

# TYÖELÄKELAITOSTEN VAKAVARAISUUSSÄÄNTELYÄ KEHITTÄVÄN TYÖRYHMÄN SUUNNITTELEMAN VAKAVARAISUUSLASKENTAKEHIKON ARVIOINTI

LUIS H. R. ALVAREZ E.

**TIIVISTELMÄ.** Tässä selvityksessä on tarkasteltu työeläkelaitosten uutta vakavaraisuuslaskennan validiteettia nykytiedon valossa. Suunniteltu kehikko nojaa melko karkeaan faktorisoituun rakenteeseen, jossa jaottelu on pyritty pitämään mahdollisimman yleisellä aggregaattitasolla. Tällä tavoin on tarkoituksena ollut aikaansaada yksinkertainen ja laskennallisesti suoraviivainen vakavaraisuuskehikko. Yksinkertaistuksella on luonnollisesti hintansa ja valitun lähestymistavan kannalta mahdollisesti merkittäviä puutteita/kehityskohteita ovat mm. seuraavat:

- (a) Gaussisen kopularakenteen otaksuma voi stressauksen luonteesta riippumatta olla häntäriskin toteutuessa riittämätön sillä se ei kykene mallintamaan riskitekijöiden asymp-totoottista häntäriippuvuutta (tästä saatiin erityisesti pankkipuoella kokemuksia edellisen finanssikriisin yhteydessä). Niinpä gaussisen kopulan muodostamisessa keskeisten lineaaristen korrelaatiokertoimien kalibrointi häntäriippuvuuden osoittamaan suuntaan ei valitettavasti kykene tuottamaan yhtäaikaisia suuria poikkeamia riskitekijöiden rea-lisaatioissa. Siten se väistämättä johtaa voimakkaasti häntäriippuvien riskilajien häntäriskien aliarvioimiseen.
- (b) Sovellettu riskien aggregaatio sääntö (elliptisille jakautumille sopiva) saattaa aliarvioida merkittävästi osan riskeistä (erityisesti vinot ja huipukkaat johdannaisriskit).
- (c) Osakekohde-etusluokkien jako on melko karkea ja ylenkatsoo tietyltä osin maariskejä.
- (d) Kiinteistö sijoitusluokkien jako kahteen vaihtoehtoiseen luokkaan on liian karkea annettu- na mahdollisesti suorat kansainväliset kiinteistö sijoitukset.
- (e) Johdannaisinstrumenttien huomioimien delta-approksimaation kautta riippumatta joh- dannaisen luonteesta, maturiteetista, koostumuksesta ymv. tekijöistä voi stressatussa tilanteessa osoittautua hyvinkin toimimattomaksi lähestymistavaksi.

## SISÄLTÖ

1. Taustaa	3
2. Lyhyesti riskin mittaamisesta ja hallinnasta	3
3. Valittu lähestymistapa	6
3.1. Osakeriski	8
3.2. Korkoriski	10
3.3. Kiinteistöriski	11
3.4. Johdannaisriskit	12
3.5. Vipurahastoriskien arviointi	16
4. Yhteenveto	17
Viitteet	19

## 1. TAUSTAA

Sosiaali- ja terveystieteiden ministeriöltä saamaani toimeksiannon mukaan tehtävänäni on ollut tarkastella sisältääkö työeläkelaitosten uusi vakavaraisuuslaskenta ja erityisesti sen perustana oleva metodinen valinta oleellisia puutteita nykytutkimustiedon valossa. Toimeksiannon mukaan arvio tulisi vastata seuraaviin kysymyksiin:

- Onko vakavaraisuuslaskennan toteutustapa validi?
- Onko parametrien kalibrointi tehty tarkoituksenmukaisilla menetelmillä ja ovatko lopputulokset oikeaa suuruusluokkaa?
- Puuttuuko vakavaraisuuslaskennasta joitain sellaisia riskejä, joita siihen tulisi sisällyttää?

Edellä mainittujen kysymysten lisäksi tehtävänäni on myös pyrkiä laatimaan toteutettavissa oleva ehdotus epälineaaristen johdannaisten käsittelylle vakavaraisuuskehikossa. Tässä selvityksessä tullaan ottamaan kantaa yllämainittuihin kysymyksiin pitämällä samalla mielessä mahdollisten parannusehdotusten toteutuskelpoisuus.

## 2. LYHYESTI RISKIN MITTAAMISESTA JA HALLINNASTA

Mallinnettaessa institutionaalisen sijoittajan portfoliotason kokonaisriskiä joudutaan yhdistelemään keskenään mahdollisesti hyvinkin erilaisia riskejä joiden yhteisvaihtelurakenteen luonne voi olla hyvin komplisoitua sekä osittain vahvasti tila- ja aikariippuvaista. Useasti riskikomponenttien otossuureiden tilastollisessa mielessä riittävän täsmällinen määrittely on myös erittäin haastava, ellei jopa ylivoimainen tehtävä aineiston vähäisyydestä sekä mahdollisesta harhaisuudesta johtuen. Tällöin kokonaisriskiarvioinnin toteuttamiseksi on tyypillisesti tehtävä tietoisia mahdollisesti merkittäviäkin valintoja tilastollista lähestymistapaa sekä sen edellyttämiä otaksimia koskien. Tyypillisesti tätä valintaa ohjaavat havaittujen komplisoitujen rakenteiden yksinkertaistamisen tarve laskennallisesti tehokkaan ja kohtuullisen suoraviivaisesti toteutettavissa olevan sääntelykehikön muotoilemiseksi (karrikoidusti voitaisiin todeta, että tavoitteena silloin on kehittää malli joka on edes karkeasti ottaen oikeassa pikemmin kuin täsmällisesti väärässä). Yksinkertaistukset koskevat pääsääntöisesti tällöin mallivalintaa, perustana olevien riskitekijöiden jakautumaoletuksia sekä näiden keskinäistä probabilistista riippuvuutta ja sen luonnetta (aika- ja tilariippuvuus).

Sijoitusinstituution solvenssitarkastelun pohjalla on tyypillisesti riskiluokkien mukaisesti toteutetun jaon mukainen kokonaistappio

$$L = \sum_{k=1}^N L_i,$$

jossa  $L_i$  on  $i$ 'nen varallisuusluokan riski (tappio). On selvää, että pyrittäessä määrittämään kokonaisriskin todennäköisyysjakautumaa  $\mathbb{P}[L \leq l]$  tarvitaan käsitys yksittäisten riskikomponenttien yhteisjakautumasta  $F(l_1, \dots, l_N) = \mathbb{P}[L_1 \leq l_1, \dots, L_N \leq l_N]$ . Tunnetun *Sklarin lauseen* nojalla tiedetään, että on olemassa kopulakuvaus  $C : [0, 1]^N \mapsto [0, 1]$  siten, että edellä mainittu riskien yhteisjakautuma on esitettävissä muodossa  $F(l_1, \dots, l_N) = C(F_1(l_1), \dots, F_N(l_N))$ , missä  $F_i(l_i)$  on  $i$ nen riskikomponentin marginaalijakautuma (kts. esim. Bradley ja Taqqu (2002), Embrechts ja Hofert (2014), Embrechts & Lindskog ja McNeil (2003), Embrechts & McNeil ja Straumann (1999), Embrechts & McNeil ja Straumann (2002), Embrechts & Puccetti ja Rüschendorf (2013) sekä McNeil et al. (2005)). Mikäli marginaalijakautumat ovat jatkuvia, on Sklarin lauseen mukainen esitys kaiken lisäksi yksikäsitteinen. Tämän tuloksen valossa on selvää, että kokonaistappioriskin arvioinnin kannalta keskeistä on siten pystyä identifioimaan sekä yksittäisten riskitekijöiden marginaalijakautumat että kyseiset marginaalit yhdistävä ja sitä kautta yksittäisten tappiokomponenttien riippuvuusrakenteen määrittävä kopulamuoto. Valitettavasti tämä empiirinen identifiointiongelma on huomattavasti helpommin todettu kuin toteutettu. Pääproblemana tässä on se, että tavanomainen lineaarista riippuvuutta mittaava (Pearsonin) korrelaatiokerroin ei yleisesti ottaen yksistään riitä karakterisoimaan tätä riskiluokkien välistä riippuvuutta ellei kyseessä ole sopivasti valittu kopulaluokka (esim. multinormaali kopula; kts. kappale 5.2. McNeil et al. (2005)). Lisäksi tuottosarjoissa havaittujen äärimmäisten häntäriippuvuuksien mallintaminen gaussisella kopula-esityksellä on valitettavasti mahdotonta, jolloin kyseisen ominaisuuden huomioiminen edellyttää jonkin toisen kopula-muodon soveltamista. Täsmällisemmin ilmaistuna, tarkasteltaessa empiirisesti ehdollisen todennäköisyyden

$$\mathbb{P}[L_1 > \text{VaR}_1^\alpha | L_2 > \text{VaR}_2^\alpha] = \frac{1}{\alpha} \mathbb{P}[L_1 > \text{VaR}_1^\alpha \text{ ja } L_2 > \text{VaR}_2^\alpha]$$

asymptoottista käyttäytymistä saadaan tyypillisesti tulokseksi nolosta poikkeava luku, joka on siten ristiriidassa gaussisen kopulan tunnettujen ominaisuuksien kanssa (kts. McNeil et al. (2005) kappale 5.3). Yksi käyttökelpoinen elliptinen vaihtoehto tällöin on moniulotteisen  $t$ -jakautuman generoiman kopulan soveltaminen (Bradley ja Taqqu (2002), Demarta ja McNeil (2005), Embrechts & Lindskog ja McNeil (2003), sekä kappale 5 kirjassa McNeil et al. (2005)).

Sen kiistattomana etuna verrattuna gaussiseen kopulaan on se, että se sallii sekä paksuhäntäiset marginaalijakautumat että mahdollisesti voimakkaan asymptoottisen häntäriippuvuuden (kappale 5.3 katsauksessa Embrechts & Lindskog ja McNeil (2003)). Toisaalta moniulotteisen  $t$ -jakautuman elliptisyys johtaa symmetrisyyteen, jolloin tuottosarjoissa havaittu vinous ja marginaalijakautumien mahdollinen epäsymmetria on mahdotonta replikoida sen avulla. Niinpä yksi tapa huomioida tämä puute olisi sovittaa moniulotteisen  $t$ -kopulaan riskikomponenttikohittaiset marginaalijakautumat empiiriseen aineistoon perustuen. Tämä ei kuitenkaan ole mitenkään ongelmattonta ja johtaa helposti sekä laskennallisiin että tilastollisiin ongelmiin.

On syytä tässä kohdassa jo mainita, että moniulotteinen gaussinen kopularakenne on puutteistaan huolimatta hyvin laajasti sovellettu tappioriskikomponenttien yhteisvaihtelun mallintamisessa sekä arvioinnissa. Sen ehdottomasti suurin etu verrattuna muihin kopulamuotoihin on sen laskennallinen helppous tunnettujen fraktiilimuotojen kautta (katso esim. Rosenberg ja Schuermann (2005)). Koska gaussisen kopulan muodostamiseksi riittää riskikomponenttien korrelaatorakenteen määrittäminen, redusoituu jakautuman määrittämisen ongelma muodollisesti ottaen riskilajien otoskorrelaatioiden määrittämiseen. Toisaalta gaussisen kopulan kykenemättömyys mallintamaan yhtäaikaisia äärimmäisiä poikkeamia sen asymptoottisen häntäriippumattomuusominaisuuden takia on ollut perusteltu syy sen kritisoimiselle sijoitusinstituution tappioriskin mallintamisessa. Tyypillisesti tämän kritiikin pohjalla on ylipäättään kahteen ensimmäiseen momenttiin perustuvien elliptisten jakautumamuotojen sopimattomuus universaaleina tappioriskin kuvaajina (Danielsson et al. (2001) sekä Embrechts et al. (2014)).

Vakavaraisuussäätelyn kannalta tärkeä lähestymistapa on myös stressiskenaariopohjainen tarkastelu, jossa ajatuksena on määrittää sellaiset tilastollisesti tai probabilistisesti perusteltavissa olevat mahdolliset skenaariot (eli faktorirealisaatiot) joissa säätelyn kannalta keskeinen sijoitusinstituution kokonaistappio muodostuu äärimmäisen korkeaksi (kts. esim. Breuer (2008), Breuer et al. (2009), Kou & Peng ja Heyde (2013), Longin (2000) sekä McNeil ja Smith (2012)). Stressiskenaariopohjaisen riskiarvioinnin riskienhallinnallisena etuna verrattuna tavanomaisiin fraktiilimittoihin perustuviin tarkasteluihin voidaan nähdä sen kykyä huomioida ne vaihtoehdot yhtäaikaiset faktorimuutokset jotka johtavat äärimmäisiin tappioihin annetussa mallinnusasetelmassa. Lisäksi, koska äärimmäiset tappiorealisaatiot nojaavat mahdollisiin faktorirealisaatioyhdistelmiin, voidaan stressiskenaariopohjaisen tarkastelun avulla yleensä samalla löytää myös mahdollisia riskinalentamiskeinoja. Sitä kautta stressiskenaarioihin pohjautuva analyysi täydentää mielenkiintoisella tavalla tappiojakautumien

VaR-mittoihin perustuvia tarkasteluita. Tästä syystä se muodostaa tätä nykyä luonnollisen osan myös pankkien vakavaraisuussäätelyä (kts. Basel Committee on Banking Supervision (2013)).

### 3. VALITTU LÄHESTYMISTAPA

Esitetty vakavaraisuuskehikko pyrkii nojaamaan tappioriskien yhteisvaihtelun kuvaamisessa edellä mainittuun gaussiseen kopulaan

$$C_{\mathbf{R}}^{Ga}(u_1, \dots, u_n) = \Phi_{\mathbf{R}}^{\mathbf{R}}(\Phi^{-1}(u_1), \dots, \Phi^{-1}(u_n)),$$

missä  $\Phi_{\mathbf{R}}^{\mathbf{R}}$  on korrelaatiomatriisin  $\mathbf{R}$  omaavan  $n$ -ulotteisen multinormaalijakautuman kertymäfunktio ja  $\Phi^{-1}(u)$  on standardoidun normaalijakautuman kertymäfunktion  $u$ -fraktiili. Valitun lähestymistavan kannalta ratkaisevinta on luonnollisesti tällöin kokonaistappion probabilistisen mallinnuksen kannalta sopivien riskitekijöiden valinta sekä niiden marginaalijakautumien  $F_i(L_i)$  ja keskinäisten korrelaatioiden  $\text{corr}[L_i, L_j]$  määrittäminen empiirisestä aineistosta. Tällä tavoin saadaan luonnollisesti luotua empiiristen marginaalijakautumien  $F_i(L_i)$  sekä gaussisen kopulan  $C_{\mathbf{R}}^{Ga}$  kautta riskitekijöiden yhteisvaihtelua kuvaava yhteisjakautuma  $F(l_1, \dots, l_N) = C_{\mathbf{R}}^{Ga}(F_1(l_1), \dots, F_n(l_n))$ . Koska kopulat ovat kuvauksina suljettuja kasvavien muunnoksien suhteen (kts. Väite 5.6. McNeil et al. (2005)) on selvää, että sama kopula kuvaa myös standardoitujen riskitekijöiden

$$\frac{L_i - \mathbb{E}[L_i]}{\sqrt{\text{var}[L_i]}}$$

välillä yhteisvaihtelua. On syytä painottaa, että valitussa kehikossa riskitekijöiden väliset yhteisvaihtelurakenteet kiinnitetään riskiluokasta riippumatta niiden pitkän aikavälin (käytettävissä olevan aineiston pituuden määrittämä) otoskorrelaatioiden mukaisesti vielä siten, että tapauksissa joissa riskitekijöiden häntäriippuvuus on tavanomaista otoskorrelaatiota voimakkaampaa, on kiinnitetty korrelaatiokerroin kalibroitu häntäriippuvuuden suuntaan (tästä hieman lisää jäljempänä). Tällä on pyritty huomioimaan riskitekijöiden häntäriippuvuus joka on luonnollisesti toimivan riskienhallintakehikon ytimessä. Valitettavasti aiemman mainitun mukaisesti tämä kalibrointi ei yksistään riitä luomaan sellaista riippuvuusrakennetta riskiluokkien häntäjakautumiin joka huomioisi tilastollisesti toisistaan riippuvien suurten poikkeamien ilmenemisen valitun kopulan alaisuudessa.

Kokonaisvakavaraisuusvaatimuksen määrittämisessä sovelletaan elliptisille jakautumille (mm. *multinormaalille* sekä *moniuolotteiselle Studentin  $t$ -jakautumalle*) eksaktisti pätevää riskiaggregoinnin<sup>1</sup> neliöjuurisääntöä (katso esim. McNeil et al. (2005), Bradley ja Taqqu (2002), Sadefo Kamdem (2005, 2009), Rosenberg ja Schuermann (2005))

$$\text{VaR}_\alpha = \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (\text{VaR}_\alpha^i + \mu_i)(\text{VaR}_\alpha^j + \mu_j)\rho_{ij}} - \sum_{i=1}^N \mu_i,$$

jossa  $\mu_i$  on  $i$ 'nen riskitekijän tuoton odotusarvo,  $\rho_{ij} = \text{corr}(L_i, L_j)$  on riskitekijöiden  $L_i$  ja  $L_j$  välinen korrelaatio ja  $\text{VaR}_\alpha^i$  on riskitekijän  $L_i$   $\alpha$ -fraktiilin pohjalta määräytyvä vakavaraisuusvaatimus. On syytä painottaa, ettei tämä aggregointikaava ole yleisesti voimassa mille tahansa riskitekijöiden kopulan kautta kuvatulle yhteisjakautumalle vaan on voimakkaasti jakautumaperusteinen sillä pohjimmiltaan se edellyttää, että yksittäisten standardoitujen riskitekijöiden marginaalijakautumien fraktiilit ovat identtisiä standardoidun kokonaistappion todennäköisyysjakautuman fraktiilin kanssa. Ts. valittu lähestymistapa on riskiaggregointimielessä korrekti vain silloin kun  $\tilde{F}_i^{-1}(\alpha) = \tilde{F}^{-1}(\alpha)$ , missä  $\tilde{F}_i(l_i)$  on yksittäisen standardoidun riskitekijän  $(L_i - \mu_i)/\sigma_i$  jakautumafunktio ja  $\tilde{F}(l)$  on standardoidun kokonaistappion  $(L - \mu)/\sigma$  jakautumafunktio (tämä on tulos joka pätee äärellisen varianssin omaaville elliptisille jakautumille). Tällöin sovellettu vakavaraisuuspääomavaatimusten aggregointisääntö voidaan nähdä sitä kautta vain approksimatiivisena *ad hoc aggregointisääntönä* (kts. esim. Longin (2000)) ilman lisäoletuksia riskikomponenttien yhteisjakautumasta. Kuten rahoituksen riskienhallintakirjallisuudesta tiedetään, tämä VaR-mittojen aggregointisääntö aliarvio tyypillisesti todellista aggregaattiriskiä erityisesti tilanteissa, joissa portfoliotuottojen jakautumat ovat voimakkaasti vinoja tai huipukkaita (kts. Zymler et al. (2013)).

Esitetyssä vakavaraisuuslaskennassa huomioidut riskiluokat ovat seuraavat: osakeriski, korkoriski, korkomarginaaliriski (sprediriski), valuuttakurssiriski, kiinteistöriski, hyödykeriski, vakuutusriski, tuottovaaderiski, hedge-fund -sijoitusten riski sekä muut olennaiset markkinariskit. Näistä luokista osakeriski jaetaan vielä viiteen alaluokkaan markkinoiden maantieteellisen sijainnin ja kehitysasteen pohjalta. Vastaavasti korkomarginaaliriski jaetaan neljään alaluokkaan velkakirjojen saavuttaman luottoluokituksen pohjalta. Viimeiseksi kiinteistö-sijoitusten kohtaama riski jaetaan kahteen alaluokkaan kiinteistöomaisuuden

<sup>1</sup>On syytä painottaa, ettei fraktiiliperustaisten riskimittojen aggregointi ole yleisesti ottaen täysin ongelmattonta vaan siihen kohdistuu monia hankaloittavia tekijöitä kuten esimerkiksi malliepävarmuus; kts. esim. Embrechts ja Hofert (2014), Embrechts et al. (2014) sekä Embrechts & Puccetti ja Rüschendorf (2013)

käyttötarkoituksen pohjalta (karkeasti ottaen liike- vs. asuinkiinteistöt). Täten seurattavia riskikomponentteja on yhteensä 18 kappaletta.

Annettuna edellä esitetty riskiluokkien jako sekä valittu mallinnuslähestymistapa on selvää, että keskeisin tehtävä tarkastelussa on määrittää tarkastelun kohteena olevien (markkina-) riskitekijöiden yhteisvaihtelu, hajonta sekä yksittäisten riskien marginaalijakautumat. Historiallisen aineiston tuottamien VaR-arvioiden ja sen kiinteisiin perusotossuureisiin (Bradley ja Taqqu (2002), Hull (2007) kappale 9 sekä McNeil et al. (2005) kappale 2) perustuvat tulokset ovat kuitenkin siinä mielessä hankalia sovellettavia edellä mainittujen riskimittojen määrittämisessä, että ne eivät huomioi riittävästi tiettyjä kohde-etuustuottojen aikasarjarakenteissa havaittuja yleisiä ominaisuuksia. Yksi keskeisistä ja myös hyvin perustelluista kritiikin lähteistä on se, että kohde-etuustuottojen yhteisvaihtelurakenne sekä volatilitetit eivät ole ajallisesti eivätkä tilallisesti stabiileja. Tällöin riippumattomuus- ja samoinjakautuneisuusoletukset eivät luonnollisesti ole empiirisesti perusteltuja eivätkä asymptoottiset normaali-jakautuneisuusargumentit pidä paikkaansa (katso esim. Capiello et al. (2006), Goetzmann et al. (2005), Longin ja Solnik (1995, 2001), McNeil et al. (2005) kappale 4 sekä Quinn ja Voth (2008)). Toisin sanoen, koska kohde-etuustuottojen todellinen yhteisvaihtelurakenne on itsessään satunnainen sekä aikariippuvainen, historialliseen simulaatioon perustuva lähestymistapa, jossa tuottojen tuleva käyttäytyminen oletetaan probabilistisesti määräytyvän vastaavalla tavalla kuin aikaisemmin historiassa, saattaa johtaa merkittävästi liian pieniin/suuriin fraktiiliarvioihin riippuen käytettävissä olevan aineiston koosta, tarkasteluajavälin valinnasta sekä aineiston itsessään sisältämistä vaihteluista (havainto, joka nostetaan usein esille taustatyönä toteutetussa tilastollisessa analyysissä). Tämän takia rahoituksen riskienhallintakirjallisuudessa esitetäänkin tyypillisesti joitakin vaihtoehtoisia lähestymistapoja tämän ajallisen ja tilallisen vaihtelevuuden huomioimiseksi. Yksi tapa käsitellä yhteisvaihtelurakenteen ajallista vaihtelevuutta on soveltaa perusotossuureiden sijasta painotettuja otossuureita joissa painot valitaan siten, että esimerkiksi tuoreimmat havainnot saavat korkeamman painon selittäjinä kuin kaukana menneisyydessä realisoituneet (ns. EWMA-mallinnus). Toinen vaihtoehto on pyrkiä suoraan mallintamaan kohde-etuustuottojen yhteisvaihtelurakennetta yleistettyjen ehdollisesti heteroskedastisten autoregressiomallien avulla (Bradley ja Taqqu (2002), Hull (2007) kappale 9 sekä erityisesti McNeil et al. (2005) esimerkikappale 2.3.6).

**3.1. Osakeriski.** Edellä mainittujen osakeriskiä kuvaavien riskitekijöiden riippuvuusrakenteen tarkastelu toteutettiin faktorisoituun aggregaattiaineistoon (markkinaindeksejä) nojaten, jolloin yksittäisten kohde-etuuksien idiosynkraattiset riskikomponentit eivät pääse



oleellisesti vaikuttamaan vakavaraisuuspääoman määräytymiseen. Tällä tavalla valitusta mallinnuslähestymistavasta pyritään samalla saamaan rakenteeltaan yksinkertaisempi jossa markkinoiden aggregaattitason riskit korostuvat. Lähestymistavassa idiosynkraattisten osakeriskikomponenttien vaikutus saadaan tietyllä tasolla sisällytettyä keskittymäriskikomponentin kautta, sillä se nostaa pääomavaatimusta heti kun osakepositio yksittäisessä osakkeessa ylittää kiinnitetyn tason <sup>2</sup>. Aineistosta johdettiin tarkastelun kannalta keskeiset otossuureet ja tarkasteltiin niiden suuruutta vaihtoehtoisten määritysmenetelmien kautta. Koska kehikossa tarkastelu ulottuu vuoden yli, asettaa datan vähäisyys melkoisia haasteita tilastollisesti uskottavien häntäsuureiden määrittämisessä. Yksi valituista tarkastelutavoista oli soveltaa päällekkäisiä otoksia. Kyseisellä tavalla saadaan luonnollisesti luotua riittävä määrä havaintoja järkevien fraktiiliestimaattien määrittämiseksi. Ongelmana kyseisessä lähestymistavassa on kuitenkin se, että samalla se luo keskinäistä riippuvuutta aineistoon (asia joka nostetaan esille myös taustatyönä toteutetussa tilastollisessa tarkastelussa). Tällöin erityisesti riskiarviot saattavat aliarvioida merkittävästikin todellisia riskejä. Jos puolestaan sovelletaan erillisiä havaintojaksoja saadaan aineisto joka on liian pieni empiirisen häntäjakautuman analysoimiseksi ja tarvitaan muita vaihtoehtoisia tapoja häntäsuureiden arvioimiseksi (empiirinen, yleistetty Pareto-jakautuma sekä Monte Carlo simulointi). Soveltamalla näitä vaihtoehtoisia lähestymistapoja saatiin analyysin tuloksena haarukoitua osakeriskiluokassa sovelletuiksi parametriarvoiksi luokkakohtaisen VaR-stressin sekä odotetun tuoton osalta seuraavat:

<b>Luokka</b>	<b>Luokan stressi</b>	<b>tuotto-odotus</b>
Eurooppa, kehittyneet markkinat	34 %	8 %
Kehittyvät markkinat	37 %	10 %
Pohjois-Amerikka, kehittyneet markkinat	32 %	8 %
Aasia ja Tyynimeri, kehittyneet markkinat	35 %	8 %

Nämä luvut ovat linjassa suoritetun tilastollisen tarkastelun kanssa ja siten ainakin johdonmukaisia toteutetun taustatyön kanssa.

Yksi mietityttämään jäänyt valinta toteutetussa tarkastelussa on Suomen jättäminen pois erillisenä faktorina ehdotetussa luokkajaossa. Taustamateriaalin mukaan yli 40% sijoituksista on kuitenkin kiinni Suomessa, jolloin maariskin roolia ei tulisi kyseisessä omaisuuserässä ainakaan väheksyä. Mielestäni tätä korostaa taustamateriaalissakin useasti esille

<sup>2</sup>Sääntö ei huomioi epäsuoraa omistamista, joten se ei luonnollisesti kykene täysin arvioimaan eksaktia keskittymäriskiä.

nostettu kansallisen indeksin korostunut riskillisuus verrattaessa eurooppalaiseen yleisindeksiin. Ymmärrän kyllä, että korkeampi riskipaino kansallisille osakekohde-etuuksille (tai niihin rinnastettavissa oleville sijoituskohteille) on sijoitusallokaation kansallisen merkittävyyden mielessä kestävä. Haluan joka tapauksessa nostaa esille sen, että taustamateriaalissa käsitellyn tilastollisen aineiston valossa kansallinen indeksi ei kuitenkaan ole vielä käyttäytynyt yhtä vähäriskisesti kuin eurooppalainen yleisindeksi.

Vakavaraisuuskehikon suunnittelun taustatarkastelussa nostetaan esille indeksien häntäriippuvuudet. Tämä on hyvä ja tärkeä huomio sillä korostaa oikeanlaisen häntäriippuvuusmallinnuksen tarvetta. Havainto ei myöskään ole jäänyt huomaamatta rahoitustutkimuksessa. Itse asiassa viimeaikaiset aiheeseen liittyvät tutkimukset korostavat mm. idiosynkraattisten riskikomponenttien paksuhäntäisyyden siirtymistä aggregaattitasolle juuri siitä syystä, että potenssimuotoisten häntien aggregaatit omaavat vastaavanlaiset hännät. Lisäksi häntäriskeillä on havaittu olevan merkittävä selityskyky osaketuotoille, niiden pitkän aikavälin riskillisyydelle sekä riskipreemiolle (kts. Gabaix (2012) sekä Jiang ja Kelly (2013)). Vastavasti malliepävarmuuden vaikutus osakekohde-etuuksien pitkän aikavälin riskillisyyteen on pikemminkin niitä kasvattava kuin madaltava (kts. Diris (2011) sekä Pastor ja Stambaugh (2012)). Tämä on sikäli tärkeä havainto, että se mitätöi perinteiset ajallisen hajautuksen argumentit joiden mukaan osakesijoituksen riskillisuus madaltuu ajassa kohde-etuushintojen keskiarvoon hakeutumisen myötä. Mielestäni tämän havainnon merkittävyys vain korostuu työeläkejärjestelmän sijoitushorisonttia silmälläpitäen.

**3.2. Korkoriski.** Korkoriskikomponentin arviointi perustuu esitetystä kehikosta epälineaariseen (duraation suhteen aidosti konvekseen) malliin, jossa korkoinstrumentin riskipaino määräytyy kaavasta

$$RW_i = D_i Z_{\text{korko}} - p_0 D_i^\gamma,$$

missä  $D_i$  on instrumentin duraatio,  $Z_{\text{korko}} = 2\%$  on valitun korkoshokin (joka voidaan tulkita toteutetun tilastollisen analyysin valossa korkokäyrällä tapahtuvana äärimmäisenä tasosiirtymänä) suuruus,  $p_0 = 3.3\%$  on riskittömälle duraatioltaan yhden vuoden mittaiselle käteisinstrumentille estimoitu tuotto ja  $\gamma = 0.134$  on korkokäyrän muotoparametri. Esitetystä laskentakaavassa ensimmäinen termi on tavanomainen ensimmäisen kertaluvun Taylorin sarja-approksimaation mukainen termi, kun taas jälkimmäinen termi on lisätty korkokäyrän kaarevuuden huomioimiseksi (vastaa tietyllä luotettavuudella *Nelson-Siegel*-korkokäyrämallin kaarevuusfaktoria). Valitulla tavalla saadaan korkoriski sisällytettyä yhteen melko yksinkertaiseen kaavaan, jossa laskennan kannalta keskeisin informaatio kiteytyy kyseessä olevan

instrumentin modifioituun duraatioon sekä oletettuun korkokäyrän tasosiirtymästressiin.

Edellä mainitun yksinkertaistamisen hinta on luonnollisesti valitun lähestymistavan kykenemättömyys erottelemaan eri maturiteettiluokkien sisältämää korkoriskiä (lisäksi duraaation tiedetään olevan melko puutteellinen mitta arvioitaessa velkakirjaportfolioon korkoriskiä; katso Longstaff ja Schwartz (1993)). Juuri tämän puutteen takia on korkoriskin hallintaa koskevassa kirjallisuudessa nostettu vaihtoehtoisena tapana esille Nelson-Siegel-mallin mukaiseen faktorisoituun korkoduraatioon perustuva lähestymistapa (esim. Diebold et al. (2006) sekä kappale 4.2 kirjassa Veronesi (2010)). Kyseisen lähestymistavan etuna perinteiseen modifioituun duraatioon tai konveksisuuteen perustuviin menetelmiin on sen kyky erotella korkokäyrällä tapahtuvat satunnaiset muutokset dynamiikkaa ajavien faktorien kautta. Koska nämä faktorit sisältävät korkokäyrän taso-, jyrkkyys- sekä kaarevuusinformaation se kykenee kuvaamaan tehokkaasti velkakirja-allokaation kohtaaman kokonaisriskin. Menetelmän soveltaminen edellyttää korkokäyrän satunnaisuutta ajavien satunnaisten faktoreiden tilastollisten ominaisuuksien (Diebold ja Li (2006)) sekä instrumenttien faktoriduraatioiden määrittämisen ja on siten laskentateknisesti esitettyä menetelmää hieman vaativampi. Toisaalta kuten paperissa Diebold et al. (2006) havainnollistetaan, sen performanssi on tavanomaista duraatiopohjaista tarkastelua parempi.

**3.3. Kiinteistöriski.** Esitetyssä vakavaraisuuslaskentakehikossa kiinteistöriski on jaettu melko karkeasti vain kahteen luokkaan. Siten esitetty kehikko ylenkatsoo nykymuodossaan mahdolliset ulkomaihin toteutetut suorat kiinteistöinvestoinnit (koska *REIT*:ien kautta toteutetut kiinteistösijoitukset ovat sisällytettynä osakeriskiluokkaan). Jako on siten mielestäni liian karkea ainakin kansainvälisen kiinteistösijoittamisen riskillisyyden arvioinnin näkökulmasta.

Kiinteistösijoitusten riskillisyyden arviointi on toteutettu siten, että se arvioi tietyn varauksin kohtuullisesti kansallisen kiinteistöportfolion arvon kehittymistä sekä sen riskillisyyttä. Tässä kohtaa on tosin syytä mainita, että tuoreessa asuinkiinteistöjen hintojen ajallista kehittymistä koskevassa tutkimuksessa Oikarinen (2010) argumentoidaan, että työeläkevakuuttajan sijoitushorisontilla kansallisten asuinkiinteistösijoitusten riskillisuus pyrkii pikemminkin lisääntymään kuin vähenemään. Siltä osin tutkimuksen tulokset ovat siis linjassa

aiemmin mainittujen osakekohde-etuustuottojen ajallista riskillisyyttä tarkastelleiden rahoitustutkimusten kanssa (Diris (2011) sekä Pastor ja Stambaugh (2012)). Norjan valtiovarainministeriölle tehdyssä mittavassa kansainvälistä kiinteistösiioittamista käsittelevässä katsauksessa Hoesli ja Lizieri (2007) painotetaan autokorreloituneisuuden roolia kiinteistösiioittamisen riskillisyyden arvioinnissa sen aiheuttaman riskillisyyden aliarvioimisen kautta. Kyseisen katsauksen mukaan kiinteistötuottoaikasarjoilla on monia ominaisuuksia jotka tekevät niistä sijoitusportfolion riskienhallintänäkökulmasta haastavia (voimakasta häntäriippuvuutta muiden omaisuusluokkien kanssa, tuottojakautumat vinoja, voimakasta autokorreloituneisuutta, luotettavan ja pitkän aikasarja-aineiston vähäisyys, ymv.). Edellä mainitut seikat saattavat olla merkityksellisiä yhtiöiden lisätessä ulkomaista kiinteistöomaisuutta. Täten mielestäni tulisi ainakin harkita kiinteistösiioitusluokkien kasvattamista huomioimaan kansainvälinen hajautus vastaavalla tavalla kuin osakeriskiluokassa.

**3.4. Johdannaisriskit.** Johdannaisriskien mittaaminen on erittäin haastava rahoituksen riskienhallinnan alue jota varten on juuri sen asettamien tilastollisten ja matemaattisten haasteiden takia kehitetty lukuisia eri lähestymistapoja. Yhtenä keskeisenä haasteena on se, että johdannaisinstrumenteilla voidaan oikein sovellettuna aidosti alentaa annetun position riskillisyyttä täydentämällä allokaatiota sellaisilla instrumenteilla joiden korrelaatio position muiden omaisuususerien kanssa on negatiivinen (klassinen esimerkki on portfoliosuojaus; kts. esimerkiksi Ahn et al. (1999) ja Deelstra et al. (2007)). Toisaalta huonosti valittu johdannaisallokaatio voi lisätä merkittävästi allokaation riskillisyyttä ilman merkittävää lisäkompensaatiota kannetusta riskistä. Riskienhallinnan kannalta merkittävät tekijät ovat sovellettujen johdannaisten toteutusluokka (amerikkalainen, eurooppalainen, bermudalainen, aasialainen, jne), johdannaisinstrumenttien palkkiokuvauksien muoto, johdannaisinstrumenttien maturiteetti (tyypillisesti merkittävästi lyhyempi kuin vakavaraisuuskehikon vuoden aikahorisontti), sekä luonnollisesti perustana olevan tai olevien kohde-etuuksien ajallinen sekä tilallinen käyttäytyminen. Nämä kaikki ovat merkityksellisiä tekijöitä sovellettaessa approksimatiivisia muotoja johdannaisportfolion tappioriskin määrittämisessä.

Esitetyssä vakavaraisuuskehikossa johdannaisriskin arvioinnissa nojataan johdannaishintojen  $\Delta$ -approksimaatioon. Kyseinen approksimaatio nojaa ensimmäisen asteen Taylorin sarjaan, sillä jos  $P_i^T(t, \mathbf{S}_t)$  on yksittäisen maturiteetin  $T$  omaavan johdannaisten hinta hetkellä  $t$ ,  $\mathbf{S}_t$  on johdannaisten perustana olevien hintojen muodostama vektori ja hinta  $P_i^T(t, \mathbf{S}_t)$  on riittävän sileä niin silloin Taylorin lauseen nojalla pätee (pienille muutoksille)

$$P_i^T(t + \Delta t, \mathbf{S}_{t+\Delta t}) - P_i^T(t, \mathbf{S}_t) \approx \Theta \Delta t + D' \Delta \mathbf{S}_t,$$

jossa  $\Theta = \frac{\partial}{\partial t} P_i^T$  on johdannaishinnan aikaherkkyys,  $D = \nabla P_i^T$  on johdannaishinnan deltojen (hintaherkkyyksien) muodostama vektori (tilamuuttujien suhteen määritelty gradientti) ja  $\Delta \mathbf{S}_t$  on tarkasteluajavälin aikana koettu hintojen satunnainen muutos. Tällöin, mikäli hinnanmuutos oletetaan elliptisesti jakautuneeksi, voidaan suoraan havaita, että yksittäisen johdannaisinstrumentin tappiojakautuman fraktiili on esitettävissä muodossa

$$\text{VaR}_\alpha^i = Z_{1-\alpha} \sqrt{D' \Sigma D} - \Theta \Delta t - D' \mu,$$

jossa  $\Sigma$  on positiividefiniitti ja symmetrinen matriisi (gaussisessa tapauksessa sen on hinnanmuutoksien kovarianssimatriisi),  $\mu$  on odotettujen hinnanmuutoksien vektori ja  $Z_{1-\alpha}$  on standardoidun elliptisen jakautuman fraktiili. Kuten rahoituksen riskienhallintakirjallisuudesta tiedetään, on kyseinen approksimaatio validi vain hyvin tiukkojen johdannaisinstrumentin maturiteettia sekä sen arvottamisen perustana olevan (tai olevien) kohde-etuushinnan (tai hintojen) vallitsevasta tasosta sekä probabilistisesta rakenteesta. Lisäksi myös kyseessä olevalla johdannaissluokalla on oma keskeinen merkityksensä, sillä johdannaisinstrumentin hintaherkkyys riippuu merkittävästi johdannaisten toteutustyyppistä. Kuten Zymler et al. (2013) painottaa (kts. myös El Ghaoui et al. (2003)), johdannaissportfolioiden tuottojakautumat ovat yleensä johdannaisinstrumenttien luonteesta johtuen korostuneen vinoja tai huipukkaita, jolloin gaussisiin rakenteisiin nojaavat VaR-arviot tyypillisesti aliarvioivat johdannaissallokaation todellisen riskin mahdollisesti hyvinkin korostuneesti. Juuri tämä epälineaaristen johdannaissportfolioiden VaR-mitan määrittämisen haasteellisuus on herättänyt melko suurta akateemista mielenkiintoa ja sen määrittämiseksi onkin esitetty useita vaihtoehtoisia lähestymistapoja (kts. esim. Albanese et al. (2002, 2004), Britten-Jones ja Schaefer (1999), Brummelhuis et al. (2002), Duffie ja Pan (1997), El-Jahel et al. (1999), Feuerverger ja Wong (2000), Glasserman et al. (2002), Sadefo Kamdem (2005, 2009) sekä Zymler et al. (2013)).

Yksi varovaisuutta korostava suoraviivainen tapa joka noudattaisi pääosin kehikossa toteutettua lähestymistapaa olisi luonnollisesti toteuttaa  $\Delta$ -approksimaatioon pohjautuva tarkastelu vaihtoehtoisesti tilanteessa, jossa perustana ovat riskikomponenttien muutokset mallinnettaisiin moniulotteisen  $t$ -jakautuman avulla (kts. Sadefo Kamdem (2005, 2009)). Vaikka tarkastelu perustuu siinäkin tapauksessa pelkästään ensimmäisen kertaluvun approksimaatioon on se kuitenkin erityisesti häntäriskejä korostava, sillä kuten yleisesti on tunnettua, ovat  $t$ -jakautuman hännät ja sitä kautta fraktiilit huomattavasti gaussisia korkeampia järkeville vapausasteille. Lähestymistavan etuna on lisäksi se, että siinäkin tapauksessa vakavaraisuuspääomaan määrittämisessä voidaan nojata riskiaggregoinnin neliöjuurisääntöön

(kts. Albanese et al. (2004) sekä Sadefo Kamdem (2005, 2009)) siten, että määritettäessä riskikomponenttien fraktiileita (stressejä) tulee ne määrittää identiteetistä joka huomioi jakautuman vapausasteet ja sitä kautta sen mahdollisen paksuhäntäisyyden. Ongelmalliseksi lähestymistavan puolestaan tekee se, ettei se salli suoraan yksilöllistä häntäjakauman mallinnusta. Tällöin yhtenä vaihtoehtona on käyttää  $t$ -jakautumien sekoitteita jotka huomioisivat mahdollisesti kohde-etuuskeskeiset eroavuudet marginaaleilla yhteisvaihtelurakenteen sekä keskiarvot kuitenkin säilyttäen. Kyseisessä tapauksessa riskiaggregoinnin neliöjuurisääntö on yhä voimassa (Sadefo Kamdem (2009)) ja siten valitun kehikon kanssa johdonmukainen.

Tavanomaisin delta-approksimaatiota yleisempi approksimatiivinen johdannaisportfolio-riskin arvioimismenetelmä on ns. delta-gamma menetelmä. Se on kehikossa sovelletun delta-menetelmän yleistys joka huomioi johdannaisinstrumenttien hintojen toisen asteen riippuvuuden johdannaisinstrumenttien perustana olevista hinnoista (matemaattisesti ilmaistuna kyseessä on siis toisen asteen Taylorin polynomi). Täsmällisemmin ilmaistuna, jos  $P_i^T(t, \mathbf{S}_t)$  on yksittäisen maturiteetin  $T$  omaavan johdannaisen hinta hetkellä  $t$ ,  $\mathbf{S}_t$  on perustana olevien hintojen muodostama vektori ja hinta  $P_i^T(t, \mathbf{S}_t)$  on riittävän sileä, niin tällöin johdannaisinstrumentin ajalliselle hinnanmuutokselle pätee

$$P_i^T(t + \Delta t, \mathbf{S}_{t+\Delta t}) - P_i^T(t, \mathbf{S}_t) \approx \Theta \Delta t + D' \Delta \mathbf{S}_t + \frac{1}{2} \Delta \mathbf{S}_t' \Gamma \Delta \mathbf{S}_t,$$

jossa  $\Gamma = H[P_i^T]$  on johdannaishinnan gammojen muodostama neliömatriisi (Hessen matriisi). Kirjan Glasserman (2003) kappaleessa 9.1.2. esitetään tavanomaiseen kovarianssimatriisin Choleskyn hajotelmaan sekä symmetristen matriisien diagonaalisointiin perustuva menetelmä johdannaisportfolion VaR-mitan määrittämiseksi kun kohde-etuushintojen muutos oletetaan multinormaaliksi, ts. kun  $\Delta \mathbf{S}_t \sim N(\mu, \Sigma)$ . Kyseinen menetelmä yleistetään artikkelissa Glasserman et al. (2002) (kts. myös kappale 9.3. kirjassa Glasserman (2003)) moniulotteisen  $t$ -jakautuman tapaukseen, jolloin  $\Delta \mathbf{S}_t \sim t_\nu(\mu, \Sigma)$  (kts. myös Sadefo Kamdem ja Genz (2008)). Tutkimuksessa johdetaan yllä esitetyn toisen asteen approksimaation pohjalta kaksi vaihtoehtoista tapaa johdannaisportfolion VaR-mitan arvioimiseksi. Ensimmäinen menetelmä nojaa gaussisen tapauksen mukaisesti johdannaishinnan perustana olevien kohde-etuushintojen muutoksien yhteisvaihtelurakennetta kuvaavan matriisin Choleskyn hajotelmaan sekä kyseisen matriisin ja gamma-matriisin tulon ominaisarvohajotelmaan kun taas jälkimmäinen vie neliöapproksimaatioon perustuvaa analyysia eteenpäin Monte Carlo simuloinnin pohjalta. Kyseisen artikkelin keskeinen tulos on, että ominaisarvohajotelmaan perustuva tarkastelu johtaa kohtuullisen hyviin VaR-arvioihin joita voidaan vielä täsmentää Monte Carlo simulointia soveltamalla (suhteelliset virheet ovat tietyissä

tapauksissa perusapproksimaatiossa melko korkeita). Vakavaraisuuskehikon kannalta var-  
teenotettava mahdollinen vaihtoehto voisi olla ensimmäisen muodon soveltaminen sillä  
varauksella, että toisen asteen delta-gamma menetelmä on yhtä lailla approksimatiivinen  
kuin delta-menetelmä ja sitä kautta senkin toimivuus perustuu pitkälti siihen missä tilassa  
johdannaisinstrumenttien perustana olevat kohde-etuusarvot ovat tarkasteluajankohdal-  
la, johdannaisinstrumenttien maturiteeteista sekä niiden toteutustavasta. Täsmällisempi  
lähestymistapa edellyttäisi luonnollisesti Monte Carlo simulointia sillä siinä tapauksessa  
tarvittavista fraktiileista saataisiin täsmällisemmät estimaatit. On kuitenkin selvää, ettei sii-  
näkään tapauksessa saada tarkastelusta eliminoitua malliriskiä joka on keskeinen vaikuttava  
tekijä kaikissa vaihtoehdoissa.

Kolmas vaihtoehtoinen tapa toteuttaa johdannaisportfolion vakavaraisuusvaatimuksen  
määräytymisen tarkastelu olisi soveltaa johdettua stressiperustaista tarkastelua suoraan it-  
se johdannaisinstrumenttien hintoihin (kts. esim. Vatanen (2014)). Tällainen tarkastelu on  
melko suoraviivaisesti toteutettavissa erityisesti tilanteissa, joissa johdannaisen käypä arvo  
 $P_i^T(t, \mathbf{S}_t)$  tunnetaan malliteoreettisen tarkastelun pohjalta eksplisiittisesti (esim. normaali  
moniulotteinen Black Scholes kehikko sekä tietyin varauksin esim. ajallisia toteutusjousto-  
ja omaavien johdannaisten tapauksessa approksimatiivisesti saatavat johdannaishinnat (kts.  
Broadie ja Detemple (1996), Geske ja Johnson (1984) sekä Longstaff ja Schwartz (2001)).  
Sellaisessa asetelmassa on luonnollisesti mahdollista tarkastella suoraan johdannaisportfolion  
tappioita stressattujen kohde-etuushintojen avulla. Täsmällisemmin ilmaistuna, jos johdan-  
naisen käypä arvo  $P_i^T(t, \mathbf{S}_t)$  on analyttisesti tunnettu ja tarkasteluajavälin stressattu kohde-  
etuusarvo on muotoa  $\mathbf{S}_{t+\Delta t} = \mathbf{S}_t + \Delta \mathbf{S}_t$ , niin tällöin arvio yksittäisen johdannaisposition tap-  
piosta voidaan määrittää suoraan tarkastelemalla erotusta  $P_i^T(t, \mathbf{S}_t) - P_i^T(t + \Delta t, \mathbf{S}_t + \Delta \mathbf{S}_t)$   
(luonnollisesti sopivasti diskontattuna mikäli pääoma halutaan ilmaista tarkasteluajankohdan  
rahayksiköissä). Ongelmana tällöin on toteutetun stressin suunta, sillä kuten hyvin tiedetään,  
kasvattaa positiivinen stressi kasvavan (ja puolestaan alentaa vähenevän) palkkiokuvauksen  
omaavien johdannaisinstrumenttien arvoja. Tilanne on luonnollisesti vielä monimutkaisempi,  
jos johdannaisposition palkkio sisältää sekä kasvavia että väheneviä osia. Kyseisessä tapauk-  
sessa johdannaisposition tappiojakautuman arviointi edellyttää luonnollisesti kaksisuuntaista  
stressausta joka huomioi tarkasteluajavälillä tilastollisesti tai malliteoreettisesti perustelta-  
vissa olevat äärimmäiset shokit.

**3.5. Vipurahastoriskien arviointi.** Vaikka ETK:n toimeksiannosta toteutetun tutkimuksen Kahra (2011) mukaan vipurahastot tarjoavat houkuttelevan vaihtoehtoisen sijoituskannan työeläkeyhtiöille, nostaa tuore rahoitustutkimus esille useita mahdollisia sudenkuoppia vipurahastosijoitusten tuottojen sekä riskillisyyden arvioinnin osalta (eikä siis pelkästään survival bias-ongelmaa tai aineiston uskottavuusongelmaa; kts. Jiang ja Kelly (2012) sekä Jiang ja Kelly (2013)). Viimeaikainen rahoitustutkimus on nostanut esille tiettyjä kielteisiä komponentteja vipurahastotuotoista ja niiden todellisesta riskillisyydestä. Kyseiset tutkimustulokset antavat mielestäni melko kielteisen käsityksen vipurahastotuottojen riippuvuusrakenteesta ja riskillisyydestä ja tukevat taustamateriaalissa esille nostettua argumenttia jonka mukaan: "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." Vastaavanlaista argumentointia löytyy esim. tutkimuksessa Jiang ja Kelly (2012) jossa painotetaan vipurahastotuottojen paksuhäntäisyyttä ja nostetaan esille argumentti jonka mukaan vipurahastotuotoista merkittävä osa voidaan nähdä hyvityksenä katastrofivakuuttamisesta (kts. myös Bali et al. (2011), Dudley ja Nimalendran (2011) sekä Landoni ja Sastry (2013)).



#### 4. YHTEENVETO

Edellä toteutetussa tarkastelussa on pyritty arvioimaan kriittisesti nykytiedon valossa työeläkelaitosten vakavaraisuussäätelyä kehittävän työryhmän suunnittelemaa vakavaraisuuslaskentakehikkoa. Arvioinnissa on pyritty tarkoituksellisesti nostamaan esille valittuun institutionaalisen sijoittajan tappioriskin kuvaamiseen sekä sen mittaamiseen liittyviä ongelmakohtia, jotka on syytä tiedostaa asetettaessa vakavaraisuussäätelykehikon rajoja. Lisäksi arviossa esitetään joitain mahdollisia kehitysehdotuksia erityisesti johdannaisriskien mittaamisen sekä hienomman riskiluokkajaon osalta.

Yleisesti ottaen voidaan todeta, että työryhmän suunnittelema kehikko noudattaa tätä nykyä melko yleisesti käytössä olevia vakavaraisuuden arviointikehikoita. Siltä osin se on linjassa kansainvälisten sijoitusriskin arvioinnissa ja hallinnassa sovellettavien peruslähestymistapojen kanssa. Valittu säätelykehikko voidaan siten nähdä toimivana valvojamallin perustana, jolle löytyy myös kansainvälisiä vastineita. Suunnitellun kehikon perusideana on asettaa tilastollisen tarkastelun pohjalta vakavaraisuusrajat, jotka tarjoaisivat tilastollisessa mielessä riittävän suojan kerran neljässäkymmenessä vuodessa tapahtuvaa shokkia vastaan. Kuten tilastollisessa tarkastelussa yleensä, on työryhmä tehnyt joitakin vahvoja rakenteellisia oletuksia sekä yksinkertaistuksia toimivan ja laskennallisesti suoraviivaisen normiston määrittämiseksi.

Kehikon keskiössä ovat eri riskiluokkien tilastollinen yhteisvaihtelu. Kuten historiasta hyvin tiedetään, stressatussa markkinatilanteessa juuri eri kohde-etuustuottojen yhtäaikaiset ennakoimattomat negatiiviset muutokset ovat institutionaalisten sijoittajien allokaatioiden kannalta poikkeuksellisen kielteisiä. Siksi toimivan vakavaraisuuskehikon tulee huomioida tämä yhteisvaihtelu, kun asetetaan malliteoreettisesti perusteltavissa olevia rajoja eri riskiluokille.

Arviossa nostetaan myös esille valitun kehikon kykenemättömyys huomioimaan ns. asymptoottinen häntäriippuvuus eri riskiluokkien välillä. Tällä riippuvuus käsitteellä viitataan eri riskiluokkien väliseen tilastolliseen riippuvuuteen, joka ilmenee vain äärimmäisissä tapauksissa, kun eri riskiluokat saavuttavat yhtäaikaisia äärimmäisiä arvoja toisistaan riippuen (esimerkiksi merkittävän systeemisen riskin realisoituessa). Valitulla 97.5%:n varmuustasolla edellä mainittu häntäriippuvuus ei pääosissa riskiluokkia ole vielä niin

merkittävää, että monimutkaisempien ja laskennallisesti vaativampien riskiluokkamallien soveltaminen olisi täysin perusteltua. Työryhmä on pyrkinyt huomiomaan tämän äärimmäisen riippuvuusrakenteen ja kalibroinut riskiluokkien yhteisvaihtelurakennetta (korrelaatioita) häntäriippuvuuden suuntaisesti aina, kun tilastollinen analyysi on antanut sille aiheutta. Tällä tavalla sääntelymallia on pyritty kontrolloimaan yksinkertaisella tavalla varovaisuusperiaatteen mukaisesti siten, että se ei karkeasti aliarvioisi mahdollisesti yhtäaikaisesti realisoituvia kielteisiä shokkeja valitulla varmuustasolla.

Vaikka suunniteltua sääntelykehikkoa voidaan pitää joidenkin maa- ja kiinteistösijoitus-riskikomponenttien osalta karkeajakoisena, muodostaa se parannuksen aiemmin sovelletusta arviointikehikosta. Ehdotettu kehikko huomioi työeläkejärjestelmän kannalta keskeiset rahoitusriskit niitä kuvaavien aggregoitujen riskifaktoreiden kautta, joiden tilastolliset otossuureet on johdettu ajankohtaista talousdataa soveltamalla (jolloin käytetty aineisto sisältää myös vastikään koetun finanssikriisin). Siten ehdotettu kehikko on siltä osin linjassa perinteisen rahoitusteoreettisen mallinnuksen kanssa. Kehikossa sovelletut aggregaattifaktorit huomioivat mm. luottoriskillisiin kohde-etuuksiin kohdistuvan luottoriskin erillisten korkomarginaaliriskikomponenttien kautta. Koska korkomarginaaliriskifaktorit perustuvat puolestaan luottoriskillisten instrumenttien luottoluokituksiin voidaan perustellusti todeta, että sovellettu mallinnustapa on valittu siten, että se kykenee asettamaan luottoriskiperustaisen vakavaraisuuspääomavaatimuksen erillisille luottoriskikomponenteille.

Arvioinnissa nostetaan kriittisesti esille myös sovelletun tappioriskien aggregointisäännön validiteetti yleisessä asetelmassa. Kuten analyysissä nostetaan esille, on valittu aggregointisääntö eksaktisti validi tiettyjen tappioriskikomponenttien satunnaisuutta kuvaavien todennäköisyysjakautumaolettamusten alaisuudessa. Muodollisesti ottaen ehdotettu riskien aggregointisääntö on täsmällinen vain ns. elliptisille tappiojakautumille. Koska kyseiset tappiojakautumat ovat symmetrisiä, sovellettu aggregointisääntö saattaa aliarvioida sellaisten riskitekijöiden todellista riskiä, joiden tappiojakautumat ovat voimakkaasti vinoja tai huipukkaita. Karkeasti ottaen vakavaraisuuskehikossa sovelletussa riskiluokkajaossa erityisesti johdannaisriskit sekä tietyltä osin vipurahastoriskit kohtaavat tyypillisesti edellä mainitun kaltaisia vinoja tappiojakautumia. Tällöin sovellettamalla ehdotettua tappioriskien aggregointisääntöä voidaan saada tulokseksi arvio, joka mahdollisesti poikkeaa merkittävästi jakautumapohjaisesta arviosta.

## VIITTEET

- Ahn, D.-H., Boudoukh, J., Richardson, M. ja Whitelaw, R.F., *Optimal risk management using options*, 1999, *Journal of Finance*, **54**, 359–375.
- Albanese, C., Seco, L., *Harmonic analysis in value-at-risk calculations*, 2001, *Revista Matemática Iberoamericana*, **17**, 195–219.
- Albanese, C., Jackson, K. and P.Wiberg, *Dimension reduction for Value-at-Risk*, *Journal of Risk Finance*, **3**, 41–53.
- Albanese, C., Jackson, K. ja Wiberg, P. *A new Fourier transform algorithm for value-at-risk*, 2004, *Quantitative Finance*, **4**, 328–338.
- Bali, T. G., Brown, S. J. ja Caglayan, M. O. *Do hedge funds' exposures to risk factors predict their future returns?*, 2011, *Journal of Financial Economics*, **101**, 36–68.
- BIS, *Fundamental review of the trading book: A revised Market Risk Framework*, 2013 (<http://www.bis.org/publ/bcbs265.htm>).
- Bellini, F., Klar, B., Muller, A. ja Rosazza Gianin, E. R. *Generalized quantiles as risk measures*, 2014, *Insurance: Mathematics and Economics*, **54**, 41–48.
- Bradley, B. O. ja Taqqu, M. S. *Financial Risk and Heavy Tails*, 2002, teoksessa *Heavy-Tailed Distributions in Finance*, S.T. Rachev (ed.), Amsterdam, North Holland.
- Breuer, T., Jandačka, M., Rheinberger, K., ja Summer, M. *How to find plausible, severe, and useful stress scenarios*, 2009, *The International Journal of Central Banking*, **5**, 205–224.
- Breuer, T. *Overcoming dimensional dependence of Maximum Loss*, 2008, *Journal of Risk*, **11**, 79–92.
- Britten-Jones, M. ja Schaefer, S. M. *Non-Linear Value-at-Risk*, 1999, *European Finance Review*, **2**, 161–187.
- Broadie, ja Detemple, J. *American option valuation : new bounds, approximations and a comparison of existing methods*, 1996, *Review of Financial Studies*, **9**, 1211–1250.
- Brummelhuis, R., Cordoba, A., Quintanilla, M. ja Seco, L. *Principal component value-at-risk*, 2002, *Mathematical Finance*, **12**, 23–43.
- Capiello, L., Engle, R. F. ja Sheppard, K. *Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns*, 2006, *Journal of Financial Econometrics*, **4**, 537–572.
- Credit Suisse Global Investment Returns Source-book 2013, Credit Suisse Research Institute.
- Danielsson, J., Embrechts, P., Goodhart, C., Keating, C., Muennich, F., Renault, O. ja Hyun Song Shin *An Academic Response to Basel II*, 2001, Financial Markets Group, Special paper No 130, London School of Economics.

- Deelstra, G., Ezzine, A., Heyman, D. ja Vanmaele, M. *Managing value-at-risk for a bond using bond put options*, 2007, *Computational Economics*, **29**, 139–149.
- de La Grandville, O., *Bond Pricing and Portfolio Analysis*, 2001, MIT University Press, Massachusetts.
- Demarta, S. ja McNeil, A. J. *The  $t$  Copula and Related Copulas*, 2005, *International Statistical Review*, **73**, 111–129.
- Diebold, F. X., Lei, J. ja Li, C. *A Three-Factor Yield Curve Model: Non-Affine Structure, Systematic Risk Sources, and Generalized Duration*, 2006, teoksessa *Long-run Growth and Short-run Stabilization: Essays in Memory of Albert Ando*, Klein L. R. (toim.), Cheltenham: Edward Elgar, 240–274.
- Diebold, F. ja Li, C. *Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields*, 2006, *Journal of Econometrics*, **130**, 337–364.
- Diris, B. *Model uncertainty for long-term investors*, 2011, Econometric Institute of Erasmus University Rotterdam, working paper.
- Dudley, E. ja Nimalendran, M. *Margins and hedge fund contagion*, 2011, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **46**, 1227–1257.
- Duffie, D. ja Pan, J. *An Overview of Value at Risk*, 1997, *The Journal of Derivatives*, **4**, 7–49.
- Duffie, D. ja Pan, J. *Analytical Value at Risk with Jumps and Credit Risk*, 2001, *Finance and Stochastics*, **5**, 155–180.
- El Ghaoui, L., Oks, M. ja Oustry, F. *Worst-case value-at-risk and robust portfolio optimization: A conic programming approach*, 2003, *Operations Research*, **51**, 543–556.
- El-Jahel, L., Perraudin, W. ja Sellin, P. *Value at Risk For Derivatives*, 1999, *The Journal of Derivatives*, **6**, 7–26.
- Embrechts, P. ja Hofert, M. *Statistics and Quantitative Risk Management for Banking and Insurance*, 2014, *Annual Review of Statistics and its Applications*, **1**, 493–514.
- Embrechts P., Lindskog, F. ja McNeil, A. *Modeling Dependence with Copulas and Applications to Risk Management*, 2003, teoksessa *Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance*, ed. S. Rachev, Elsevier, 329–384.
- Embrechts P., McNeil, A. ja Straumann, D. *Correlation: Pitfalls and alternatives*, 1999, *RISK Magazine*, **12**, 69–71.
- Embrechts, P., McNeil, A. ja Straumann, D. *Correlation and dependence in risk management: properties and pitfalls*, 2002, teoksessa *Risk Management: Value at Risk and Beyond*, ed. M.A.H. Dempster, Cambridge University Press, 176–223.
- Embrechts P., Puccetti G. ja Rüschendorf L. *Model uncertainty and VaR aggregation*, 2013, *Journal of Banking & Finance*, **37**, 2750–2764.

- Embrechts P., Puccetti G., Rüschendorf L., Wang R. ja Beleraaj A. *An Academic Response to Basel 3.5*, 2014, *Risks*, **2**, 25–48.
- Feuerverger, A. ja Wong, A. C. M. *Computation of Value-at-Risk for nonlinear portfolios*, 2000, *Journal of Risk*, **3**, 37–55.
- Gabaix, X. *Variable rare disasters: An exactly solved framework for ten puzzles in macro-finance*, 2012, *The Quarterly Journal of Economics*, **127**, 645–700.
- Geske, R. ja Johnson, H. E. *The american put options valued analytically*, 1984, *Journal of Financial Economics*, **39**, 1511–1524.
- Glasserman, P., Heidelberger, P. ja Shahabuddin, P., *Portfolio value-at-risk with heavy-tailed risk factors*, 2002, *Mathematical Finance*, **12**, 239–269.
- Glasserman, P., *Monte Carlo Methods in Financial Engineering*, 2003, Springer Series: Stochastic Modelling and Applied Probability, Vol. 53, Springer-Verlag.
- Goetzmann, W. N., Ibbotson, R. G. ja Peng, L. *A new historical database for the NYSE 1815 to 1925: Performance and predictability*, 2001, *Journal of Financial Markets*, **4**, 1–32.
- Goetzmann, W. N., Li, L. ja Rouwenhorst, K. G. *Long-Term Global Market Correlations*, 2005, *Journal of Business*, **78**, 1–38.
- Hull, J. C. *Risk Management and Financial Institutions*, 2007, Pearson, NJ, USA.
- Hoesli, M. ja Lizieri, C. *Real Estate in the Investment Portfolio*, 2007, A report prepared for the investment strategy council of the royal ministry of finance, Norja.
- Jiang, H. ja Kelly, B. T. *Tail Risk and Hedge Fund Returns*, 2012, *Chicago Booth Research Paper No. 12-44*, Fama-Miller Working Paper.
- Jiang, H. ja Kelly, B. T. *Tail Risk and Asset Prices*, 2013, *NBER Working Paper Series*, Working Paper 19375.
- Kahra, H. *Osakemarkkinoiden näkymät ja haasteet eläkesijoittamiselle*, 2009, *Eläketurvakeskuksen raportteja*, **2009:3**.
- Kahra, H. (toim.) *Hedge-rahastot työeläkesijoittajien salkuissa*, 2011, *Eläketurvakeskuksen raportteja*, **2011:2**.
- Kou, S., Peng, X. ja Heyde, C. C., *External Risk Measures and Basel Accords*, 2013, *Mathematics of Operations Research*, **38**, 393–417.
- Landoni, M. ja Sastry, R. *Quantifying Tail Risk with Low-Frequency Data*, 2013, *Columbia Business School Research Paper No. 13-35*.
- Longin F. *From VaR to stress testing: the extreme value approach*, 2000, *Journal of Banking and Finance*, **24**, 1097–1130.
- Longin F. ja Solnik, B. *Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990?*, 1995, *Journal of International Money and Finance*, **14**, 3–26.

- Longin F. ja Solnik, B. *Extreme correlation of international equity markets*, 2001, *Journal of Finance*, **56**, 651–678.
- Longstaff, F. A. ja Schwartz, E. S. *Interest Rate Volatility and Bond Prices*, 1993, *Financial Analysts Journal*, **49**, 70–74.
- Longstaff, F. A. ja Schwartz, E. S. *Valuing American Options by Simulation: A Simple Least-Squares Approach*, 2001, *The Review of Financial Studies*, **14**, 113–147.
- McNeil, A. J., Frey, R. ja Embrechts, P. *Quantitative Risk Management*, Princeton Series in Finance, Princeton UP, USA.
- McNeil, A. J. ja Smith, A. D. *Multivariate stress scenarios and solvency*, 2012, *Insurance: Mathematics and Economics*, **50**, 299–308.
- Oikarinen, E. *Momentum and mean reversion in regional housing markets: Evidence from variance ratio tests*, 2010, ACE Discussion paper series, **61**.
- Pastor, L. ja Stambaugh, R. F. *Are stocks really less volatile in the long run?*, 2012, *Journal of Finance*, **66**, 431–478.
- Quinn, D. P. ja Voth, H.-J. *A Century of Global Equity Market Correlations*, 2008, *The American Economic Review*, **98**, 535–540
- Rosenberg, J. V. ja Schuermann, T. *A General Approach to Integrated Risk Management with Skewed, Fat-tailed Risks*, 2005, Federal Reserve Bank of New York, työpäpöri.
- Sadefo Kamdem, J. *Value-At-Risk And Expected Shortfall For Linear Portfolios With Elliptically Distributed Risk Factors*, 2005, *International Journal of Theoretical & Applied Finance*, **8**, 537–551.
- Sadefo Kamdem, J.  *$\Delta$ -VaR and  $\Delta$ -TVaR for portfolios with mixture of elliptic distributions risk factors and DCC*, 2009, *Insurance: Mathematics and Economics*, **44**, 325–336.
- Sadefo Kamdem, J. ja Genz, A., *Approximation of multiple integrals over hyperboloids with application to a quadratic portfolio with options*, 2008, *Computational Statistics & Data Analysis*, **52**, 3389–3407.
- Vatanen, K. *Optioiden käsittelystä vakavaraisuuslaskennassa*, 2014, muistio.
- Veronesi, P. *Fixed Income Securities: Valuation, Risk, and Risk Management*, 2010, John Wiley & Sons, New Jersey.
- Zymler, S., Kuhn, D. ja Rustem, B. *Worst-Case Value at Risk of Nonlinear Portfolios*, 2013, *Management Science*, **59**, 172–188.