0.18	-0.17	-0.38

Hajontakuvioissa korkotuottojen osaketappioita kompensoiva vaikutus on selvästi nähtävissä. Samanaikaiset tappiot ovat erittäin harvinaisia. Suurten osaketappioiden kohdalla korkotuotot ovat aina olleet positiivisia.



Kuvio 4.5: Hajontakuvio, osake- ja korko

4.3.2.1 Korko ja osakkeet pidemmällä aikavälillä

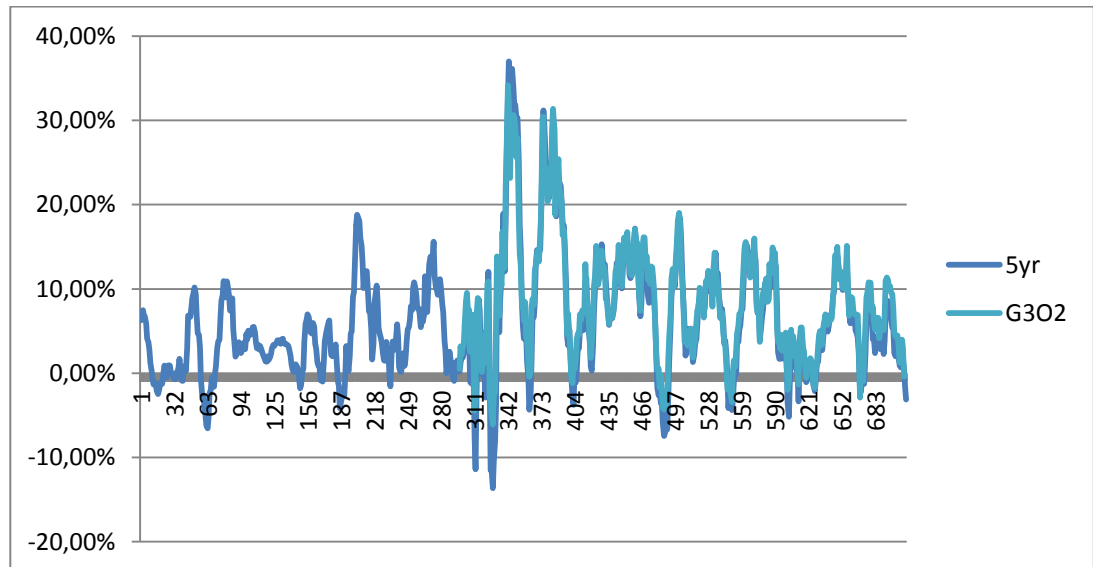
Korko- ja osaketuottojen riippuvuutta tutkittiin välillä 1954 - 2013 käyttäen osakeaineistona SP-500 indeksiä ja Yhdysvaltain valtionlainojen korkoja.

Lainakoroista laskettiin korkotuotot kaavalla

$$P_{t,t'} = -D(r_{t'} - r_t) + (t' - t)\bar{r}_{t,t'},$$

missä $P_{t,t'}$ on tuotto välillä $t - t'$, D on duraatio, r_t korko hetkellä t ja $\bar{r}_{t,t'}$ keskimääräinen korko välillä $t - t'$.

Alla on verrattu viisivuotisista valtionlainojen koroista yllä esitetyllä tavalla laskettuja vuosituottoja Bloombergin 5-7v kokonaistuottoindeksiin G3O2. Tuotot ovat hyvin lähellä toisiaan. Havaittavilla eroilla ei ole korrelaatiokertoimien estimoinnin kannalta suurta merkitystä.



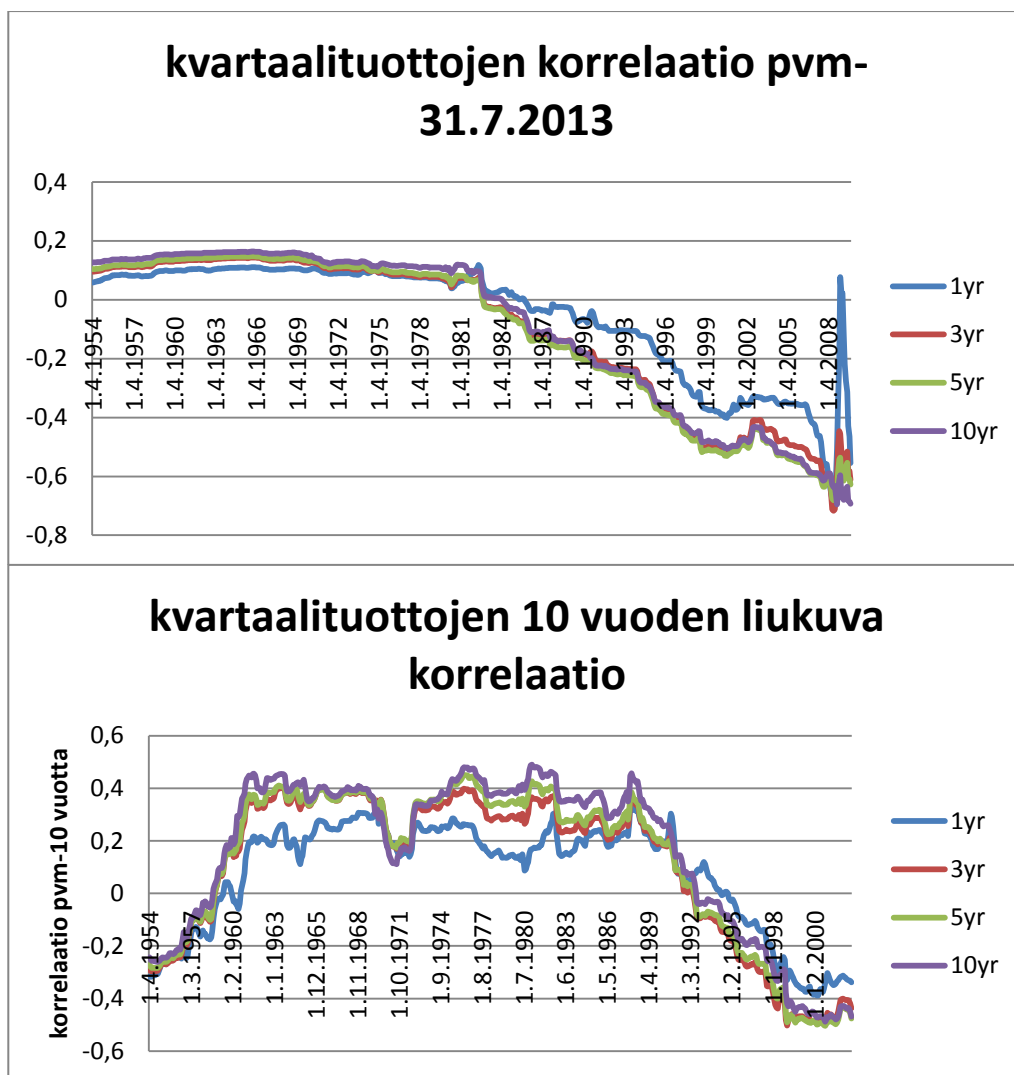
Kuvio 4.6: Osake- ja korkotuotot, pitkä aikaväli

Seuraavaan taulukkoon on estimoitu neljännesvuosituottojen väliset korrelaatiokertoimet koko aikaväliltä. Korrelaatiot on estimoitu neljällä eri menetelmällä neljälle eli valtionlainan maturiteetille. Kaikki korrelaatiot ovat hyvin lähellä nollaa.

	Linear	Spearman	Taildep. fixed	Implicit CVaR
1yr	0.06	0.01	-0.19	-0.08
3yr	0.10	0.07	0.10	-0.12
5yr	0.11	0.08	0.06	-0.09
10yr	0.14	0.11	0.12	-0.02

Taulukko 4.7: Korrelaatiot, osake ja korko

Alla on esitetty lineaaristen korrelaatiokertoimien kehitys ajassa.



Kuvio 4.7: Korrelaatioiden kehitys, osake- ja korko

Yhteenveto:

- Data viimeiseltä kolmelta vuosikymmeneltä ja erityisesti viimeaikaisten talouskriisien tapahtumat puoltavat negatiivisia korrelaatiokertoimia.
- Pidemmän aikavälin data huomioiden korrelaatiokerroin tulisi asettaa nollassi.
- Qis2-harjoituksessa korrelaatiokertoimet olivat nolliä.
- Qis3-harjoituksessa osakeluokkien ja korkoriskin korrelaatiokertoimeksi päätettiin asettaa -0.2.

4.3.3 Spredi

Alla on laskettu spredituottojen väliset lineaariset korrelaatiokertoimet (Ajanjakso 3/1990 - 3/2013).

	AA	BBB	BB tai alle
AA	1.00	0.90	0.78

BBB	0.90	1.00	0.90
BB tai alle	0.78	0.90	1.00

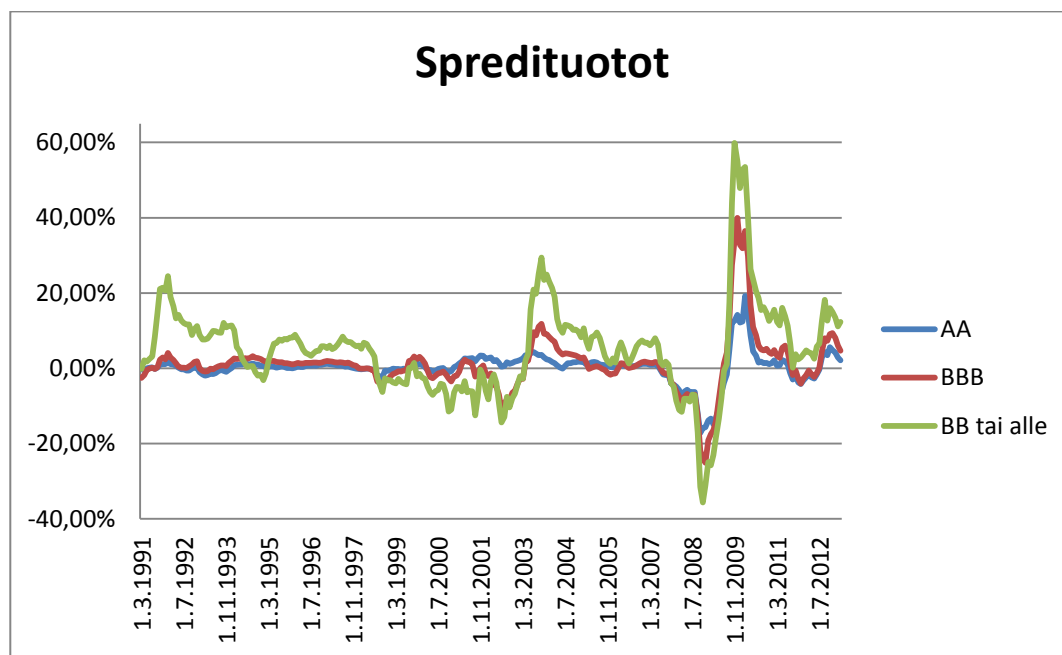
Taulukko 4.8: Lineaariset spredikorrelaatiot

Myös häntäriippuvuussovitetut korrelaatiokertoimet ovat suuria.

	AA	BBB	BB tai alle
AA	1.00	0.87	0.70
BBB	0.87	1.00	0.85
BB tai alle	0.70	0.85	1.00

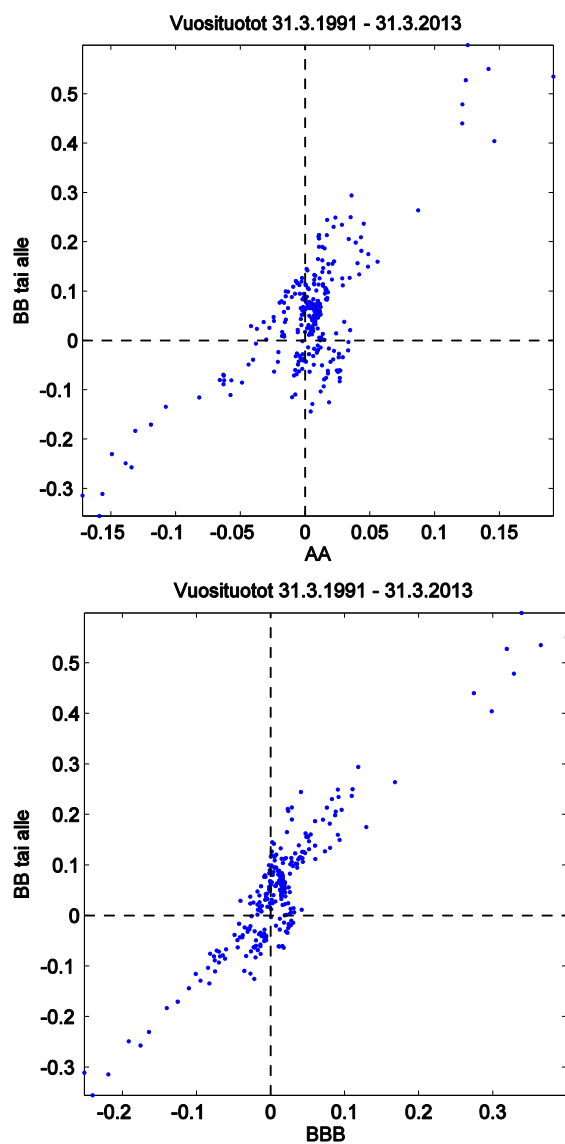
Taulukko 4.9: Spredi, häntäkorrelaatiot

Spredien tuottoaikasarjojen kuvaajista nähdään, että varsinkin viimeisen viidentoista vuoden aikana, tappiot ovat tulleet samaan aikaan kaikissa sprediluokissa.



Kuvio 4.8: Spredituottojen kehitys

Spredien hajontakuvioiden voimakas korrelaatio näkyy selvästi.



Kuvio 4.9: Hajontakuvio, Spredituotot

Ehdotus spredien välisiksi korrelaatiokertoimiksi:

	AA	BBB	BB tai alle
AA	1.0	0.9	0.8
BBB	0.9	1.0	0.9
BB tai alle	0.8	0.9	1.0

Taulukko 4.10: Ehdotetut spredikorraatiot

- Yllä oleva matriisi oli käytössä sekä Qis2- että Qis3-harjoituksessa.

4.3.4 Osakkeet ja spreadit

Osakeluokkien ja spreadiluokkien väliset lineaariset korrelaatiokertoimet ovat (Ajanjakso 3/1990 - 3/2013):

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
AA	0.42	0.50	0.43	0.53	0.49
BBB	0.46	0.55	0.48	0.60	0.53
BB tai alle	0.51	0.65	0.59	0.69	0.55

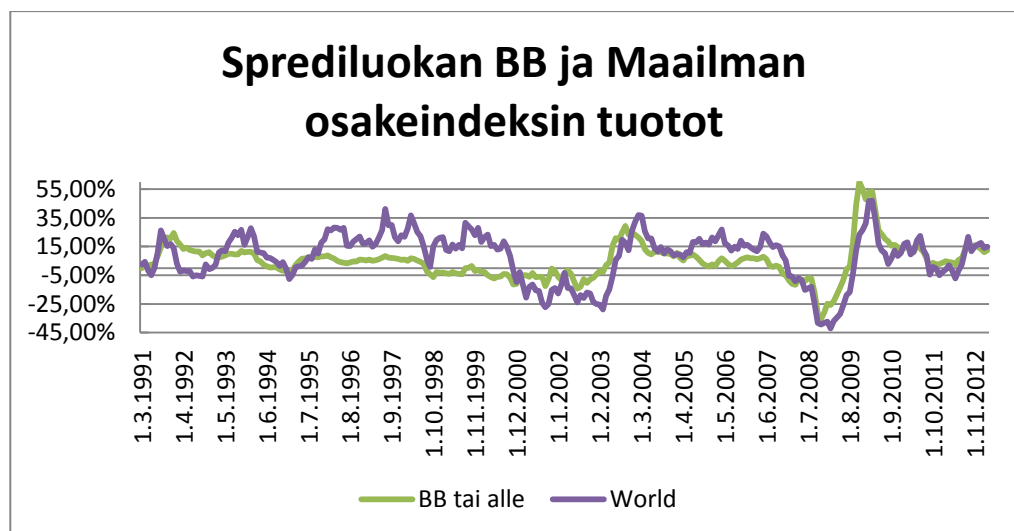
Taulukko 4.11: Lineaarikorrelaatiot, osake ja spread

Häntäriippuvuussovitetut kertoimet ovat jonkin verran suurempia:

	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
AA	0.62	0.63	0.59	0.55	0.56
BBB	0.63	0.70	0.69	0.72	0.63
BB tai alle	0.63	0.78	0.76	0.78	0.66

Taulukko 4.12: Häntäkorrelaatiot, osake ja spread

Häntäriippuvuus on nähtävissä myös aikasarjoista (Kuvio 4.10). Suurimmat tappiot ovat realisoituneet samoina ajankohtina. Korkeampien häntäsovitettujen korrelaatiokertoimien käyttö näyttäisi olevan perusteltua.



Kuvio 4.10: Spreadi- ja osaketuotot

Spreadituottojen korrelaatiokertoimet ovat kaikkien osakeluokkien kanssa lähellä toisiaan. Lisäksi, koska spreadidatan pohjana ovat Amerikkalaiset joukkovelkakirjat, on havaittujen erojen merkitys kyseenalainen.

Ehdotus korrelaatiomatriisiksi:

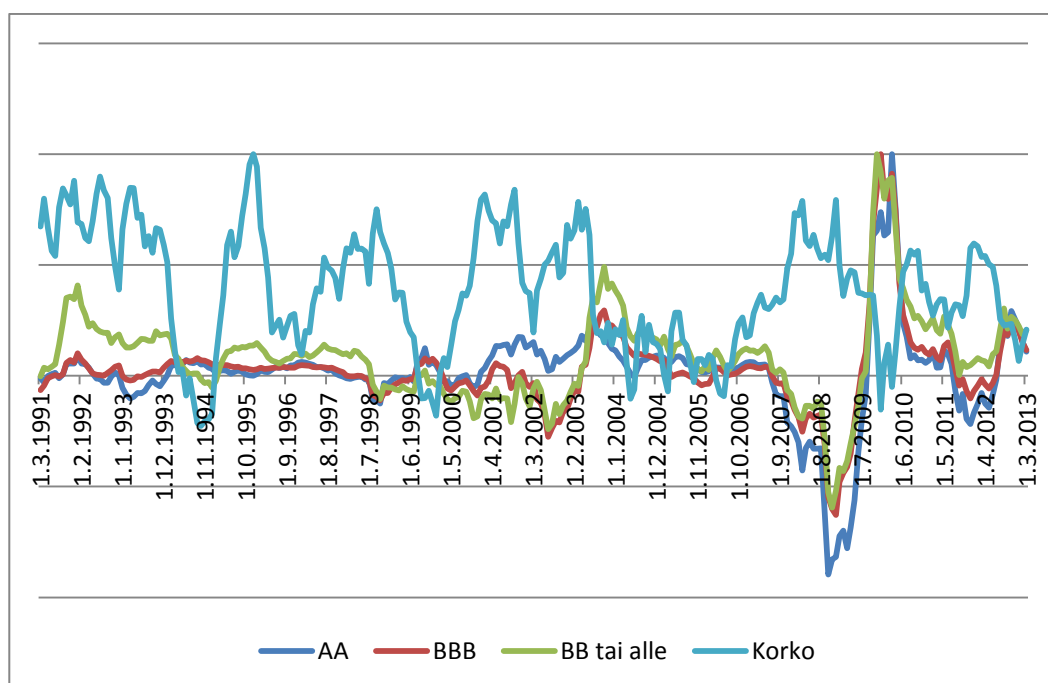
	OCAPjatko	EUROPE	EM	North America	PACIFIC
AA	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6
BBB	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7
BB tai alle	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7

Taulukko 4.13: Ehdotus osake- ja spreadkorrelaatioiksi

- Tämä matriisi oli käytössä sekä Qis2- että Qis3-harjoituksessa.

4.3.5 Korko ja spreadi

Alla (Kuvio 4.11) on piirretty spreadituotot ja korkotuotot välillä 3/1991 - 3/2013. Kaikkien aikasarjojen tuotot on skaalattu samansuuruisiksi. Vuoden 2007 jälkeisellä ajalla korko-, ja spreadituotot ovat liikkuneet vastakkaisiin suuntiin, mutta muusta osasta dataa vastaavaa päätelmää ei voida tehdä.



Kuvio 4.11: Spreadi- ja korkotuotot

Lineaariset korrelaatiokertoimet ovat

	AA	BBB	BB tai alle
Korko	-0.37	-0.46	-0.30

Häntäkorjatut kertoimet oikeassa yläkulmassa osoittavat, että samanaikaiset suuret tappiot ovat epätodennäköisiä:

	AA	BBB	BB tai alle
Korko	-0.54	-0.64	-0.28

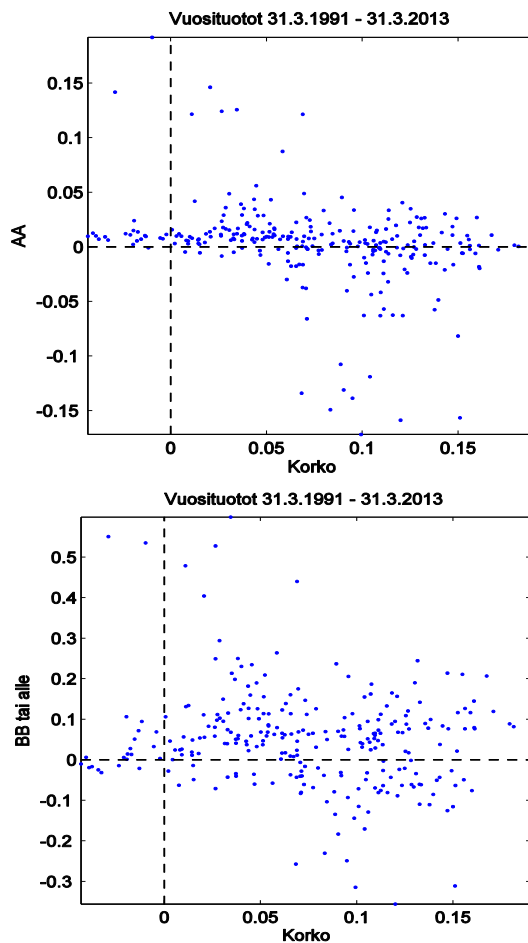
Häntäkorjatut kertoimet vasemmassa yläkulmassa indikoivat suurten spredituottojen ja suurten korkotappioiden pienestä todennäköisyydestä sattua samaan aikaan:

	AA	BBB	BB tai alle
Korko	-0.18	-0.29	-0.01

Negatiivisen korrelaatiokertoimen määrittämisen kannalta merkittävimpiä ovat häntäkorjatut kertoimet oikeassa yläkulmassa. Nämä ovat merkittävän suuria, mikä tarkoittaa, että suuret korkotuotot ovat todennäköisiä suurten spreditappioiden yhteydessä.

	AA	BBB	BB tai alle
Korko	-0.58	-0.64	-0.42

Spredituotot näyttävät vahvasti liikkuvan samaan suuntaan osakkeiden kanssa, ja erityisesti kriisitilanteissa vastakkaiseen suuntaan kuin korkotuotot. Tämän voi päätellä myös alla olevista hajontakuviosta.



Kuvio 4.12: Hajontakuvi, spredi- ja korko

Yhteenveto:

- Vuoden 1990 jälkeinen data ja erityisesti viimeaikaisten talouskriisien tapahtumat puoltavat negatiivisia korrelaatiokertoimia.
- Pidemmän aikavälin dataa ei ole.
- Qis2-harjoituksessa korrelaatiokertoimet olivat nolliä.
- Qis3-harjoituksessa päätettiin asettaa osakeluokkien ja korkoriskin korrelaatiokertoimeksi -0.4.

4.3.6 Valuutta

Syksyllä 2013 kalibroitiryhmässä todettiin usean valuuttastressin menetelmän olevan käytännössä liian työläs verrattuna tarkkuudessa saavutettuihin etuihin. Päätettiin käyttää vain yhtä valuuttaluokkaa

Kehikko ei salli positioden netottamista eri valuuttapareissa olevien pitkien ja lyhyiden positioden välillä. Valuuttaparikohtaisesti stressi lasketaan molempiin suuntiin ja saaduista pääomavaateista suurempi jää voimaan. Näin saadut valuuttaparikohtaiset pääomavaateet lasketaan yhteen. Malli on yksinkertainen laitokselle, jolla on vain suoria ja pitkiä valuuttapositioneja. Tällöin laitos voi laskea yhteenlasketun valuuttaposition ja kohdistaa valuuttastressin tähän summaan.

Valuuttakori muodostettiin Qis1-painojen mukaan seuraavasti:

USDyms	GBP	CHF	JPY	SEK	NOK	DKK	Muu valuutta
0.62	0.05	0.03	0.02			0.16	0.12

Korrelaatiokertoimet pisimmältä mahdolliselta periodilta

	EUROPE	EM	North America	PACIFIC	Korko	AA	BBB	BB tai alle	Hyödykkeet	Pääoma
Linear	0.17	0.04	0.02	0.07	-0.19	-0.15	-0.07	-0.05	-0.24	0.17
Spearman	0.18	0.09	0.03	0.09	-0.19	0.03	0.05	-0.05	-0.24	0.17
Taildep. fixed	0.36	0.22	0.22	0.24	-0.41	0.13	0.25	0.15	-0.13	0.51
Implicit CVaR	0.19	0.05	0.01	0.24	-0.21	-0.06	0.19	0.16	-0.09	0.21

Taulukko 4.14: Valuuttaakorrelaatioita

Tilastollisesti merkitsevää perustetta nollasta poikkeaville korrelaatiokertoimille ei ole. Lisäksi stressin kaksisuuntaisuudesta johtuen neutraali nollakorrelaatio on ohjaavuussyistä järkevä.

- Qis2-harjoitukseen päätettiin kaikki valuuttaluokan ja muiden luokkien väliset korrelaatiokertoimet asettaa nollassa.

4.3.7 Hyödykkeet

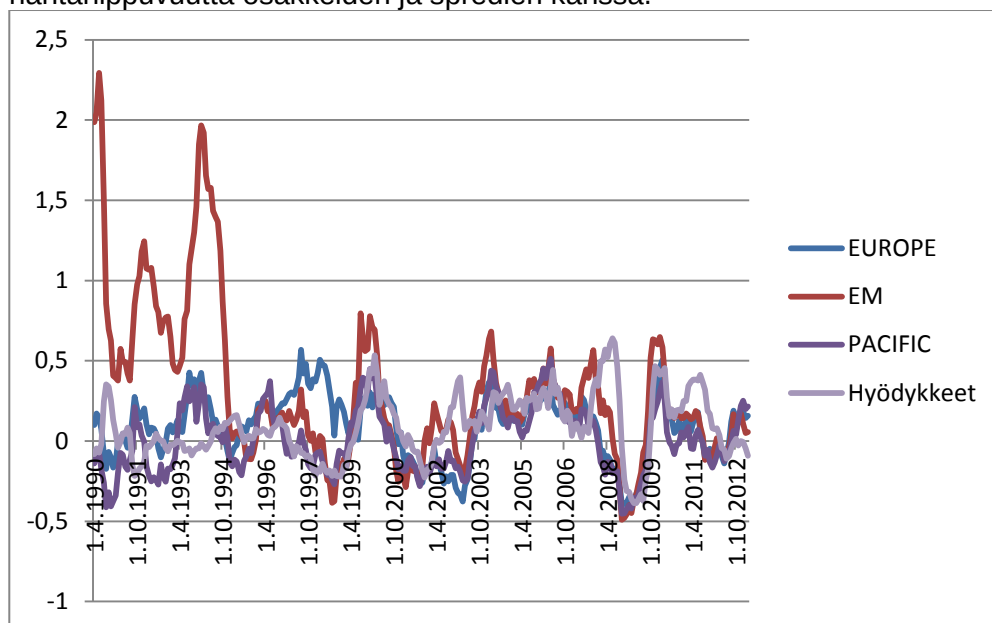
Hyödykeluokkien pienen merkityksen takia päädyttiin yhdistämään hyödykeluokat yhdeksi luokaksi. Yhdistämisessä käytettiin Qis1-harjoituksessa esille tulleita hyödykeluokkien painoja, jotka olivat hyvin lähellä yhdistelmää $0.5 \cdot \text{Energy} + 0.25 \cdot \text{Non-Energy} + 0.25 \cdot \text{Precious Metals}$.

Käyttäen suurinta pareittaista datan määrää, olivat hyödykekorin korrelaatiot seuraavat.

	EUROPE	EM	North America	PACIFIC	Korko	AA	BBB	BB tai alle	Valuutta	Pääoma
Linear	-0.07	0.03	-0.01	0.04	-0.25	0.35	0.37	0.21	-0.24	0.19
Spearman	-0.09	0.01	-0.02	0.10	-0.27	0.03	0.14	0.02	-0.24	0.04
Taildep. fixed	0.11	0.16	0.16	0.16	-0.38	0.06	0.21	0.09	-0.13	0.16
Implicit CVaR	-0.05	0.62	0.07	0.28	-0.40	0.39	0.35	0.28	-0.09	0.35

Taulukko 4.15: Hyödykekorrelaatioita

Kertoimet ovat suhteellisen pieniä. Implisiittiset korrelaatiokertoimet ennakoivat häntäriippuvuutta osakkeiden ja spreadien kanssa.



Kuvio 4.13: Vuosituottoja, hyödykkeet ja osakkeet

Yllä esitetystä vuosituottojen kuvaajasta havaitaan, että finanssikriisissä hyödykori ja osakkeet (sekä spredit) sukelsivat samanaikaisesti. Samaa on havaittavissa aasian kriisissä vuosien 1998 ja 1999 välillä.

Ehdotus korrelaatiokertoimiksi

	EUROPE	EM	North America	PACIFIC	Korko	AA	BBB	BB tai alle	Valuutta	Pääoma
Hyödykkeet	0.10	0.20	0.10	0.10	0.00	0.20	0.20	0.20	0.00	0.10

- Koska hyödykepositiot voivat yleisesti olla molemminsuuntaisia, päätettiin hyödykeriski - samalla tavalla kuin valuutariski - laskea kaksisuuntaisena.
- Hyödykkeiden pääomavaateen laskennassa ei sallita lyhyiden ja pitkien positioiden netottamista kolmen eri hyödykeluokkien välillä. Hyödykeluokkakohdaisesti stressi lasketaan molempiin suuntiin ja saaduista pääomavaateista suurempi jää voimaan. Näin saadut alaluokkakohdaiset pääomavaateet lasketaan yhteen. Malli on yksinkertainen laitokselle, jolla on vain suoria ja pitkiä hyödykepositioita. Tällöin laitos voi laskea yhteenlasketun hyödykeposition ja kohdistaa hyödykestressin tähän summaan.
- Hyödyketuottojen ja osakkeiden sekä spredien välillä on positiivinen lineaarinen ja erityisesti häntäkorrelaatio. Samalla kun hyödykestressistä tehtiin kaksisuuntainen, päädyttiin kalibroitiryhmässä asettamaan nämä korrelaatiokertoimet nollassi. Muussa tapauksessa olisi pitänyt tehdä korrelaatiokertoimelle merkkkitarkastelu, sekä häntäriippuvuuden ja ohjaavuuksien vuoksi mahdollisesti määrittämään korrelaatiokertoimet molempiin suuntiin

4.3.8 Noteeraamattomat osakkeet ja pääomarahastot

Tässä luvussa käytetty pääomarahastojen tuotoista käytössä Cambridge accosiates LLC:n keräämä noteeraamattomien pääomarahastojen tuottodata perustuu neljännesvuosittain julkaistavaan indeksiin. Indeksi muodostuu yhdysvaltalaisista pääomarahastoista, mikä on hyvä ottaa tulosten tulkinnassa huomioon.

Korrelaatiokertoimet laskettiin kahdella tavalla:

- Suoraan datan neljännesvuosiaineiston avulla.
- Pääomarahastojen neljännesvuosituotoista muodostettiin interpoloituja kuukausituottoja kaavalla

$$R_{\text{month}(i-2:i)} = R_{\text{quarter}(i)}^{1/3}$$

Neljännesvuosituotot jaettiin siis interpoloinnissa tasan kolmen kuukauden kesken. Korrelaatiokertoimet laskettiin samoin kuin muissakin edellä käydyissä tapauksissa keskiarvona kolmen eri aloitusneljänneksen mukaisista aikasarjoista.

Korrelaatiokertoimet suurimmalta mahdolliselta pareittaiselta aikaväliltä:

	Keskiarvo		Yksi kvartaali	
	Linear Pääoma	Taildep. fixed Pääoma	Linear Pääoma	Taildep. fixed Pääoma
OCApjatko	0.59	0.70	0.60	0.78
EUROPE	0.64	0.79	0.68	0.86
EM	0.32	0.71	0.38	0.79
North America	0.61	0.82	0.70	0.91
PACIFIC	0.46	0.67	0.49	0.75
Korko	-0.33	-0.49	-0.38	-0.43
AA	0.34	0.46	0.37	0.57
BBB	0.39	0.70	0.43	0.79
BB tai alle	0.40	0.70	0.47	0.76
USDyms	0.12	0.30	0.13	0.42
GBP	0.29	0.39	0.28	0.39
CHF	-0.17	-0.30	-0.25	-0.44
JPY	-0.08	0.09	-0.06	-0.01
SEKNOKDKK	0.24	0.31	0.21	0.33
Muu valuutta	0.21	0.37	0.23	0.44
Energy	0.20	0.22	0.16	0.20
Non-Energy	0.27	0.21	0.23	0.05
Precious Metals	0.09	-0.08	0.06	-0.01

Taulukko 4.16: Korrelaatioita, noteeraamattomat osakkeet

Keskiarvon laskeminen interpoloimalla näyttäisi useimmissa tapauksissa pienentävän sekä lineaarisia, että häntäsovitettuja korrelaatiokertoimia.

Korrelaatio osakkeisiin on korkea ja häntäsovitetut kertoimet viittaavat suureen häntäriippuvuuteen. Erityisesti korrelaatio Pohjois-Amerikan osakeindeksiin on korkea, mikä on odotettavaa, sillä pääomarahastojen indeksi perustuu Yhdysvaltalaisiin pääomarahastoihin. Korrelaatiokertoimet muiden riskiluokkien kanssa noudattelevat hyvin pitkälti osakkeiden korrelaatioita näiden luokkien kanssa.

- Pääomarahastojen parametrit määriteltiin pääpiirteiltään samoiksi kuin Eurooppa-osakeluokan.

4.3.9 Kiinteistöriskin korrelaatiot

Kaikki käytetty kiinteistödata oli vuositason dataa. Koska dataa oli näin käytössä vähän, ovat korrelaatiokertoimet epäluotettavia. Ruotsin aineiston tuloksia ei näytetä datan käyttöoikeuksien vuoksi.

Aikasarjat olivat seuraavat:

Retail SWE	Ruotsin liikekiinteistöt
Office SWE	Ruotsin toimistokiinteistöt
Residential SWE	Ruotsin asuinkiinteistöt
Retail NCREIF	USA liikekiinteistöt, noteeraamaton
Office NCREIF	USA toimistokiinteistöt, noteeraamaton
Residential NCREIF	USA asuinkiinteistöt, noteeraamaton
Retail NAREIT	USA liikekiinteistöt, noteeraattu
Office NAREIT	USA toimistokiinteistöt, noteerattu
Residential NAREIT	USA asuinkiinteistöt, noteerattu
Residential TK	Tilastokeskuksen asuinkiinteistödata

Taulukko 4.17: Kiinteistöjen aikasarjat

Alla on esitetty kiinteistöaikasarjojen ja muiden riskiluokkien väliset lineaariset korrelaatiot, kun estimointiin on käytetty maksimimäärä pareittaista dataa:

	EUROPE	EM	North America	PACIFIC	Korko	AA	BBB	BB tai alle	Valuutta	Hyödykkeet
Retail NCREIF	0.16	-0.02	0.06	0.37	-0.01	-0.07	-0.23	-0.21	-0.14	0.13
Office NCREIF	0.19	-0.33	0.12	0.13	-0.03	-0.18	-0.30	-0.36	0.07	0.08
Residential NCREIF	0.17	-0.13	0.10	0.18	0.01	-0.14	-0.33	-0.33	0.12	0.06
Retail NAREIT	0.58	0.40	0.56	0.44	-0.39	0.68	0.60	0.61	0.05	0.32
Office NAREIT	0.34	0.30	0.37	0.32	-0.33	0.70	0.57	0.64	-0.08	0.25
Residential NAREIT	0.44	0.28	0.40	0.35	-0.33	0.54	0.52	0.56	0.28	0.30
Residential TK	0.18	-0.12	0.08	0.20	-0.25	0.00	-0.03	-0.17	0.09	0.22

Taulukko 4.18: Korrelaatioita, kiinteistöt

Kun kaikki aikasarjat ovat väliltä 1994 - 2012:

	EUROPE	EM	North America	PACIFIC	Korko	AA	BBB	BB tai alle	Valuutta	Hyödykkeet
Retail NCREIF	0.14	0.06	0.08	0.30	-0.03	-0.08	-0.26	-0.16	-0.12	0.13
Office NCREIF	0.33	-0.07	0.23	0.12	0.13	-0.23	-0.39	-0.34	0.13	-0.08
Residential NCREIF	0.19	-0.06	0.16	0.18	0.08	-0.15	-0.36	-0.31	0.13	-0.02
Retail NAREIT	0.58	0.40	0.56	0.44	-0.39	0.68	0.60	0.61	0.05	0.32
Office NAREIT	0.34	0.30	0.37	0.32	-0.33	0.70	0.57	0.64	-0.08	0.25
Residential NAREIT	0.44	0.28	0.40	0.35	-0.33	0.54	0.52	0.56	0.28	0.30
Residential TK	0.29	0.08	0.13	-0.02	-0.23	-0.03	-0.10	-0.12	0.18	0.02

Taulukko 4.19: Korrelaatioita, kiinteistöt, vuodet 1994-2012

Noteerattujen NAREIT aikasarjojen korrelaatiokertoimet poikkeavat selvästi muiden aikasarjojen kertoimista. Tämä johtuu suurelta osin ns. lag ilmiöstä. Noteeraamattomien aikasarjojen hinnat seuraavat noteerattuja hintoja viiveellä. Alla on esitetty korrelaatiokertoimet, kun kiinteistöaikasarjoja on siirretty yksi vuosi taaksepäin. Havaitaan, että muiden aikasarjojen korrelaatiokertoimet ja erityisesti NCREIF-kertoimet lähestyvät siirtämättömiä NAREIT-kertoimia.

	EUROPE	EM	North America	PACIFIC	Korko	AA	BBB	BB tai alle	Valuutta	Hyödykkeet
Retail NCREIF	0.31	0.11	0.36	0.38	-0.35	0.66	0.48	0.55	-0.07	0.29
Office NCREIF	0.67	0.14	0.70	0.55	-0.44	0.61	0.48	0.51	0.19	0.32
Residential NCREIF	0.59	0.31	0.61	0.57	-0.47	0.78	0.66	0.66	0.22	0.35
Retail NAREIT	-0.10	0.02	-0.06	0.22	-0.09	0.05	0.01	0.02	0.09	0.06
Office NAREIT	-0.28	-0.15	-0.21	0.00	0.03	0.19	0.13	0.14	0.05	0.09
Residential NAREIT	-0.01	0.01	0.05	0.30	-0.22	0.20	0.27	0.25	0.17	0.29
Residential TK	0.52	0.22	0.46	0.26	-0.11	0.34	0.28	0.34	0.26	-0.02

Taulukko 4.20: Korrelaatioita, kiinteistöt, lag 1 vuosi

- Korrelaatiokertoimet QIS3-harjoituksessa olivat seuraavat:

	Asuinkiinteistöt ja maaomaisuus	Kaupalliset kiinteistöt
Eurooppa, kehittyneet markkinat	0.2	0.2
Kehittyvät markkinat	0.2	0.2
Pohjois-Amerikka, kehittyneet markkinat	0.2	0.2
Aasia ja Tyynimeri, kehittyneet markkinat	0.2	0.2
Noteeraamattomat ja pääomarahastot	0.2	0.2
Korkoriski	0	0
AAA-AA valtiot	0	0
AAA-AA	0.1	0
A-BBB	0.1	0
BB tai alle	0.1	0
Asuinkiinteistöt ja maaomaisuus	1	0.8
Kaupalliset kiinteistöt	0.8	1
Valuutta	0	0
Hyödykkeet	0	0

Taulukko 4.21: Kiinteistökorrelaatiot

5 Tuottojen odotusarvot

5.1 Tuottojen odotusarvojen laskennasta

Pääomavaateen laskentakaavassa tarvitaan tuottojen odotusaroja stressien ja korrelaatioiden lisäksi. Suoraan pisimmältä yhteiseltä aikaväliltä lasketut tuotot saattavat johtaa erikoisiin lopputuloksiin. Alla olevassa taulukossa on lueteltu väliltä 4/1990 - 3/2013 kokonaistuottodatasta estimoidut marginaalijakaumien VaR(97.5%) -luvut, niiden odotusarvot, sekä näiden suhdeluku. Huomataan että suhdeluvun itseisarvo on monissa tapauksissa hyvin suuri.

Tuottojen historiallinen keskiarvo on monessa tapauksessa nykyiseen talouden tilaan nähden suhteettoman korkea. Voidaan perustellusti päätellä että odotusarvo ei ole ajan suhteen stabiili, vaan se tulisi huomioida ajasta riippuvana.

	VaR(97.5%)	Average loss	μ/VaR
OCAPjatko	40.19 %	-12.95 %	-0.32
EUROPE	34.77 %	-9.67 %	-0.28
EM	37.43 %	-27.26 %	-0.73
North America	34.58 %	-10.67 %	-0.31
PACIFIC	35.23 %	-1.55 %	-0.04
Korko	2.87 %	-7.43 %	-2.59
AA	13.05 %	-0.25 %	-0.02
BBB	13.96 %	-1.03 %	-0.07
BB tai alle	18.25 %	-4.92 %	-0.27
USDyms	16.30 %	-0.71 %	-0.04
GBP	14.64 %	0.30 %	0.02
CHF	7.95 %	-1.88 %	-0.24
JPY	15.94 %	-3.57 %	-0.22
SEKNOKDKK	10.40 %	-0.09 %	-0.01
Muu valuutta	24.43 %	2.09 %	0.09
Energy	45.27 %	-11.32 %	-0.25
Non-Energy	26.66 %	-5.01 %	-0.19
Precious Metals	12.79 %	-8.57 %	-0.67
Pääoma	20.61 %	-16.00 %	-0.78

Taulukko 5.1: Odotettuja tuottoja aikasarjoista

Tämän vuoksi laskennassa tarvitaan pidempiä aikasarjoja sekä kvalitatiivisempaa analyysiä.

5.2 Osaketuotot

Osakesijoitusten tulevien tuotto-odotusten arviointiin käytetään kolmenlaisia menetelmiä, jotka ovat

1. toteutuneiden osakemarkkinatuottojen historiallinen tarkastelu
2. taloustieteen teorioihin pohjautuva ennustemalli
3. rahoitusalan ammattilaisille ja akateemisille tutkijoille suunnattu kyselytutkimus

Yhdysvaltojen osakemarkkinoilta on saatavissa tuottohistoriaa yli 200 vuoden ajalta. Osakkeiden geometrinen nimellinen tuotto oli 6 % 1800-luvulla, kun se ylitti reilusti 10 % 1900-luvulla. Yhdysvaltojen osakemarkkinoiden tarkastelu tarjoaa helposti ylöspäin harhaisia ennusteita, koska kyseinen osakemarkkina on ollut hyvin menestynyt. Laajemmassa vertailussa paljastuu, että maakohtaiset pitkän aikavälin tuottoerot ovat suuria. Geometrinen nimellistuotto on ilman Yhdysvaltoja 4,4 % ja sen kanssa 5,0 %. Aritmeettinen vuosituotto on noin 1,5 %-yksikköä suurempi.

Osakemarkkinoiden odotettu tuottoa (tai riskipreemiota) voi ennustaa myös erilaisten taloustieteellisten mallien avulla. Niistä saatavat tulokset ovat erilaisia, mutta ne antavat yleisesti toteutuneita tuottoja pienempiä arvioita.

Ottaen huomioon edellä mainitut seikat sekä kyselytutkimuksista saadut arviot osaketuotolla, osaketuottojen voidaan arvioida olevan geometrisesti noin 6,5 % luokka, mikä tarkoittaa noin 8,0 % aritmeettista tuottoa. Kehittyvien markkinoiden osakemarkkinat ovat tuottaneet vuosina 1990-2009 noin 2 %-yksikköä enemmän kuin Yhdysvaltojen osakemarkkinat. Tämä puoltaisi noin 10 % tuoton odotusarvon käyttöä.

5.3 Korkotuotot

Korkosijoitusten aritmeettinen reaalityttö reaalityttö on ollut eri valtioiden joukkovelkakirjoilla vuosina 1900-2012 tyypillisesti noin 2,0-2,5 %¹⁶. Näin on, jos inflaatio pysyy kohtuullisena. Huomattavan korkeassa inflaatioympäristössä tuotot jäävät huomattavasti matalammiksi. Rahamarkkinasijoitusten voidaan olettaa olevan reaalisesti noin 1 % kohtuullisen inflaation ympäristössä. Pitkien ja lyhyiden korkojen välinen maturiteettipreemio on ollut historiallisesti noin 1,5 % luokkaa.

Lisäämällä inflaatio-oletus 2 % saadaan 10 vuoden (riskittömäksi) nimelliskoroksi arviolta 4,5 %. Jos taas puolen vuoden rahamarkkinasijoituksen tuotto-oletus on 3,0 % saadaan näiden avulla estimoitua korkotuottokäyrä

$$y(D_i) = pD_i^{\gamma},$$

jolloin parametri $p=3,3\%$ ja $\gamma=0,134$.

5.4 Spredituotot

Spredituotolla tarkoitetaan lainojen ylituottoa riskittömän koron yli. Historiallisesti korkeimman luottoluokituksen (AAA-a) yrityslainoilla preemio on ollut vain 0-0,3 %, mutta high yield -lainoilla toteutunut ylituotto on ollut noin 2 %. Oheisessa taulukossa on toteutuneet luottoriskipreemiot 1997-2013 (Bloomberg).

AAA	AA	A	BBB	BB	B	HY
-0,1 %	0,2 %	0,2 %	0,7 %	2,1 %	1,8 %	2,5 %

Taulukko 5.2: Spredituottoja

¹⁶ Dimson, Marsh & Staunton (2013)

5.5 Valuutta- ja hyödyketuotot

Valuuttojen tapauksessa ei ole teoreettisia perusteita nolasta poikkeavalla tuoton odotusarvolla. Hyödykkeiden tapauksessa tilanne on mutkikkaampi ja eri aikasarjat voivat antaa hyvinkin erilaisia lopputuloksia. Kalibroitiryhmä päätyi painottamaan teoreettista lähestymistapaa, jonka mukaan hyödykkeistä ei olisi saatavissa riskittömän rahamarkkinakoron ylittävää tuottoa.

5.6 Kiinteistöt

Kiinteistöjen tuotot ovat olleet aikasarjoista laskettuna melko suuria. Yhdysvaltojen kiinteistömarkkinoiden geometrinen keskituotto 1978-2008 oli kaupallisissa kiinteistöissä 10,0 % ja asuinkiinteistöissä 5,7 %. Asuinkiinteistöjen osalta pitkiä aikasarjoja on olemassa. Shillerin ja Casen tutkimukse mukaan asuntojen hinnat eivät ole kasvaneet reaalisesti juuri ollenkaan viimeisen 120 vuoden aikana. Samansuuntaisia tuloksia on saatu tutkittaessa Manhattanin ja Amsterdamin maan hintaa pitkällä aikavälillä.

Vuokratuotot ovat olleet Yhdysvalloissa nimellisesti noin 5 % vuosina 1960-2008. Vertailun vuoksi KTI-indeksin mukainen nettotuotto on viimeisen kymmenen vuoden ajalta asunnoille 5.6 % ja kaupallisille kiinteistöille reilun prosenttiyksikön enemmän.

Olettaen, että asuinkiinteistöjen reaalin arvonnousu on hyvin vaatimatonta, esim. 0,5 %, ja ns. nettotuotto on varovaisesti arvioituna noin 4 %, päästään asuinkiinteistöjen osalta 2 % inflaatiolla noin 6,5 % tuotto-odotukseen. Kaupallisten kiinteistöjen tuotoista on paljon vähemmän tietoa, mutta niiden voidaan arvioida olevan 0,5-1 %-yksikköä korkeammat.