



Ismo Risku ja Kasimir Kaliva

# Sijoitusriskien ja rahoitustekniikan vaikutus TyEL-maksun kehitykseen

Eläketurvakeskuksen keskustelualoitteita  
2009:6

Eläketurvakeskus • Pensionsmyndigheten

---

# KESKUSTELUALOITTEITA

---



Ismo Risku ja Kasimir Kaliva

# Sijoitusriskien ja rahoitustekniikan vaikutus TyEL-maksun kehitykseen

Eläketurvakeskuksen keskustelualoitteita  
2009:6

Eläketurvakeskus • Pensionsmyndigheten

---

# KESKUSTELUALOITTEITA

---

**Eläketurvakeskus**

00065 ELÄKETURVAKESKUS

Puhelin 010 7511 • Faksi (09) 148 1172

---

**Pensionsskyddscentralen**

00065 PENSIONSSKYDDSCENTRALEN

Tfn 010 7511 • Fax (09) 148 1172

---

**Finnish Centre for Pensions**

FI-00065 Eläketurvakeskus Finland

Tel. +358 10 7511 • Fax +358 9 148 1172

Helsinki 2009

ISSN 1795-3103

## ABSTRAKTI

Raportissa tarkastellaan vuonna 2007 voimaan tulleen sijoitusuudistuksen vaikutusta TyEL-maksun, työeläkevarojen ja työeläkelaitosten vakavaraisuuden kehitykseen. Lisäksi vertaamme uudistettujen säännösten mukaista maksukehitystä maksukehitykseen, joka saadaan aikaiseksi asettamalla TyEL-maksun vuosittain vastaamaan odotettavissa olevaa kestäväää maksutasoa.

Sijoitusuudistuksen tavoitteena oli nostaa eläkevarojen tuotto-odotusta lisäämällä osakkeiden osuutta sijoituksista. Toteutuessaan korkeammat sijoitustuotot alentavat TyEL-maksun nousupainetta. Osakepainon lisäämiseksi eläkelaitosten vastuovelkaan lisättiin noteerattujen osakkeiden tuotoista riippuva komponentti (osaketuottosidonnainen lisävakuutusvastuu), johon osa osakeriskeistä kohdistuu. Lisäksi rahastoitujen vanhuuseläkkeiden korotukset kohdistetaan aikaisemmasta poiketen ikäluokkakohtaisesti. Tämän muutoksen avulla pyrittiin TyEL-maksun tasaisempaan kehitykseen.

Sijoitusuudistuksen vaikutusta tutkittiin yhdistämällä uusi stokastinen sijoitustuottomalli ETK:n pitkän aikavälin eläkemalliin. Mallissa osaketuotot ovat keskiarvoon hakeutuvia eli osaketuottoihin liittyvä pitkän aikavälin epävarmuus on pienempää kuin niin sanotun satunnaiskulkumallin perusteella voisi arvioida. Simulaatiotulosten perusteella rahoitusuudistus alentaa hyvin todennäköisesti TyEL-maksun nousupainetta ilman, että korkean maksutason riski kasvaisi merkittävästi. Toisaalta uudistus kasvatti maksutasoon liittyvää epävarmuutta. Rahoitustekniikalla, jossa vuotuinen maksuprosentti asetettiin vastaamaan pitkän aikavälin kestäväää tasoa, päästiin simuloinneissa merkittävästi nykyistä järjestelmää ennustettavampaan ja stabiilimpaan TyEL-maksuun.

## ABSTRACT

The aim of this report is to study an influence of the investment and financing reform in 2007 to pension financing under the Employees Pensions Act (TyEL). We also compare the reformed pension financing rules to alternative rules, where the contribution level is annually adjusted to match the expected long term sustainable level.

The target of the 2007 reform is to increase the expected return on pension assets by increasing proportion of the stock investment. Higher realised rate of investment returns has negative impact on the TyEL-contribution level. The pension providers can increase the share of the stock investments without risking their solvency, since after the reform the pension liability depends more on the realised stock returns than before the reform. Furthermore, according to the reformed rules increases in old-age pension liabilities can be targeted towards older age groups. The aim of this change is to smooth the time path of the TyEL-contribution.

We investigate an influence of the investment and financing reform by integrating a new stochastic investment model to the FCP's long-term projection model. In the investment model the stock returns are mean reverting which means that long term uncertainty of investment returns is lower than in the case of a so-called random walk model. According our simulation results the reform probably will reduce the need to increase the pension contribution in coming decades without that it significantly increases risk of the high contribution level. However, the reform increases uncertainty of the contribution level. An alternative financing technique, where the contribution level is annually adjusted to match the expected long term sustainable level, produces more predictable and stable contribution levels than the present technique.

# SISÄLTÖ

<b>1</b>	<b>Johdanto .....</b>	<b>7</b>
<b>2</b>	<b>Aikasarjamalli sijoitustuotoille ja inflaatiolle .....</b>	<b>9</b>
2.1	Johdanto aikasarjamalliin .....	9
2.2	Aineisto .....	10
2.3	Inflaatio.....	11
2.4	Lyhyt ja pitkä korko .....	12
2.5	Osaketuotto.....	15
2.6	Mallin kalibrointi ja aikasarjojen tunnusluvut .....	19
<b>3</b>	<b>Työeläkkeiden rahoitustekniikan muutokset vuoden 2007 uudistuksessa.....</b>	<b>21</b>
3.1	Rahoitustekniikka ennen vuoden 2007 uudistusta.....	21
3.2	Rahoitustekniikka vuoden 2007 uudistuksen jälkeen.....	24
<b>4</b>	<b>Simulaatioiden tulokset .....</b>	<b>29</b>
4.1	Rahoitusuudistuksen vaikutus TyEL-maksuun, -varoihin ja vakavaraisuuteen .....	29
4.2	Vastuvelan täydennysten kohdentaminen.....	35
4.3	Vaihtoehtoinen TyEL-maksun määrittäminen .....	38
<b>5</b>	<b>Yhteenveto .....</b>	<b>41</b>
<b>Liitteet.....</b>		<b>43</b>
Liite A	Simulaatioiden tuloksia.....	43
Liite B	Osaketuotot.....	47
Liite C	Aikasarja-analyysi .....	49
Liite D	Aineiston Suomen data.....	52
<b>Kirjallisuus .....</b>		<b>53</b>





# 1 Johdanto

Vuoden 2007 alussa tuli voimaan TyEL:n rahoitustekniikkaa ja sijoitustoimintaa koskeva uudistus, jonka päätavoitteena oli lisätä työeläkelaitosten riskinkantokykyä ja tätä kautta mahdollistaa entistä riskillisempien ja parempituottoisten sijoitusten tekeminen. Lisäksi rahastointisääntöksiä muutettiin siten, että sijoitustoiminnan tuottoja voidaan käyttää entistä nopeammassa aikataulussa TyEL-menojen rahoittamiseksi. Tämä vähentää TyEL-maksun korotuspainetta lähimpinä vuosikymmeninä ja hidastuttaa eläkevarojen kasvuvauhtia. Pidemmällä aikavälillä rahastojen nopeampi purkautuminen merkitsee korkeampaa maksutasoa. Uudistukset olivat jatkoa 1990-luvun loppupuolella toteutetuille yksityisalojen sijoitustoiminnan muutoksille. Työeläkemaksun kehityksen kannalta keskeisimmät lainsäädännön muutokset sisältyivät hallituksen lakiesityksiin, jotka koskivat eläkelaitosten toimintapääoman ja vastuuvelan määrittämistä (HE 77/2006) sekä vakavaraisuusrajan laskemista ja vastuuvelan kattamista (HE 79/2006). Lisäksi uudistus sisälsi lakimuutoksia Vakuutusvalvontavirastosta annettuun lakiin ja työeläkevakuutusyhtiöistä annettuun lakiin.

Tässä raportissa tutkitaan vuoden 2007 rahoitusuudistuksen vaikutuksia TyEL-maksuun ja -varoihin sekä työeläkelaitosten vakavaraisuuteen. Vaikutusarvioon ei sisällytetä vuoden 2008 poikkeuksellisia tapahtumia sijoitusmarkkinoilla, vaan lähtökohtana on arvioida tulevaa kehitystä niiden tietojen varassa, joita oli käytettävissä silloin kun uudistus tuli voimaan. Vuoden 2008 kehitys sijoitusmarkkinoilla merkitsee kuitenkin sitä, että sijoitusriskien ja TyEL:n rahoitustekniikan analysointi on yhä ajankohtaista.

Finanssikriisi aiheutti syksyllä 2008 työeläkelaitosten vakavaraisuuden nopean ja voimakkaan heikkenemisen. Joulukuussa 2008 säädettiin määräaikainen laki työeläkelaitosten vakavaraisuuden turvaamiseksi poikkeusoloissa. Toukokuussa 2009 sosiaali- ja terveysministeriö asetti työryhmän selvittämään yksityisten alojen työeläkejärjestelmän vakavaraisuussääntelyn uudistamista. Työryhmä arvioi mahdollisia muutostarpeita lainsäädäntöön.

Kuntien eläkevakuutus pyrkii asettamaan kunta-alan eläkemaksun siten, että vallitsevalla maksutasolla voitaisiin kustantaa tulevat eläkemenot. Vuoden 2007 sijoitusuudistuksen vaikutusarvion lisäksi raportissa tutkitaan, kuinka tämän idea sovellettuna TyEL-järjestelmään vaikuttaisi eläkemaksun ja -varojen ennustejakaumaan.

Raporttia varten Eläketurvakeskuksessa kehitettiin sijoitustuottojen ja inflaation aikasarjamalli syksyllä 2008. Tämän aikasarjamallin avulla generoidut stokastiset sijoitustuotto- ja inflaatiosarjat syötettiin ETK:n pitkän aikavälin eläkemalliin. Näin kutakin stokastista tuotto- ja inflaatiosarjaa kohden voitiin generoida TyEL-rahoituksen kehitys. Deterministisiä eläkelaskelmia ja pitkän aikavälin laskentamallin kuvaus löytyy muun muassa raportista Biström ym. (2007).

Raportin toisessa luvussa esitellään aikasarjamalli sijoitustuotoille ja inflaatiolle. Aikasarjamalli sisältää neljä muuttujaa: inflaatio, lyhyt korko, pitkä korko ja osaketuotto. Rakenteeltaan malli muistuttaa Wilkien (1986 ja 1995) malleja, joissa sijoitustuotot riippuvat inflaatiosta. Mallin eräs keskeinen piirre on osaketuottojen keskiarvohakuisuus. Kolmannessa luvussa kuva-

taan TyEL:n vakuutustekniikkaa ennen vuoden 2007 uudistusta sekä uudistuksen keskeisimmät kohdat. Neljäs luku sisältää simulointituloksia TyEL-maksun, -varojen ja työeläkelaitosten vakavaraisuuden sekä eräiden muiden rahoitusta kuvaavien suureiden kehityksestä. TyEL:n kehitystä simuloidaan ennen vuotta 2007 vallinneiden säädösten ja uudistettujen säädösten mukaan. Lisäksi tutkitaan, kuinka TyEL-maksu ja varat kehittyisivät, jos TyEL-rahoituksessa sovellettaisiin tekniikkaa, jossa vuotuinen maksuprosentti asetetaan pitkän aikavälin rahoitustarpeen edellyttämälle tasolle joka vuosi.

## 2 Aikasarjamalli sijoitustuotoille ja inflaatiolle

### 2.1 Johdanto aikasarjamalliin

Tässä luvussa esitellään aikasarjamalli sijoitustuotoille ja inflaatiolle. Mallilla tuotettavia stokastisia inflaatio ja sijoitussarjoja on käytetty eläkemallin syöttötietoina arvioitaessa TyEL-maksun ja varojen kehitystä. Aikasarjamalli sisältää neljä muuttujaa: inflaatio, lyhyt korko, pitkä korko ja osaketuotto. Aikaisemmin stokastisia malleja vakuutustoimintaan liittyvän sijoitusriskin kuvaamiseksi ovat esittäneet muun muassa Wilkie (1986 ja 1995) ja Yakoubov ym. (1999). Suomalaisten työeläkelaitosten sijoitustoimintaa kuvaavia malleja ovat esittäneet muun muassa Ranne (1998), Heikkilä (2004), Hilli (2004) sekä Koivu ym. (2005).

Yksi mallinnuksen kannalta olennainen kysymys on, kuinka paljon annetaan painoarvoa talusteorialle ja muulle asiantuntijainformaatiolle ja kuinka paljon taas historiallisille aikasarjoille. On jokseenkin kiistanalaista, missä määrin historialliset aikasarjat soveltuvat tulevaisuuden riskien ennustamiseen. Erityisesti ongelma koskee Suomea, joka on muuttunut pienestä avoimesta taloudesta osaksi Euroopan raha- ja talousliittoa. Toisaalta yhteisen valuutan jälkeinen aika (1999–2008) ei ole pituudeltaan riittävä eri muuttujien välisten pitkän aikavälin riippuvuuksien mallintamiseen.

Edellä mainittujen syiden johdosta mallin estimoinnissa päädyttiin käyttämään Saksan aineistoa. Saksan aineiston käyttöä puoltavat monet seikat. Empiiristen tutkimusten (Kirchkässner ja Wolters 1993) perusteella Saksalla on aikaisemmilla vuosikymmeninä ollut eurooppalaisessa talouspolitiikassa suunnannäyttäjää, joita muut maat seuraavat. Lisäksi Bundesbank on jo 1970-luvulta lähtien harrastanut Euroopan keskuspankille tyypillistä inflaation hallitsemiseen tähtäävää rahapolitiikkaa (Bernanke ja Mihov 1997; Hayo ja Hofmann 2006). Näiden syiden vuoksi saksalaisten aikasarjojen voidaan paremmin olettaa kuvaavan nykyisin vallitsevia taloudellisia olosuhteita kuin Suomen vastaavat aikasarjat.

Ei ole olemassa yksiselitteistä tapaa arvioida sijoitusriskin mallintamisessa käytettävän mallin hyvyyttä. Tilastollisten kriteerien lisäksi mallin on oltava selkeästi ymmärrettävä, helppokäyttöinen ja uskottava. Tilastollisten kriteerien mukaan aineistoon hyvin sopiva malli voi tuottaa kohtalaisella todennäköisyydellä pitkän aikavälin realisaatiota, jota ei voi pitää käytettävissä olevan informaation perusteella uskottavina. Selkeänä esimerkkinä tällaisista realisaatioista voidaan pitää negatiivisia nimelliskorkoja.

Mallin tuottamien realisaatioiden uskottavuuden takaamiseksi mallissa täytyy ottaa huomioon ehtoja, jotka rajoittavat tarkasteltavien muuttujien vaihteluita pitkällä aikavälillä. Tilastollisten kriteerien mukaan korkotasoa ja inflaatiota voidaan hyvin kuvata satunnaiskulukomponentin omaavina yksikköjuuriprosesseina. Tämä oletus kuitenkin johtaa pitkän aikavälin simuloinneissa niin leveisiin luottamusväleihin näiden muuttujien kohdalla, että ne eivät voi uskottavasti kuvata näiden muuttujien vaihteluun liittyvää epävarmuutta. Yksikköjuuriprosesien kohdalla prosessin ehdollinen varianssi kasvaa nimittäin rajattomasti ennustehorisontin kasvaessa. Järkevämpää onkin olettaa inflaatio ja korkotaso stationaarisiksi muuttujiksi, jotka

voivat vaihdella hyvin paljon eri aikajaksoilla, mutta joilla kuitenkin on pitkällä aikavälillä taipumus hakeutua odotusarvoansa kohti. Stationaaristen muuttujien ehdollinen varianssi lähestyy ennusteperiodin pituuden kasvaessa kohti äärellistä arvoa.

Myös osaketuottojen kohdalla on perusteltua tehdä pitkän aikavälin vaihtelua vähentäviä rajoitusehtoja. Yleisen mutta ei täysin kiistattoman näkemyksen mukaan osaketuottojen lyhyen aikavälin vaihtelua hyvin kuvaava satunnaiskävelymalli yliarvioi osaketuottojen pitkän aikavälin vaihtelua. Tämän näkemyksen mukaan osaketuotot ovat pitkällä aikavälillä keskiarvoon hakeutuvia. Toisin sanoen poikkeuksellisen hyvän tuottojakson jälkeen huonojen tuottojen todennäköisyys kasvaa. Vastaavasti poikkeuksellisen huono tuottojakson jälkeen hyvien tuottojen todennäköisyys kasvaa. Tässä mallissa keskiarvohakuisuutta mallinnettiin olettamalla osakkeiden arvostusta kuvaavan hinta/voitto (P/E) -suhteen ennustavan tulevia osaketuottoja.

Toinen osaketuottojen mallintamiseen liittyvä kysymys on osaketuottojen ja inflaation välinen yhteys. Vaikka yritysten osakkailleen maksamat kassavirrat (osingot ja osakkeiden takaisinnostot), joiden ennustettuun nykyarvoon osakkeiden hinta perustuu, ovat positiivisesti riippuvaisia inflaatiosta, osaketuotot korreloivat negatiivisesti inflaation kanssa. Koska pitkällä aikavälillä osakkeiden tuotto määräytyy enemmän maksettujen kassavirtojen kuin arvonmuutoksen perusteella, voidaan kuitenkin olettaa reaalityottojen ja inflaation olevan pitkällä aikavälillä toisistaan riippumattomia.

## 2.2 Aineisto

Estimoitava malli koostuu kolmesta eri sijoitusluokasta: korkopaperit, osakkeet ja joukkovelkakirjat. Suomalaiset työeläkelaitokset sijoittavat näiden lisäksi myös muun muassa kiinteistöihin ja hedge-rahastoihin. Näitä sijoitusluokkia ei ole mallissa, koska luotettavaa tuottoaineistoa ei ollut käytettävissä. Näiden sijoitusluokkien jättäminen tarkastelun ulkopuolelle vähentää mallilaskelman sijoitusten hajautusta ja näin ollen kasvattaa niiden riskiä. Emme kuitenkaan usko tämän oleellisesti vaikuttavan keskeisiin tuloksiin. Sijoitusuudistuksen vaikutusarvion kannalta osakkeiden ja joukkovelkakirjojen riski- ja tuottotasot ovat keskeisiä aikasarjamallin ominaisuuksia.

Aineistona käytettiin saksalaisia neljännesvuosiaikasarjoja, jotka olivat saatu yhdistämällä entisen Länsi-Saksan ja yhdistyneen Saksan aikasarjat. Estimoitu malli koostuu neljästä muuttujasta: inflaatio, pitkä korko, lyhyt korko ja osaketuotot. Velkakirjatuotot määräytyivät mallissa pitkän koron perusteella. Osaketuottoja kuvaava muuttuja oli saatu yhdistämällä saksalainen osakeindeksi ja yhdysvaltalainen osakeindeksi Saksan valuutaksi muutettuna. Tarkoituksena on approksimoida globaalisti hajautetun osakesalkun tuottoa ja riskiä.

Estimoinnissa käytetty aineisto:

- i) *Hintataso*. Kausivaihtelusta tasoitettu kuluttajanhintaindeksi 4/1959–4/2007, Saksa. Lähde: Bundesbank ([www.bundesbank.de/statistik/](http://www.bundesbank.de/statistik/)).
- ii) *Pitkä korko*. Viiden vuoden keskuspankkikorko, kuukauden viimeinen päivä, Saksa. Lähde: Bundesbank ([www.bundesbank.de/statistik/](http://www.bundesbank.de/statistik/)).

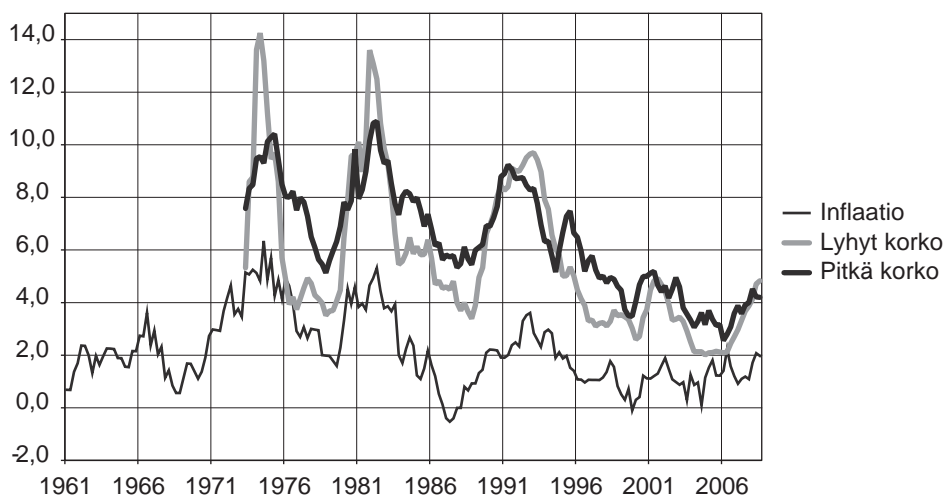
- iii) *Lyhyt korko*. Frankfurtin pankkien ilmoittama kolmen kuukauden rahamarkkinakorko, kuukauden keskiarvo. Lähde: Bundesbank (www.bundesbank.de/statistik/).
- iv) *Osaketuotto ja P/E-suhde, Saksa*. CDAX markkina-arvoindeksi, kaikki yritykset. Lähde: Global Financial Data (www.globalfindata.com).
- v) *Osaketuotto ja P/E-suhde, Yhdysvallat*. Standard & Poor 500 markkina-arvoindeksi, suuret yritykset. Lähde: Robert Shillerin kotisivu (www.econ.yale.edu/~shiller/).
- vi) *Vaihtokurssi, Saksa/Yhdysvallat*. Lähde: vuoden 1998 loppuun asti Bundesbank (www.bundesbank.de/statistik/) ja vuoden 1999 alusta lähtien ECB, Statistical Data Warehouse.

## 2.3 Inflaatio

Inflaation riippumattomuutta pitkästä ja lyhyestä korosta testattiin Granger-kausalisuustestillä. Koron nostolla on tunnetusti inflaatiota hillitsevä vaikutus ja toisaalta korkomarkkinoilla voi olla käytössä informaatiota, jonka avulla tulevaa inflaatiota voidaan ennustaa tarkemmin kuin pelkästään nykyisen ja menneen inflaatiotason perusteella. Tulosten mukaan koroilla ei ole merkittävää lisäennustevoimaa tulevan inflaation suhteen. Testien mukaan korkojen ennustevoima oli lievästi merkittävä, kun sekä lyhyt että pitkä korko olivat mallissa mukana selittäjänä. Tämä vaikutus oli kuitenkin niin vähäinen että sitä ei otettu mallissa huomioon (liite C). Inflaatio mallinnetaan eksogeenisenä autoregressiivisenä muuttujana, jonka on riippuvainen vain omista viivästetyistä arvoistaan<sup>1</sup>.

Inflaatiomalli estimoitiin käyttämällä Saksan kuluttajahintaindeksin (*CPI*) logaritmin muutosta annualisoituna ( $\pi_t = 400 \Delta \ln(CPI_t)$ ) aikavälillä 4/1959–4/2007. Logaritmin otolla taataan se, että hintaindeksi saa vain positiivisia arvoja. Inflaation kuvaaja tarkasteltavalla aikajänteellä on esitetty kuviossa 2.1.

**Kuvio 2.1.** Vuosi-inflaatio, pitkä ja lyhyt korko.



Lähde: Bundesbank.

1 Lähestymistapa on sama kuin Wilkiellä (1986 ja 1995).

Yksi mallin lähtökohdista oli inflaatioprosessin stationaarisuus. Vaikka inflaatioprosessin aikasarjaominaisuuksia on vaikeaa erottaa yksikköjuuriprosessista, joka ei ole keskiarvoon hakeutuva edes pitkällä aikavälillä, voidaan oletusta yksikköjuuresta inflaation osalta pitää epäuskottavana. Keskuspankkipolitiikalla on nimittäin inflaation vaihtelua hillitsevä vaikutus, jonka vuoksi inflaatioon liittyvä epävarmuus ei voi kasvaa mielivaltaisen suureksi. Lisäksi Culver ja Papel (1997) ovat löytäneet kansainväliseen paneeliaineistoon perustuvaa empiiristä näyttöä, jotka tukevat inflaation stationaarisuusoletusta.

Inflaatiomallin estimoinnissa käytettiin pidempää aikajaksoa kuin muiden muuttujien kohdalla. Pidempi aikaväli valittiin, koska inflaatiolle tyypillinen keskiarvohakaisuus tulee esille vasta pitkissä aikasarjoissa. Kokeilujen jälkeen päädyttiin AR(4)-malliin, jossa inflaatio riippuu neljän edeltävän vuosineljänneksen tasosta:

$$(2.1) \quad \pi_t = k_1 + k_2\pi_{t-1} + k_3\pi_{t-2} + k_3\pi_{t-3} + k_4\pi_{t-4} + \varepsilon_{1t} \quad , \text{ jossa } \varepsilon_{1t} \sim NID(0, \sigma_1^2)$$

Estimoiduksi malliksi saatiin:

$$(2.1') \quad \pi_t = 0.582 + 0.087\pi_{t-1} + 0.298\pi_{t-2} + 0.253\pi_{t-3} + 0.168\pi_{t-4} + \varepsilon_{1t} \quad , \text{ jossa } \varepsilon_{1t} \sim NID(0, 1.74^2)$$

(0.14) (0.10) (0.08) (0.08) (0.08)

Estimaattien keskivirheet on esitetty suluissa estimaatin lukuarvon alapuolella.

## 2.4 Lyhyt ja pitkä korko

Korkojen mallintamiseen liittyy neljä oletusta:

- 1) *Arbitraasivapaus*. Korkomarkkinoilla on mahdotonta tehdä voittoa tyhjästä ilman tappion mahdollisuutta. Arbitraasivapaudesta seuraa muun muassa negatiivisten korkojen mahdottomuus ja se että nollakuponkivelkakirjan hinta on maturiteetin suhteen laskeva.
- 2) *Likviditeettipreferenssiteoria* (Hicks 1946). Riskiä kaihtava rationaalinen sijoittaja vaatii korkeampaa tuottoa pidemmän maturiteetin velkakirjoista, koska näiden arvon muutokset ovat herkempiä koron muutokselle. Tämän vuoksi korkokäyrä on yleensä maturiteetin suhteen nouseva.
- 3) *Fisherin hypoteesi* (Fisher 1930; Mishkin 1992; Cooray 2003). Muutokset koroissa heijastavat pääasiassa muutoksia inflaatio-odotuksissa. Fisherin hypoteesin pätiessä reaalikoron pitäisi olla ainakin pitkällä aikavälillä riippumaton inflaation tasosta.
- 4) *Odotushypoteesi* (Campbell ym. 1997). Pitkä korko heijastaa rationaalisia odotuksia tulevasta lyhyen koron kehityksestä. Odotushypoteesin pätiessä pitkän ja lyhyen koron välisellä korkoerolla pitäisi olla ennustevoimaa lyhyen koron muutoksen suhteen.

Fisherin hypoteesia koskeva empiirinen näyttö ei ole täysin kiistatonta. Mishkinin (1992) mukaan Fisherin efekti on nimenomaan pitkän aikavälin ominaisuus. Toisin sanoen pysyvää muutosta inflaation tasossa seuraa samansuuruinen muutos korkotasossa pitkällä aikavälillä,

mutta inflaation ja korkojen lyhytaikaisella vaihtelulla on ainoastaan heikko keskinäinen yhteys. Korkotason muutos on toisin sanoen yleensä pienempi kuin inflaatiossa tapahtunut muutos. Yksi mahdollinen selitys heikkoon empiiriseen näyttöön Fisherin hypoteesin puolesta on inflaatio-odotusten poikkeaminen rationaalisista odotuksista. Empiirinen näyttö Fisherin hypoteesin puolesta on selvästi suopeampaa tutkimuksissa, jossa inflaatio-odotuksia on mitattu kyselyaineistojen perusteella kuin rationaalisiiin odotuksiin perustuvissa malleissa (Kaliva 2008).

Myöskään odotushypoteesin kohdalla empiirinen todistusaineisto ei ole täysin kiistatonta. Yhdysvaltojen aineistoa koskevien empiiristen tutkimukset (Campbell ja Shiller 1991; Bekaert ja Hodrick 2001) eivät yleensä puolla tätä oletusta. Euroopan maiden kohdalla todistusaineisto taas on odotushypoteesin kannalta ollut suopeampaa (Gerlach ja Smets 1997). Saksan kohdalla odotushypoteesia puoltavaa todistusaineistoa ovat esittäneet myös Boero ja Torricelli (2002). Näiden tulosten perusteella korkoerolla on selkeä ennustevoima lyhyen koron muutosten suhteen mutta vain vähäinen ennustevoima pitkän koron muutoksen suhteen.

Käytössä olevasta aineistosta saatavat tulokset olivat sopusoinnissa aiempien eurooppalaisella aineistolla saatujen tulosten kanssa. Odotushypoteesia testattiin sovittamalla yhteisintegroituvuusmalli (liite C) lyhyen ja pitkän koron logaritmisille korkotekijöille. Tulokset olivat sopusoinnissa odotushypoteesin kanssa. Tulosten mukaan korot olivat yhteisintegroituneita eli niiden välillä löytyi pitkän aikavälin tasapainosuhte. Tätä tasapainoa vastaava vektori ei poikennut merkittävästi teorian mukaisesta arvostaan  $[1 \ -1]'$ , jonka mukaan korkoero on pitkällä aikavälillä tasapainoon hakeutuva prosessi. Poikkeama tasapainosta ennusti muutosta lyhyessä korossa mutta ei pitkässä korossa. Edellisten tulosten perusteella päädyttiin malliin, jossa inflaation muutoksen vaikutus pitkässä korossa näkyy samansuuruisena mutta viivästettynä muutoksena ja lyhyt korko taas seuraa pitkää korkoa.

Kokeilujen jälkeen päädyttiin malliin, jossa pitkän koron ( $L_t$ ) logaritminen korkotekijä  $l_t = 100 \times \ln(1 + L_t)$  määräytyy inflaatio-odotusten  $\bar{\pi}_t$  ja inflaatiosta riippumattoman odotetun reaalikoron  $rl_t$  summana. Inflaatio-odotukset määräytyvät tässä mallissa viivästettyjen inflaatiohavaintojen eksponentiaalisesti tasoitettuna keskiarvona

$$\bar{\pi}_t = (1 - \lambda)\bar{\pi}_{t-1} + \lambda\pi_t = (1 - \lambda) \sum_{i=0}^{t-1} \lambda^i \pi_{t-i} + (1 - \lambda)^t \bar{\pi}_0,$$

jossa  $0 < \lambda < 1$  on tasoitusparametri, joka määrittelee kuinka paljon inflaatio-odotukset reagoivat tuoreimpaan inflaatiohavaintoon. Tasoitusparametrin  $\lambda$  arvoksi valittiin kokeilujen jälkeen 0,9. Tällä parametrin valinnalla logaritmisien pitkän koron  $l_t$  ja inflaatio-odotusten erotuksena saatava odotettu reaalikorko ei korreloinut inflaation kanssa.

Kysymys siitä, kuinka hyvin esitetty eksponentiaalinen tasoitus kuvastaa taloudellisten toimijoiden todellista odotusten muodostumista, ei ole tämän raportin kannalta olennainen. Tämän approksimaation avulla voidaan kuitenkin tyydyttävällä tarkkuudella kuvata inflaation ja korkotason välistä pitkän aikavälin riippuvuutta, joten tässä mielessä esitetty menetelmä täyttää tehtävänsä.

Reaalisen pitkän koron  $rl_t = l_t - \overline{\pi}_t$  oletettiin noudattavan AR(1)-prosessia

$$(2.2) \quad rl_t - \mu_1 = \varphi(rl_{t-1} - \mu_1) + \varepsilon_{2t} \quad , \text{ jossa } \varepsilon_{2t} \sim NID(0, \sigma_2^2),$$

jossa parametri  $\mu_1$  määrittää reaalikoron keskitason ja parametri  $\varphi$  taas määrittää kuinka nopeasti reaalikorko hakeutuu keskiarvoon. Mitä lähempänä sen arvo on ykköstä, sitä hitaampaa reaalikoron hakeutuminen keskiarvoon on. Kun  $\varphi = 1$  reaalikorko noudattaa satunnaiskulkua, jonka muutokset ovat ennustamattomia. Tällöin keskiarvohakuisuutta ei esiinny. Estimoiduksi malliksi saatiin (keskivirheet suluisissa):

$$(2.2') \quad rl_t - 3.14 = 0.92(rl_{t-1} - 3.14) + \varepsilon_{2t} \quad , \text{ jossa } \varepsilon_{2t} \sim NID(0, 0.46^2)$$

(0.51) (0.03) (0.51)

Näiden estimaattien mukaan korko on hitaasti keskiarvoon hakeutuva prosessi.

Oletus korkojen pitkän aikavälin keskiarvohakuisuudesta on tulosten kannalta olennainen. Vaikka satunnaiskävelymalli kuvaisikin varsin hyvin korkojen lyhyen aikavälin satunnaisdynamiikkaa, pitkän aikavälin tarkasteluissa se yliarvioi korkotason satunnaisvaihtelua tuottamalla realisaatioita, jotka eivät ole uskottavia. Oletus korkojen stationaarisuudesta on myös empiirisesti perusteltu. Vaikka yksittäisten korkoaikasarjojen kohdalla yksikköjuuritesti eivät yleensä tue oletusta korkojen stationaarisuudesta, kansainvälisiin paneeliaineistoihin perustuvat tutkimukset (Wu ja Zhang 1996; Constantini ja Lupi 2007) vahvasti tukevat oletusta korkojen stationaarisuudesta.

Odotushypoteesin hengessä lyhyt korko mallinnetaan siten, että se seuraa pitkää korkoa. Kokeilujen avulla päädyttiin lyhyen koron ( $S_t$ ) ja pitkän koron ( $L_t$ ) logaritmien erotuksessa ( $s_t - l_t$ ) ARMA(1,1) -malliin:

$$(2.3) \quad s_t - l_t = \alpha_0 + \alpha_1(s_{t-1} - l_{t-1}) + \alpha_3\varepsilon_{3,t-1} + \varepsilon_{3,t} \quad \text{jossa } \varepsilon_{3,t} \sim NID(0, \sigma_3^2)$$

Tämän mallin kohdalla estimaateiksi saatiin:

$$(2.3') \quad s_t - l_t = -0.127 + 0.828(s_{t-1} - l_{t-1}) + 0.165\varepsilon_{3,t-1} + \varepsilon_{3,t} \quad \text{jossa } \varepsilon_{3,t} \sim NID(0, 0.688^2)$$

(0.471) (0.05) (0.07)

Mallin vakiotermi ei testien mukaan ollut tilastollisesti merkittävä. Koska teoria kuitenkin vahvasti tukee käsitystä, jonka perusteella pitkä korko on keskimäärin lyhyttä korkoa korkeampi, vakiotermi otettiin kuitenkin malliin mukaan. Estimaattien mukaan keskimääräinen korkoero on  $-0,127/(1-0,828) = -0,74$  prosenttia. Lyhyen koron odotusarvo on  $3,14 - 0,74 = 2,4$  prosenttia.

Edellä esitettyjen korkomallien kohdalla ongelmaksi muodostuu negatiivisten korkojen mahdollisuus. Korkorealisaatioiden positiivisuus numeerisissa simuloinneissa voitaisiin taata mallintamalla logaritmisia korkoja (Koivu ym. 2005). Ongelmaksi tässä lähestymistavassa



muodostuu koron ja inflaation välisen riippuvuuden mallintaminen. Vaihtoehtoinen tapa taata korkojen positiivisuus numeerisissa simulaatioissa on negatiivisten arvojen poistaminen. Tällöin negatiivisten arvon sijaan simuloidaan uusi havainto. Tämä menettely vastaa katkaistun normaalijakauman käyttöä korkojen ehdollisena jakaumana.

Vaatus nimelliskorkojen ei-negatiivisuudesta perustuu arbitraasivapauteen. Jos nimelliskorko olisi negatiivinen, käteinen raha joka tuottaa nollakoron olisi parempi sijoituskohte. Korkojen positiivisuuden lisäksi arbitraasivapaudesta seuraa se, että nollakuponkivelkakirjan hinta ei voi nousta maturiteetin kasvaessa. Muussa tapauksessa sijoittaja voisi tehdä riskitöntä arbitraasia lainaamalla rahaa pidemmällä maturiteetilla ja sijoittamalla lainatun summan lyhyemmän maturiteetin nollakuponkivelkakirjoihin.

Soveltamalla edellistä arbitraasiehtoa kolmen kuukauden ja viiden vuoden korkoihin saadaan

$$(1 + L_t)^5 \geq (1 + S_t)^{0.25} \rightarrow (1 + L_t)^{20} \geq (1 + S_t) \rightarrow 20 \times l_t \geq s_t.$$

Edellä esitetyn rajoituksen perusteella kaikki lyhyen koron  $s_t$  arvot, jotka eivät toteuta ehtoa  $0 \leq s_t \leq 20 \times l_t$  poistetaan simuloinneista. Tarkkaan ottaen tämä menettely vastaa molemmilta puolilta katkaistun normaalijakauman käyttöä lyhyen koron ehdollisena jakaumana.

Mallissa velkakirjasijoituksen tuotto perustuu viiden vuoden koron tasoon. Tuotto lasketaan olettamalla sijoittajan ostavan puolen vuoden välein viiden vuoden nollakuponkikoron, jonka sijoittaja myy puolen vuoden päästä ostohetkestä. Olkoon  $L(h)_t$  maturiteetiltaan  $h$ :n vuoden korko hetkellä  $t$ . Yhden euron nollakuponkikoron hinta ostohetkellä  $t-2$  on  $1/(1+L(5)_{t-2})^5$  ja myyntihetkellä taas  $1/(1+L(4.5)_{t-2})^{4.5}$ . Velkakirjatuotoksi  $B_t$  saadaan näin ollen  $\frac{(1 + L(5)_{t-2})^5}{(1 + L(4.5)_t)^{4.5}} - 1$

ja logaritmiseksi tuotoksi  $b_t = \ln(1+B_t) = 5l(5)_{t-2} - 4.5l(4.5)_t$ , jossa  $l(h)_t = \ln(1+L(h)_t)$ . Yksinkertaisuuden vuoksi oletetaan, että neljän ja puolen vuoden ja viiden vuoden korkotasot ovat yhtä suuria eli  $L(4.5)_t = L(5)_t$ . Tällöin logaritminen velkakirjatuotto puolen vuoden ajalta voidaan lausua pitkän koron  $l_t = l(5)_t$  ja sen muutoksen funktiona

$$bt = 0.5l_{t-2} - 4.5(l_t - l_{t-2}).$$

Koska pitkän koron muutoksen odotusarvo on pitkällä aikavälillä likimäärin nolla, tämän velkakirjan odotettu logaritminen vuosituotto on sama kuin logaritmoidun pitkän koron odotusarvo.

## 2.5 Osaketuotto

Yleisesti esitetyn näkemyksen mukaan osakkeet ovat sitä houkuttelevampi sijoituskohte, mitä pidemmästä sijoitushorisontista on kysymys (Siegel 2007; Blake ym. 2008). Usein tämä näkemys perustuu oletukseen osaketuottojen pitkän aikavälin keskiarvohakuisuudesta, jonka mukaan osalla lyhyen aikavälin tuottojen vaihtelusta on taipumus hävitä pitkällä aikavälillä.

Täsmällisemmin ilmaistuna pitkän aikavälin keskiarvohakuisuudella tarkoitetaan sitä, että pitkän aikavälin kumuloitujen osaketuottojen luottamusväli on kapeampi kuin satunnaiskulkuun perustuvan mallin perusteella voisi olettaa.

Geometrisessa satunnaiskulussa prosessin logaritminen muutos ei ole ennustettavissa ja sen ehdollinen varianssi kasvaa suorassa suhteessa ennusteperiodin pituuteen. Prosessin logaritmi-  
sen muutoksen jakauma on geometrisessa satunnaiskulussa ajan suhteen muuttumaton. Oletus geometrisesta satunnaiskävelystä perustuu yksinkertaiseen muotoon tehokkaista markkinoista (Campbell ym. 1997), jossa markkinatoimijoiden keskimääräinen tuottovaatimus on ajan suhteen vakio. Tehokkailla markkinoilla arvopaperin hinta muodostuu kaiken käytettävissä olevan informaation mukaan, eikä valistunut sijoittaja pystyy ylittämään markkinoiden keskituottoa muuta kuin lisäriskillä tai hyvällä tuurilla (Fama 1970 ja 1991).

Useiden empiiristen tutkimusten mukaan (esimerkiksi Fama ja French 1988, Campbell ja Yogo 2006 sekä Cochrane 2008) oletus geometrisesta satunnaiskulusta ei kuitenkaan pidä täysin paikkansa, vaan osaketuotot ovat pitkällä aikavälillä lievästi keskiarvohakuisia. Osaketuottojen keskiarvohakuisuudelle on esitetty sekä rationaalisia että ei-rationaalisia selityksiä.

Rationaalinen selityksen mukaan osaketuottojen keskiarvohakuisuus on seurausta sijoittajien riskinsietokyvyn suhdanneherkkyydestä (Campbell ja Cochrane 1999). Tämän selityksen mukaan ihmisten valmius ottaa taloudellisia riskejä riippuu siitä, kuinka korkea heidän kulutustasonsa on aikaisemmin totuttuun kulutustasoon nähden. Kun kulutustaso on korkeampi kuin totuttu kulutustaso, ihmisten valmius ottaa riskejä on korkeampi kuin silloin kuin kulutustaso laskee totutun kulutustason alapuolelle. Tämän vuoksi sijoittajien tuottovaatimus riskisijoitukselle on myös noususuhdanteessa matalampi.

Ei-rationaalisten selitysten mukaan osaketuottojen keskiarvohakuisuus on ristiriidassa tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa, jonka mukaan markkinat käyttävät tehokkaasti hyväkseen kaiken käytettävissä olevan informaation hinnanmuodostuksessa. Tällä hetkellä rahoitustutkimuksessa keskeinen koulukunta on niin kutsuttu behavioral finance (Shiller 2000; Barberis ja Thaler 2003), joka tutkii ihmisen ei-rationaalisen käyttäytymisen vaikutusta rahoitusmarkkinoilla. Edellä mainittujen tutkimusten mukaan osa osakemarkkinoiden lyhytaikaisesta vaihtelusta selittyy psykologisilla tekijöillä, kuten laumakäyttäytymisellä ja ylireagoinnilla huhuihin sekä muuhun kohinainformaatioon, joilla ei ole yhteyttä rationaalsiin odotuksiin tulevista kassavirroista. Pitkällä aikavälillä irrationaalisista tekijöistä riippuvalla hinnoitteluvirheellä on kuitenkin taipumus korjaantua ja osakkeiden hinta hakeutuu lähemmäksi yritysten osingonmaksukyvyn mukaista tasoa.

Osaketuottojen keskiarvohakuisuus sisältyy moniin aktuaarisiin sijoitustuottomalleihin. Wilkie (1986 ja 1995) mallintaa keskiarvohakuisuutta olettamalla osaketuottojen riippuvan hinta/osinko-suhteesta. Ongelmana hinta/osinko-suhteen käytössä osakkeiden arvostustason mittarina on se, että nykyisin useat yritykset jakavat voitot osinkojen sijasta ostamalla takaisin omia osakkeitaan. Tämän vuoksi hinta/voitto (P/E) -suhde, jota muun muassa Yakoubov ym. (1999) käyttää, on parempi arvostusmittari. Tämän arvostussuhteen ongelma on kuitenkin yritysten neljännesvuosivoittoiin liittyvä huomattava satunnaisvaihtelu. Yritysten aggregoituihin voittoihin lasketaan mukaan myös tappiota tuottavat yritykset, jonka vuoksi

ne ovat erityisen alttiita lyhytaikaiselle suhdannevaihtelulle. Lyhytaikaisen satunnaisvaihtelun vaikutuksen tasoittamiseksi neljännesvuosivoittojen ( $E_t$ ) sijasta mallissa käytettiin niiden eksponentiaalisesti tasoitettua liukuvaa keskiarvoa

$$\bar{E}_t = (1-\lambda)\bar{E}_{t-1} + \lambda E_t = (1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i E_{t-i},$$

jossa parametri  $\lambda \in [0, 1]$  määrittää kuinka paljon annetaan painoarvoa tuoreimmalle neljännesvuosihavainnolle. Sopivalla tasoitusparametrin  $\lambda$  valinnalla eksponentiaalisesti tasoitetun keskiarvon voidaan olettaa paremmin kuvaavan yritysten kannattavuutta kuin yhden neljänneksen tuloksen. Kokeilujen perusteella päädyttiin tasoitusparametrin  $\lambda$  arvoon 0.1.

Useiden tutkimusten (Modigliani ja Cohn 1979; Ritter ja Warr 2002; Kaliva ja Koskinen 2008) perusteella osakkeiden arvostuksen on todettu korreloivan negatiivisesti inflaation kanssa, vaikka yritysten jakamien osinkojen sekä voittojen reaalikasvun ja inflaation välillä ei ole merkittävää riippuvuutta. Mahdollinen selitys osakkeiden ja inflaation väliselle negatiiviselle riippuvuudelle on se, että sijoittajat sekoittavat keskenään reaaliset ja nimelliset suuret. Näin ollen he diskonttaavat reaaliset kassavirrat nimelliskorolla eivätkä ota täysin huomioon inflaation vaikutusta nimellisiin kassavirtoihin.

Faman (1981) mukaan taas inflaation ja osaketuottojen välinen empiirinen yhteys on näennäisriippuvuus, joka voidaan selittää puuttuvan makromuuttujan kuten reaalisen aktiivisuuden vaikutuksella. Kolmannen selityksen (Brandt ja Wang 2003) mukaan inflaation ja osakkeiden arvostuksen välinen korrelaatio voidaan selittää inflaation ja markkinatoimijoiden ajan suhteen vaihtelevan riskinsietokyvyn välisellä yhteydellä. Sijoittajat ovat tämän selityksen mukaan valmiimpia ottamaan enemmän riskejä matalan kuin korkean inflaation aikana.

Vaikka lyhyen aikavälin tuottojen ja inflaation välinen negatiivinen korrelaatio on hyvin voimakas, pitkällä aikavälillä voidaan olettaa osakkeiden reaalityttöjen olevan inflaatiosta riippumattomia. Osaketuottojen lyhyen aikavälin vaihtelusta huomattava osa johtuu arvon muutoksista, kun taas pitkällä aikavälillä osaketuotot määräytyvät enimmäkseen osakkeista saatavien kassavirtojen, joiden reaalikasvu ei korreloi inflaation kanssa, mukaan.

Osaketuottoja kuvaava muuttuja  $R_t$  on mallissa saatu rakentamalla Saksan ja Yhdysvaltojen tuottoindekseistä sijoitussalkku, joka pitää sisällään 80 prosenttia Saksan ja 20 prosenttia Yhdysvaltojen osakkeita. Tämä sijoitusallokointi kuvaa karkeasti sitä, kuinka paljon työeläkeyhtiöt sijoittavat varoistaan euroalueelle ja sen ulkopuolelle. Sijoitussalkun tuotto  $R_t$  määräytyy Saksan ja Yhdysvaltojen osakkeiden painotettuna keskiarvona  $R_t = 0.8R_t^{GER} + 0.2R_t^{USA}$ , jossa Yhdysvaltojen osaketuotot on laskettu Saksan valuutassa.

Tätä sijoitussalkkua vastaava  $P_t / \bar{E}_t$  -suhteen käänteisluku  $\bar{E}_t / P_t$  saadaan taas Saksan ja Yhdysvaltojen vastaavien suhdelukujen painotettuna keskiarvona

$$\frac{\bar{E}_t}{P_t} = 0.8 * \left(\frac{\bar{E}_t}{P_t}\right)_{GER} + 0.2 * \left(\frac{\bar{E}_t}{P_t}\right)_{USA}$$

Tämän arvostussuhteen  $\frac{P_t}{E_t}$  logaritmia merkitään suurella  $y_t$ .

Päädyttiin malliin, jossa osaketuotot riippuivat negatiivisesti edellisen neljänneksen arvostustasosta ja saman neljänneksen inflaatiosta. Arvostustason muutos riippui taas positiivisesti osaketuotoista. Jälkimmäistä riippuvuutta voidaan pitää melko ilmeisenä, sillä merkittävä osa osakkeiden tuotoista selittyy arvostuksen muutoksella. Inflaation mukana olo selittäjänä paransi selvästi mallin tilastollista ennustevoimaa. Ilman inflaatiota arvostustason vaikutus osaketuottoihin ei ollut lainkaan tilastollisesti merkittävä.

Malli osakkeiden annualisoiduille logaritmisille reaalitytuotoille  $r_t = 400 \ln(R_t) - \pi_t$  voidaan esittää muodossa

$$(2.4) \quad \begin{aligned} r_t &= a_1 - b_1 y_{t-1} - b_2 \pi_t + \varepsilon_{4,t} \quad , \text{ jossa } \varepsilon_{4,t} \sim NID(0, \sigma_4^2) \\ 400 \Delta y_t &= a_2 + c r_t + v_t \\ v_t &= \delta v_{t-1} + \varepsilon_{5,t} + \psi \varepsilon_{5,t-1} \quad , \text{ jossa } \varepsilon_{5,t} \sim NID(0, \sigma_5^2) \end{aligned}$$

Osaketuottojen ( $r_t$ ) ollessa korkeita myös P/E-luku ( $y_t$ ) kasvaa, jolla taas on negatiivinen vaikutus osaketuottoihin. Mallissa osakkeiden arvostuksella on taipumus nousta kun reaalitytuotot  $r_t$  ovat odotusarvon ( $-a_2/c$ ) yläpuolella. Arvostustaso vastaavasti laskee tuottojen ollessa tätä arvoa pienempiä.

Osaketuottomallin estimaateiksi saatiin (suluissa estimaattien keskivirheet):

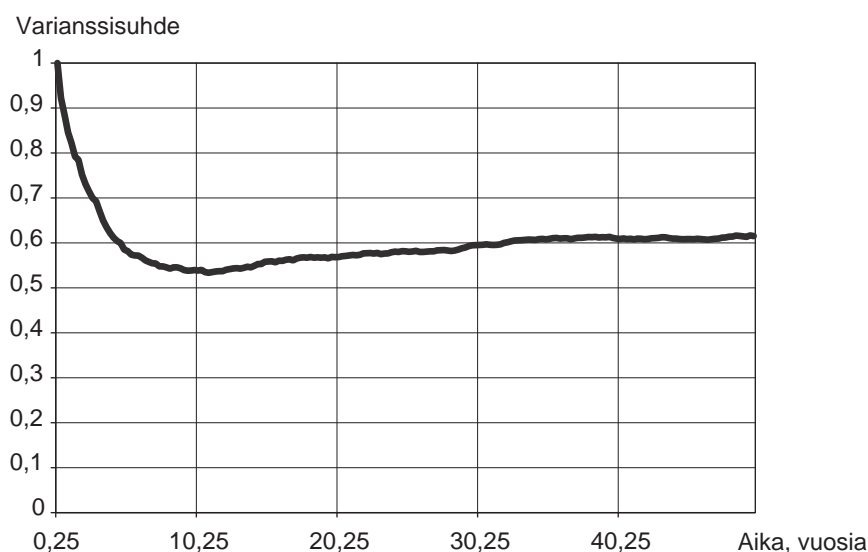
$$(2.4') \quad \begin{aligned} r_t &= 82.5 - 5.42 y_{t-1} - 21.31 \pi_t + \varepsilon_{4,t} \quad , \text{ jossa } \varepsilon_{4,t} \sim NID(0, 35.42^2) \\ (27.7) \quad (1.50) \quad (8.92) \\ 400 * \Delta y_t &= -5.78 + 1.003 r_t + v_t \\ (2.37) \quad (0.01) \\ v_t &= 0.849 v_{t-1} + \varepsilon_{5,t} - 0.38 \varepsilon_{5,t-1} \quad , \text{ jossa } \varepsilon_{5,t} \sim NID(0, 7.32^2) \\ (0.07) \quad (0.12) \end{aligned}$$

Liitteessä osoitetaan että kumulatiivisilla reaalitytuotoilla  $\sum_{j=1}^h r_{t+j}$  on sijoitushorisontin pituuden  $h$  kasvaessa taipumusta hakeutua kasvu-uralle  $-\sum_{t=1}^h (a_2 + v_{t+1})/c$ . Mallin ensimmäinen yhtälö siis määrittää osaketuottojen lyhyen aikavälin satunnaisdynamiikan ja jälkimmäinen yhtälö taas määrittää pitkän aikavälin satunnaisdynamiikan. Osakkeiden reaalitytuotot ovat lyhyellä aikavälillä riippuvaisia inflaatiosta. Koska pitkällä aikavälillä reaalitytuottojen käyttäytyminen määräytyy inflaatiosta riippumattoman prosessin  $v_t$  käyttäytymisen perusteella, inflaation vaikutus häviää pitkällä aikavälillä.

Osaketuottomallin estimaatit on esitetty yhtälössä (2.4'). Logaritmi-reaalitytuottojen odotusarvoksi saatiin  $5,78/1,003=5,76$  prosenttia, joka on jonkin verran matalampi kuin estimointiperiodin keskiarvo  $7,07$  prosenttia. Yksi syy näiden lukujen välisille eroille on osakkeiden keskiarvoa matalampi arvostus estimointiperiodi alussa. Arvostuksen nousun vuoksi osakkeet tuottivat estimointiperiodilla keskiarvoa paremmin. Tavanomaisen reaalitytuoton (ei-logaritmi) geometrinen keskiarvo on  $100 \times (e^{0,0576} - 1) = 5,93$  prosenttia.

Prosessin keskiarvohakuisuutta kuvaa asymptoottinen varianssisuhde, joka on saatujen estimaattien perusteella 66 prosenttia (ks. liite B). Asymptoottisesti tuottojen varianssi on siis kolmanneksen pienempi kuin sellaisessa mallissa jossa ei ole keskiarvohakuisuutta (satunnaiskulkumalli). Yllä esitetyssä mallissa osaketuottojen keskihajonta on vuositasona noin 20 prosenttia. Yhtä suuret pitkän aikavälin luottamusvälit osaketuotoille tulisi satunnaiskulkumallista, jossa vuosituottojen hajonta olisi noin 16 prosenttia. Simulointien kannalta relevanteilla aikajänteellä varianssisuhde ensin alenee nopeasti lähes 50 prosentin tasoon ja tämän jälkeen nousee hitaasti kohti asymptoottista tasoaan (kuvio 2.2).

**Kuvio 2.2.** Varianssisuhde aikavälillä 0–50 vuotta.



## 2.6 Mallin kalibrointi ja aikasarjojen tunnusluvut

Aikasarjamallin estimointia varten valittiin lähtökohdaksi Saksan aineisto, koska nykyinen euroalueen rahapolitiikka on jatkoa Saksan keskuspankin viime vuosikymmeninä harjoittamalle politiikalle. Vaikka estimointiaineisto pyrkii olemaan edustava, estimoituihin parametreihin tehtiin muutamia muutoksia. Näiden muutosten avulla keskimääräistä inflaation tasoa ja sijoitusten reaalityttöä alennettiin vastaamaan paremmin näkemyksiämme ja tutkimuksessa esitettyjä näkemyksiä sijoitustuottojen kehityksestä.

Taulukko 2.1 sisältää keskeisimmät tunnusluvut estimointiaineistolle (Saksa 1973–2007) sekä simuloituille aineistoille. Lisäksi taulukoon on laskettu Suomen aineistosta vastaavat tunnusluvut. Tarkastelujakson aikana Saksaan sijoittaminen oli tuottavaa. Reaalisina suureina lyhyt korko oli lähes 3 prosenttia, pitkän koron sijoitusten tuotto oli noin 4 prosenttia ja osakkeet tuottivat geometrisellakin keskiarvolla mitaten runsaat 7 prosenttia. Suomi oli oleellisesti tätäkin parempi sijoitusalue (pitkän koron tuotto yli 5 ja osaketuotto yli 11 prosenttia).

Aikasarjamallista estimoiduilla parametreilla laskien tulevien tuottojen keskimääräinen taso jää jälkeen historiallisista luvuista. Pitkän koron sijoitukset tuottivat 1970-luvulta nykypäivään

hyvin osaksi trendimäisesti alenevan korkotaso ansiosta (kuvio 2.1). Tulevien tuottojen simuloinneissa ei ole tätä tuoton komponenttia. Vastaavasti osaketuottojen taso jää simuloinneissa toteutunutta tasoa matalammaksi, koska simulointien lähtötilanteessa osakkeiden arvostustaso ylittää 1970-luvun alussa vallinneen tason.

Aikasarjamallista estimoituja parametreja vielä muutettiin siten, että simuloitujen korko- ja inflaatiotasot ovat keskimäärin matalampia kuin havainnot estimointijaksolta. Myös osaketuottojen keskimääräistä tasoa alennettiin, siten että osakkeiden tuottopremio lyhyen koron sijoituksiin vastaisi likimäärin Dimson ym. (2006) arviota.<sup>2</sup> Taulukko 2.2 sisältää mallin kalibroinnin yhteydessä muutetut parametrit.

**Taulukko 2.1.** Sijoitustuottojen ja inflaation tilastollisia tunnuslukuja, Saksan ja Suomen sekä simuloitujen aikasarjat.

		Inflaatio	Lyhyt korko***	JVK-tuotto***	Osaketuotto***
Saksa 1973–2007*	Keskiarvo, aritm.	2.8	2.8	4.1	9.1
	Keskiarvo, geom.	2.8	2.7	3.9	7.4
	Keskihajonta	1.9	1.7	6.1	18.7
Simuloitu, estimoidut parametrit	Keskiarvo, aritm.	3.1	2.5	3.1	7.7
	Keskiarvo, geom.	3.0	2.4	3.0	5.7
	Keskihajonta	1.7	2.0	5.8	20.8
Simuloitu, kalibroitu parametrit	Keskiarvo, aritm.	2.1	1.9	2.6	7.3
	Keskiarvo, geom.	2.1	1.9	2.5	5.5
	Keskihajonta	1.2	1.8	5.1	19.9
Suomi 1973–2007**	Keskiarvo, aritm.	5.5	3.9	5.1	17.3
	Keskiarvo, geom.	5.4	3.9	4.7	11.3
	Keskihajonta	5.1	3.4	9.4	39.1

\* Inflaatio 1959/4–2007/4, osaketuotto painotettu Saksan ja Yhdysvaltojen keskiarvo.

\*\* Lyhyt korko 1988–2007, lähteet liitteessä D.

\*\*\* Reaalikorko ja -tuotot.

**Taulukko 2.2.** Aikasarjamallin kalibroinnin yhteydessä muutetut parametrit.

Malli (yhtälö)	Parametri	Alkuperäinen lukuarvo	Kalibroitu lukuarvo
Inflaatiomalli (2.1)	$k_1$	0.58	0.39
Inflaatiomalli (2.1)	$\sigma_1$	1.74	1.20
Pitkän koron malli (2.2)	$\mu_1$	3.14	2.51
Osakemalli (2.4)	$a_2$	5.78	5.13

2 Dimson ym. (2006) mukaan osakkeiden tuottopremio riskittömiin lyhyen koron sijoituksiin verrattuna on geometrisella tuotolla mitaten noin 3–3½ prosenttia reaalisesti.

## 3 Työeläkkeiden rahoitustekniikan muutokset vuoden 2007 uudistuksessa

### 3.1 Rahoitustekniikka ennen vuoden 2007 uudistusta

#### ***Yleiskuvaus<sup>3</sup>***

Yksityisalojen palkansaajien työeläkkeisiin (TEL/TyEL ja MEL) sovelletaan osittain rahastoivaa tekniikkaa. Maksussa olevat eläkkeet jaetaan rahastoituihin ja tasausosaan. Rahastoitua osaa varten varat kerätään siihen eläkelaitokseen, jossa työntekijä on vakuutettuna. Varat tasausosien maksamiseen kerätään jakojärjestelmän mukaisesti eläkkeen maksuvuoden työeläkemaksuilla. Osittain rahastoitavia eläkelajeja ovat vanhuus-, työkyvyttömyys-, ja työttömyyseläkkeet. Perhe- ja osa-aikaeläkkeet kustannetaan kokonaan jakojärjestelmän mukaisesti.

Vanhuuseläkettä rahastoidaan eläkkeen karttuessa 18–54 vuoden iässä, työkyvyttömyys- ja työttömyyseläkkeitä rahastoidaan eläkkeen alkaessa. Rahastoitujen vanhuus-, työkyvyttömyys ja työttömyyseläkkeiden aiheuttaman vastuun suuruus lasketaan käyttämällä 3 prosentin diskonttokorkoa.

Vanhuus-, työkyvyttömyys- ja työttömyyseläkevastuun lisäksi eläkelaitoksilla on tasausvastuu, joka liittyy eläkkeiden tasausosan rahoittamiseen. Eläkelaitosten vastuuvelan ylittävien varojen määrä on toimintapääomaa, jonka avulla eläkelaitokset varautuvat sijoitustoiminnan riskeihin.

Eläkelaitosten keskimääräisen vakavaraisuuden perusteella määriteltiin laskuperustekorko, jonka mukaisella tuotolla vastuuvulkaa hyvitetiin. Laskuperustekoron ja kolmen prosentin rahastokoron välinen korkotuotto käytettiin vanhuuseläkkeen rahastoitujen osien korottamiseen. Nämä korotukset tehtiin suhteellisesti samansuuruisina vastaisten ja jo alkaneiden vanhuuseläkkeiden rahastoituihin osiin. Vanhuuseläkkeiden rahastoitujen osien korottaminen merkitsee tulevaisuudessa tasausmaksulla rahoitettavan eläkemenon pienenemistä. Laskuperustekoron ylittävä tuotto oli käytettävissä eläkelaitosten vakavaraisuuden parantamiseen.

Sijoitustuottojen lyhytaikaisia heilahteluja varten tärkein puskuri on edellä mainitun mukaisesti eläkelaitosten toimintapääoma. Pidempiaikaiset tuottotason vaihtelut heijastuvat kuitenkin myös vastuuvelan kehitykseen. Tuottojen jäädessä pitkäksi ajaksi matalalle tasolle eläkelaitosten vakavaraisuus alenee, jolloin laskuperustekorko alenee ja vastuuvelan kasvu hidastuu.

Työeläkemaksun nousun tasoittamiseksi vanhuuseläkerahastointia on vuodesta 2003 alkaen lisätty tavoitteena vuoteen 2013 mennessä lisärahastointi, joka vastaa 7,5 prosenttia palkoista. Lisäksi vanhuuseläkkeen rahastoituja osia korotetaan 53 vuotta täyttäneiden korotettua työntekijämaksua vastaavalla maksutulolla.

3 Rahoitustekniikkaa ja -säädöksiä kuvataan STM:n hyväksymissä vuotuisissa TyEL/TEL:n erityisperusteissa sekä julkaisuissa Tuomikoski ja Kilponen (2003) ja Tuomikoski, Sorainen ja Kilponen (2007).

### Laskuperustekorko

Laskuperustekorko määräytyi eläkelaitosten vakavaraisuuden perusteella. Eläkelaitosten keskimääräinen vakavaraisuusaste eli toimintapääoman suhde vastuuelkaan ( $p$ ), määritteli laskuperustekoron ( $b_1$ ):

$$(3.1) \quad b_1 = \max\{0.03; 0.006 + 0.2 \times p\}$$

Vakavaraisuusaste laskettiin toimintapääoman suhteena vakavaraisuuslaskennan vastuuelkaan, keskimääräistä vakavaraisuutta ( $p$ ) laskettaessa yksittäisen eläkelaitoksen paino rajoitettiin maksimissaan 20 prosenttiin, jotta suurimpien laitosten vakavaraisuusaste ei sanelisi laskuperustekoron tasoa liiaksi. Laskuperustekorko laskettiin kahdesti vuodessa ja lopputulos pyöristettiin neljännesprosentin tarkkuuteen. Laskuperustekoron tasoa korotettiin kerrallaan enintään 0,5 prosenttiyksikköä.

### Rahastoitujen eläkkeiden korotukset

Ennen sijoitusuudistusta vanhuuseläkkeiden rahastoitujen osien korotuksiin käytettävä rahamäärä muodostui:

- 1) Täydennyskertoimen mukaisesta rahastosiirrosta  $\Delta R_v$  kaavan (3.2) mukaisesti.
- 2) Eläkemaksun tasoittamiseksi kerättävästä lisärahastoinnista.
- 3) 53 vuotta täyttäneiden korotettuna työntekijämaksuna kerättävästä rahamäärästä.

Rahastoitujen vanhuuseläkkeiden korottamiseen käytettävä laskuperustekoron ja kolmen prosentin rahastokoron korkoero eli rahamäärä  $\Delta R_v$  laskettiin kaavalla

$$(3.2) \quad \Delta R_v = (b_1 - 0.03) \bar{V}_{v-1}^{VIU} + \frac{\sqrt{1+b_1} - \sqrt{1.03}}{\sqrt{1.03}} [\bar{V}_v^{VIU} - 1.03 \bar{V}_{v-1}^{VIU} - \Delta] ,$$

jossa  $\bar{V}_v^{VIU}$  on vakuutustekninen vastuuelka vuoden  $v$  lopussa ja  $\Delta$  vuoden  $v$  lopussa tehtävät vanhuuseläkerahastojen täydennykset. Kaavan (1.2) mukaan laskuperustekoron ja rahastokoron korkoerotus laskettaessa otettiin huomioon edellisen vuoden lopun vastuuelan määrä (1. termi) sekä vastuuelan määrän muutos vuoden aikana (2. termi). Kerroin  $(\sqrt{1+b_1} - \sqrt{1.03}) / \sqrt{1.03}$  on laskuperustekoron ( $b_1$ ) ja rahastokoron (3 %) erotus puolelta vuodelta diskontattuna vuoden loppuun.

Rahastoituja vanhuuseläkkeitä täydennettiin yllä esitetyn korkoeron ( $\Delta R_v$ ) lisäksi myös suoraan maksutulon perusteella. Vuoden 2005 eläkeuudistuksen yhteydessä päätettiin, että eläkemaksujen tasoittamiseksi kerätään lisärahastointia vuoteen 2013 määrää, joka on yhteensä 7,5 prosenttia TyEL-palkoista. Lisäksi 53 vuotta täyttäneiden korotettua työntekijämaksua vastaava rahamäärä päätettiin käyttää rahastoitujen eläkkeiden korotuksiin.



Rahastoidun vanhuuseläkkeen korotuksia varten laskettiin rahastotäydennyksiin käytettävän rahamäärän ja vanhuuseläkevastuun suhde ( $i_v$ ). Rahastoidun vanhuuseläkkeen määrä vuoden  $v$  lopussa määriteltiin palautuskaavalla

$$(3.3) E_v^R = (E_{v-1}^R + \Delta E_v^R)(1 + i_v),$$

jossa rahastoidun eläkkeen lisäys  $\Delta E_v^R$  on alle 55-vuotiaille vakuutetuille 0,5 prosenttia vuoden  $v$  ansioista. Tätä vanhempien osalta vanhuuseläkekattumaa ei rahastoida, joten heille  $\Delta E_v^R$  on nolla.

### **Asiakashyvitykset**

Asiakashyvitykset määräytyvät laitoskohtaisesti ja saattoivat vaihdella runsaastikin eri laitosten välillä. Tämän raportin mallilaskelmissa työeläkejärjestelmä kuitenkin muodostuu vain yhdestä eläkelaitoksesta. Hyvitysten määräytymisen kannalta mallilaskelmat eivät siis ota huomioon laitosten erojen merkitystä, ja tuloksia on pidettävä ainoastaan suuntaa antavina.

Asiakashyvitykset riippuivat laitoksen toimintapääoman ( $A_v$ ) ja vakavaraisuusrajan ( $S_v$ ) määristä. Eläkelaitoksen vastuiden ylittävät varat muodostavat toimintapääoman. Vakavaraisuusraja puolestaan määrittää toimintapääoman määrälle rajat. Jos toimintapääoma alittaa vakavaraisuusrajan, eläkelaitoksen on vahvistettava vakavaraisuuttaan. Vakavaraisuusrajan nelinkertainen määrä asettaa toimintapääoman määrälle ylärajan.<sup>4</sup> Määritellään vakavaraisuusasema ( $z_v$ ) toimintapääoman suhteena vakavaraisuusrajaan:

$$(3.4) z_v = \frac{A_v}{S_v}$$

Vakavaraisuusasemasta riippuva hyvityssiirron kerroin on

$$(3.5) \beta = \begin{cases} 0 & \text{jos } z \leq 1 \\ 0.01 \times 2 \times (z - 1) & \text{jos } 1 < z \leq 2 \\ 0.01 \times z & \text{jos } 2 < z \leq 4 \\ 0.04 & \text{jos } z > 4 \end{cases}$$

Hyvityssiirto määräytyi kaavasta

$$(3.6) \Delta H_v = 0.8 \times \beta (\min \{A_v; 4S_v\} - S_v)$$

Eli asiakashyvitykset ovat kertoimen  $\beta$  määrittämä murto-osa vakavaraisuusrajan ylittävästä toimintapääoman määrästä. Kertoimen 0.8 tulkinta on, että mallilaskelmassa hyvitysten taso on

4 Ennen vuotta 2007 vakavaraisuusrajan laskenta määrittiin asetuksella. Osana vuoden 2007 sijoitusuudistusta annettiin uusi laki eläkelaitoksen vakavaraisuusrajan laskemisesta ja vastuuvelan kattamisesta.

asetettu 80 prosenttiin maksimaalisen hyvityksen tasosta. Laskelmissa hyvitysten jakomahdollisuus siis vaikuttaa hyvitysten määrään, mutta laitokset eivät jaa teoreettista maksimimäärää hyvityksinä.

Toimintapääoman enimmäismäärä on vakavaraisuusrajan nelinkertainen määrä. Jos toimintapääoma ylitti enimmäismääränsä, kaavan (3.6) mukaista hyvityssiirtoa tuli korottaa siten, että toimintapääoman määrä jäisi enimmäismääränsä tasolle.

### ***Sijoitusjakauma***

Mallilaskelmassa varat on sijoitettu kolmeen kohteeseen: lyhyen koron sijoituksiin, pitkän koron sijoituksiin ja osakkeisiin. Varoista lyhyen koron sijoituksissa on 6,5 prosentin kiinteä osuus. Osakkeiden osuus sijoitusallokaatioissa riippuu toimintapääoman suhteesta ( $A_v$ ) vastuovelkaan ( $V_v$ ) seuraavasti:

$$(3.7) \text{ Osakepaino} = \min \{ 0.4; 0.05 + 0.8 \times A_v / V_v \}$$

Pitkän koron sijoitusten osuus määräytyy jäännöseränä.

## **3.2 Rahoitustekniikka vuoden 2007 uudistuksen jälkeen**

### ***Uudistuksen yleiskuvaus***

Sijoitusuudistuksen päämääränä oli nostaa eläkesijoitusten tuottoa ja tätä kautta hillitä työ-eläkemaksun nousupainetta. Uudistuksella lisättiin eläkelaitosten mahdollisuuksia tehdä riskipitoisia ja siten odotusarvoltaan parempituottoisia sijoituksia. Lisäksi uudistuksen avulla pyrittiin huolehtimaan maksun järkevästä ja mahdollisimman tasaisesta kehitysurasta. Maksun kehitystä päätettiin ohjata kohdentamalla vanhuuseläkkeiden rahastoitujen osien täydennykset eri suuruisina eri ikäluokille.

Eläkelaitosten riskinkantokykyä lisättiin vastuovelkaan muodostettavalla eläkelaitosten osaketuotoista riippuvalla puskurilla (osaketuottosidonnainen lisävakuutusvastuu) sekä kasvattamalla toimintapääomien määrää lievästi.

Osaketuottosidonnainen lisävakuutusvastuu voimistaa ja nopeuttaa vastuuelan määrän riippuvuutta sijoitusmarkkinoiden heilahtelusta. Osaketuottosidonnainen lisävakuutusvastuu voi vähentää vastuuelan määrää korkeintaan 10 prosenttia ja lisätä sitä korkeintaan 5 prosenttia. Jos viiden prosentin raja ylitetään, ylittävä määrä siirretään kasvattamaan vanhuuseläkkeiden rahastoituja osia. Jos kymmenen prosentin alaraja alitetaan, osaketuottosidonnaista lisävakuutusvastuuta täydennetään eläkelaitosten toimintapääomista.

Vakuutusteknisten vastuiden laskennassa pitäydettiin kolmen prosentin diskonttokoron käytössä. Tämän vuoksi vastuiden tuottovaade on minimissään kolme prosenttia. Ennen uudistusta eläkevastuita täydennettiin eläkelaitosten keskimääräisestä vakavaraisuudesta riippuvalla määrällä. Uudistuksen myötä eläkevastuun täydentämiseksi siirrettävä määrä lasketaan 90 prosentin painolla eläkelaitosten keskimääräisen vakavaraisuuden mukaan ja 10 prosentin painolla eläkelaitosten toteutuneiden osaketuottojen perusteella.

Kymmenen prosentin osaketuottosidonnaisuuteen siirrytään vuodesta 2007 lähtien viiden vuoden kuluessa. Eläkelaitosten toteutuneesta keskimääräisestä osaketuotosta vähennetään yksi prosenttiyksikkö laskettaessa eläkevastuun täydennysvelvollisuutta.

Eläkelaitosten keskimääräisen vakavaraisuuden perusteella tehtävää täydennystä muutetaan siten, että eläkelaitosten vakavaraisuus nousee arvion mukaan parilla prosentilla vastuuvelasta.

### **Perustekorko ja täydennyskerroin**

Uudistuksen myötä laskuperustekorko korvataan perustekorolla sekä eläkevastuiden täydennyskerroimella. Perustekorkoa käytetään tasaus- ja tasoitusvastuun laskennassa sekä vakuutusmaksujen korkouttamiseen. Perustekoron ( $b1$ ) laskentakaava on

$$(3.8) \quad b1 = \max\{0.03; 0.2 \times p\},$$

Perustekorko on 0,6 prosenttiyksikköä matalampi kullakin vakavaraisuusasteen ( $p$ ) tasolla, kuin entinen laskuperustekorko (vrt. yhtälöt 3.1 ja 3.8.)

Eläkevastuiden täydennyskerrointa ( $b16$ ) käytetään vanhuus-, työkyvyttömyys ja työttömyysvastuiden korkovaateen laskennassa. Kerroin lasketaan eläkelaitosten keskimääräisen vakavaraisuuden perusteella kaavalla:

$$(3.9) \quad b16 = \max\{0; 0.9 \times 0.2 \times p - 0.03\}$$

Täydennyskerroimen  $b16$  laskennassa kerrointa 0.9 sovelletaan vuodesta 2011 lähtien. Vuonna 2007 tämä kerroin on 0.98, vuonna 2008 se on 0.96 ja niin edelleen. Tämä pienennyskerroin liittyy vastuuvelan osaketuottosidonnaisuuteen alla esitettävällä tavalla. Vuoden 2009 alussa peruskoron ja täydennyskerroimen laskennassa luovuttiin 0.5 prosenttiyksikön nousurajoituksesta.

### **Rahastoitujen eläkkeiden korotukset**

Sijoitusuudistuksen jälkeen vanhuuseläkkeiden rahastoitujen osien korotuksiin käytettävä rahamäärä muodostuu:

- 1) Täydennyskerroimen mukaisesta rahastosirrosta  $\Delta R_v$  kaavan (3.10) mukaisesti.
- 2) Osaketuottosidonnaisen lisävakuutusvastuun määrästä joka ylittää ylärajansa.
- 3) Eläkemaksun tasoittamiseksi kerättävästä lisärahastoinnista.
- 4) 53 vuotta täyttäneiden korotettuna työntekijämaksuna kerättävästä rahamäärästä.

Rahastoitujen vanhuuseläkkeiden korottamiseen käytettävä täydennyskerroimen mukainen rahamäärä  $\Delta R_v$  lasketaan kaavalla

$$(3.10) \quad \Delta R_v = b16 \bar{V}_{v-1}^{-vIU} + \frac{\sqrt{1.03 + b16} - \sqrt{1.03}}{\sqrt{1.03}} [V_v^{-vIU} - 1.03 \bar{V}_{v-1}^{-vIU} - \Delta],$$

joka on analoginen kaavan (3.2) kanssa. Ainoastaan laskuperustekorko  $b1$  on korvautunut täydennyskertoimella  $b16$ .

Osaketuottosidonnainen lisävakuutusvastuu ennen rajauksiaan ylä- ja alarajansa väliin on likimäärin<sup>5</sup>

$$(3.11) \quad V_v^{Q'} \approx (1.03 + b16 + 0.1j)\bar{V}_{v-1}^Q + 0.1j\bar{V}_{v-1}^{VIU} + 0.1(j - b1)\bar{V}_{v-1}^T,$$

jossa  $\bar{V}_{v-1}^Q$  on osaketuottosidonnainen lisävakuutusvastuu vuoden  $v-1$  lopussa,  $j$  eläkelaitosten keskimääräinen osaketuotto vähennettynä yhdellä prosenttiyksiköllä ja  $\bar{V}_{v-1}^T$  tasausvastuu vuoden  $v-1$  lopussa.

Kaavan (3.11) mukaan osaketuottosidonnaisen vastuovelka toimii osaketuottojen aiheuttaman heilahtelun puskurina. Vastuuelan tuottovaateksi muodostuu rahastokorko (3 %), lisättyä täydennyskertoimella ( $b16$ ) ja eläkelaitosten osaketuoton ( $j$ ) kymmenesosalla. Tämä tuottovaade ( $0.03 + b16 + j$ ) näkyy suoraan kaavassa (3.11) osaketuottosidonnaisen vastuuelan  $\bar{V}_{v-1}^Q$  kertoimena. Sen sijaan vakuutusteknisen vastuuelan osalta tuottovaateen osa  $0.03 + b16$  on jo käytetty vastuuelan alkuperäisessä diskonttaamisessa (3 %) sekä kaavan (3.10) mukaisessa rahastotäydennyksessä. Tämän vuoksi kaavassa (3.11) vakuutusteknisen vastuuelan tuottovaade on ainoastaan  $0.1j$ . Tasausvastuun oma tuottovaade on perustekorko  $b1$ . Kaavan (3.11) viimeisen termin avulla tasausvastuunkin osalta lopulliseksi tuottovaateksi muodostuu  $0.9b1 + 0.1j$ , joka on likimäärin yhtä suuri kuin vakuutusteknisen vastuuelan ja osaketuottosidonnaisen vastuuelan tuottovaade.

Osaketuottosidonnainen lisävakuutusvastuu saa olla pienimmillään  $-10$  prosenttia vastuuelasta ja suurimmillaan  $5$  prosenttia vastuuelasta.

Lisävakuutusvastuun  $V_v^{Q'}$  ollessa alarajansa alapuolella sen lopullinen arvo  $\bar{V}_v^Q$  lasketaan kaavalla

$$(3.12) \quad \bar{V}_v^Q = \frac{-0.1}{1.1}(\bar{V}_v^{VIU} + \bar{V}_v^T).$$

Osaketuottosidonnaisen lisävakuutusvastuun alittaessa alarajansa sitä kasvatetaan alarajalle asti, jolloin vakavaraisuuslaskennan vastuuelka kasvaa vastaavalla määrällä. Vastuun kasvu vaikuttaa eläkelaitoksen tulosta pienentävästi, joten eläkelaitoksen toimintapääoma pienenee alarajan alittavaa osaa vastaavan määrän.

Lisävakuutusvastuun  $V_v^{Q'}$  ollessa ylärajansa yläpuolella sen lopullinen arvo lasketaan kaavalla

$$(3.13) \quad \bar{V}_v^Q = 0.05(\bar{V}_v^{VIU} + V_v^{Q'} + \bar{V}_v^T)$$

ja ylärajan ylittävä määrä  $V_v^{Q'} - \bar{V}_v^Q$  siirretään tasausvastuuseen  $\bar{V}_v^T$ . Vuoden  $v+1$  lopussa siirretään ylärajan ylitettä vastaava määrä rahastoituihin vanhuuseläkkeisiin.

5 Tarkka kaava TyEL 2009 -perusteissa (s. 27).

### **Rahastotäydennysten kohdentaminen**

Ennen vuoden 2007 uudistusta rahastoitujen vanhuuseläkkeiden korotukset kohdistettiin samalla kertomella kaikille ikäluokille. Uudistuksen myötä siirryttiin tekniikkaan, jossa rahastoitujen eläkkeiden täydennykset kohdistetaan 55 vuotta täyttäneiden vastaisten ja maksussa oleviin vanhuuseläkkeisiin. Rahastoidun vanhuuseläkkeen suuruuden määrittävä palautuskaava (3.3) muuttuu muotoon

$$(3.14) \quad E_v^R = \begin{cases} E_{v-1}^R + \Delta E_v^R & \text{kun vakuutetun ikä} < 55 \\ (E_{v-1}^R + \Delta E_v^R)(1 + i_v) & \text{kun vakuutetun ikä} \geq 55 \end{cases}$$

jossa rahastoidun eläkkeen lisäys  $\Delta E_v^R$  on alle 55-vuotiaille vakuutetuille 0,5 prosenttia ja tätä vanhemmille nolla prosenttia vuoden  $v$  ansioista, kuten ennen uudistustakin.

Työntekijän eläkelain mukaan täydennyksiä ei välttämättä kohdenneta 55 vuotta täyttäneille. Täydennykset tulee kohdentaa siten, että maksutason kehitys muodostuu tasaiseksi. Tämän vuoksi erikseen (luku 4.2) tarkastellaan sitä, kuinka täydennysten kohdentaminen eri ikäluokkiin vaikuttaa maksujen ja varojen pitkän aikavälin kehitykseen.

### **Asiakashyvitykset**

Asiakashyvitykset riippuvat laitoksen toimintapääoman ( $A_v$ ) ja vakavaraisuusrajan ( $S_v$ ) euromääristä, vakavaraisuusrajakertoimesta ( $p$ ) ja hoitokustannusylijäämästä ( $Y_v$ ). Jos toimintapääoma alittaa vakavaraisuusrajan ( $A_v < S_v$ ), siirto hyvityksiin ( $\Delta H_v$ ) on nolla. Toimintapääoman ollessa vakavaraisuusrajan yläpuolella hyvityssiirto lasketaan kaavalla

$$(3.15) \quad \Delta H_v = 0.8 \times \min \left\{ \frac{A_v - S_v}{1 + p}; 0.011 \times A_v + 0.5 \times Y_v \right\} .$$

Kertoimella 0.8 hyvitysten taso on asetettu 80 prosenttiin maksimihyvityksestä. Hoitokustannusylijäämäksi on laskentamallissa asetettu 10 prosenttia hoitokustannusmaksusta, mikä hivenen aliarvioi yhtiöiden keskimääräistä hoitokustannustulosta. Toisin sanoen laskelmissa lievästi yliarvioidaan TyEL:n hoitokustannukset.

Toimintapääoman enimmäismäärä on vakavaraisuusrajan nelinkertainen määrä. Jos toimintapääoma ylittää enimmäismääränsä toisena peräkkäisenä vuotena kaavan (3.15) mukaista hyvityssiirtoa korotetaan ylitteen kolmasosalla, eli määrällä  $(A_v - 4S_v)/3$ .

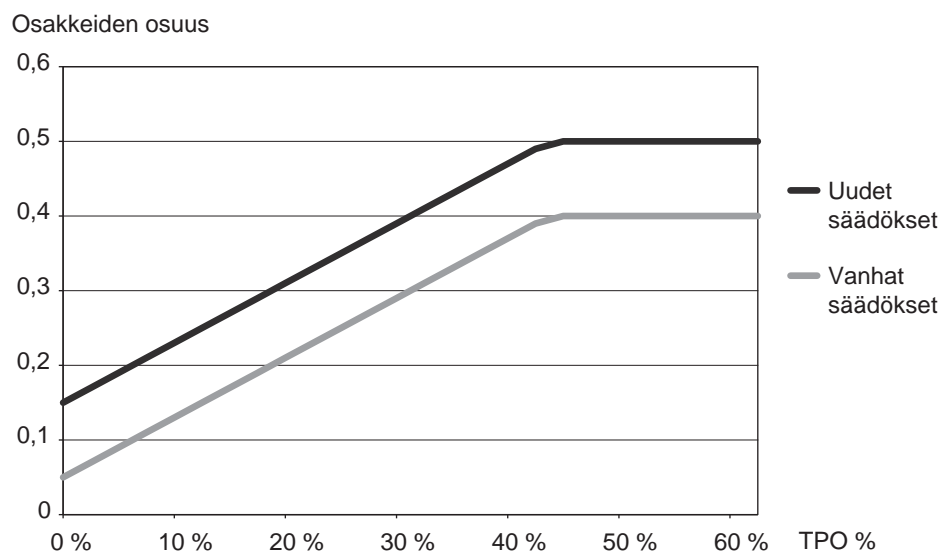
### **Sijoitusjakauma**

Uudistetun lainsäädännön mukaisessa laskelmassa sijoitusallokaatio määräytyy periaatteessa samalla tavalla kuin vanhojen säädösten mukaisessa laskelmassa. Varoista lyhyen koron sijoituksissa on 6.5 prosentin kiinteä osuus. Osakepainoa kuitenkin kasvatetaan viiden vuoden siirtymäkauden aikana (2007–2011) kymmenellä prosenttiyksiköllä. Pitkän koron sijoitusten

osuus vähenee vastaavasti. Siirtymäkauden jälkeen osakkeiden osuus sijoitusallokaatiossa riippuu toimintapääoman suhteesta ( $A_v$ ) vastuovelkaan ( $V_v$ ) seuraavasti:

$$(3.16) \text{ Osakepaino} = \min \{ 0.5; 0.15 + 0.8 \times A_v / V_v \}$$

**Kuvio 3.1.** Osakkeiden osuus sijoituksista toimintapääomaprosentin (prosenttia vastuovelasta) mukaan.



## 4 Simulaatioiden tulokset

### 4.1 Rahoitusuudistuksen vaikutus TyEL-maksuun, -varoihin ja vakavaraisuuteen

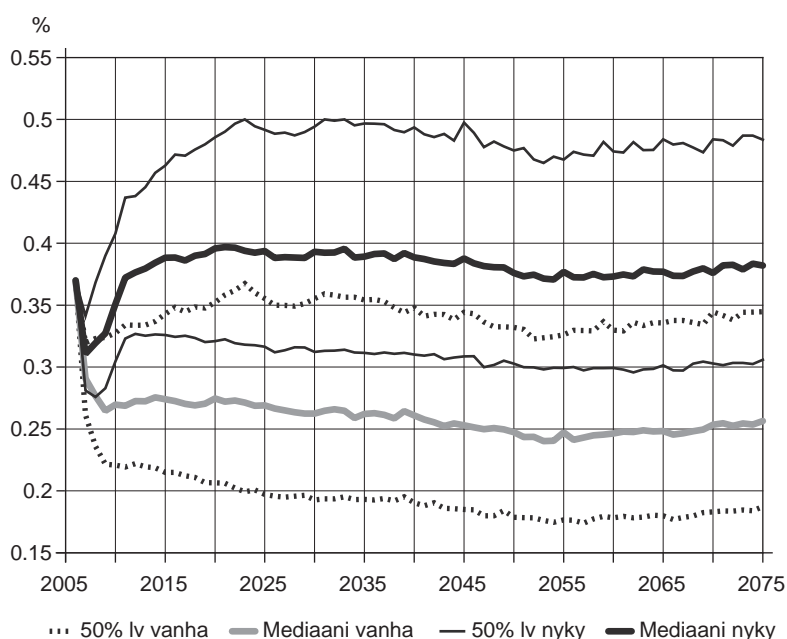
Tässä luvussa esiteltävät tulokset on laskettu Eläketurvakeskuksen pitkän aikavälin laskentamallilla (Biström ym. 2007). Aikasarjamallin (luku 2) avulla generoidut stokastiset tuotto- ja inflaatioisarjat käytettiin eläkemallin syötetietoina ja näin luotiin ennustejakaumat TyEL-maksun ja muiden suureiden kehitykselle. Raportoitavat tulokset perustuvat 2 000 stokastiseen aikasarjaan sijoitustuotoille ja inflaatiolle. Eläkemalli sisältää yksityiskohtaisen kuvauksen TyEL-järjestelmästä. Kuitenkaan järjestelmän hajautettua luonnetta ei laskelmiin ole sisällytetty, vaan järjestelmän ajatellaan muodostuvan yhdestä työeläkelaitoksesta. Tämän vuoksi yksittäisen työeläkelaitoksen konkurssiriskiä tai vastaavia hajautetun järjestelmän erityisominaisuuksia ei voida mallin avulla tutkia. Sen sijaan malli soveltuu vakavaraisuuden ja hyvitysten keskimääräisen tason karkeaan arviointiin.

Simulaatioiden lähtökohtana on tilanne vuoden 2007 lopussa. Vuoden 2008 aikana alkanut finanssikriisi ja siihen liittyvät poikkeuksellisen huonot sijoitustuotot seurannaisvaikutuksineen eivät sisälly esitettäviin tuloksiin.

Sijoitusuudistuksen seurauksena eläkelaitosten sijoitusvarallisuuden osakeosuuden mediaani kasvaa runsaat kymmenen prosenttiyksikköä noin 25 prosentista 38 prosenttiin (kuvio 4.1 ja taulukko A.1). Tämä laskelmaan sisältyvä osakepainon kasvu on valtaosin seurausta siitä, että laskelmassa oletetaan osakeosuuden nousevan uudistuksen myötä kullakin vakavaraisuuden tasolla 10 prosenttiyksikköä (ks. luku 3). Osakepainon kasvu 13 prosenttiyksiköllä eikä ainoastaan 10 prosenttiyksiköllä, selittyy eläkelaitosten keskimääräisen vakavaraisuuden nousulla. Vakavaraisuuden nousu johtuu täydennyskertoimen ja entisen perustekoron määräytymissäätöjen muuttumisesta (ks. kaavat 3.1 ja 3.9)

Osakkeiden osuuden kasvun myötä eläkesijoitusten keskimääräinen tuotto ja tuottoon liittyvä riski kasvavat. Vanhojen säädösten mukaan eläkesijoitusten keskimääräinen geometrinen reaalityttö on 3,6 prosenttia ja nykyisten säädösten mukaan 4,0 prosenttia. Nykyisten säädösten mukaisesti laskien 80 prosentin luottamusväli vuosituotolle on  $-5,9 - +15,5$  prosenttia, eli 80 prosenttia simuloituista vuosituotoista asettui kyseiseen väliin. Vastaava luottamusväli vanhojen säädösten mukaan laskettuna on  $-4,4 - +12,6$  prosenttia (taulukko 4.1).

**Kuvio 4.1.** Osakkeiden osuus sijoituksista, mediaanit ja 50 prosentin luottamusvälit nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan vuosina 2007–2075.



**Taulukko 4.1.** Reaalituoton jakauma ennustejaksolla nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan.

	2007–2075	
	Nykyinen	Vanha
5 %	-8.4	-6.4
10 %	-5.9	-4.4
Qa	-1.6	-0.9
Md	3.6	3.2
Qy	9.4	7.9
90 %	15.5	12.6
95 %	19.6	15.8
Ka (aritm.)	4.3	3.8
Ka (geom.)	4.0	3.6
Keskihajonta	8.6	6.8

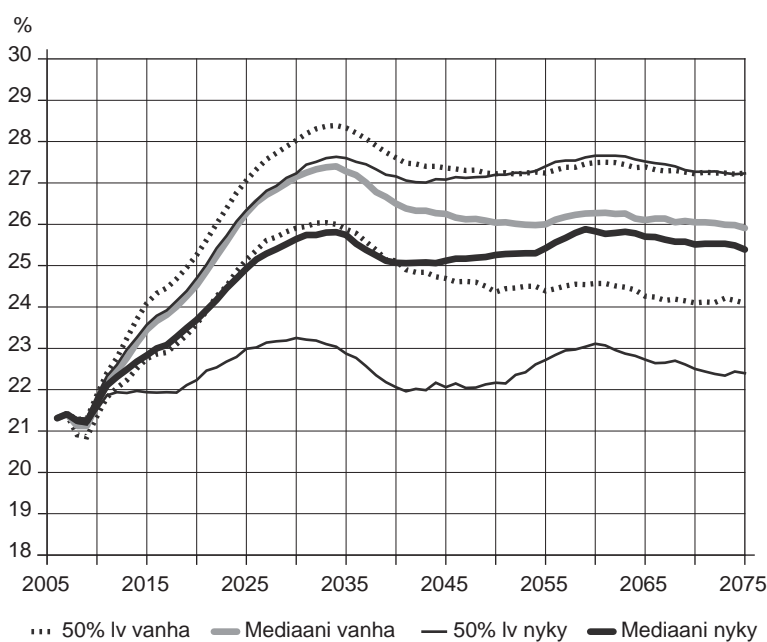
Entistä korkeammat mutta vaihtelevammat tuotot alentavat TyEL-maksun tasoa keskimäärin mutta kasvattavat siihen liittyvää riskiä.

Uudistuksen vaikutuksesta TyEL-maksun mediaani alenee noin puolesta puoleentoista prosenttiyksikköön. Vaikutus maksutasoon on suurimmillaan 2030-luvulla, jolloin maksun mediaani alenee runsaan puolitoista prosenttiyksikköä. Pidemmällä aikavälillä uudistuksen mediaanimaksua alentava vaikutus vähenee. Ajassa muuttuva maksuvaikutus selittyy rahastotäydennysten kohdentamisella. Vanhojen säädösten mukaisessa laskelmassa rahastotäydennykset ovat ikäriippumattomia, mutta nykyisten säädösten mukaisessa laskelmassa täydennykset on kohdistettu 55 vuotta täyttäneille. Tämä nopeuttaa vanhuuseläkevastuun purkautumista alentaen maksutasoa 2030-luvulla ja nostaen sitä vastaavasti myöhemmin (kuviokuva 4.2).



Uudistus kasvattaa TyEL-maksun tasoon liittyvää epävarmuutta. 50 prosentin luottamusväli vuonna 2035 lähes kaksinkertaistuu 2,4 prosenttiyksiköstä 4,7 prosenttiyksikköön. Maksun ennustejakauman luottamusvälit esitetään taulukossa A.2. Pidemmällä aikavälillä nykysäännösten mukainen maksun ennustejakauma ei kuitenkaan enää levene oleellisesti, sen sijaan vanhojen säännösten mukaan lasketut maksujen luottamusvälit kasvavat koko laskentajakson ajan. TyEL-maksun epävarmuuden kasvu selittyy osittain sijoitustuottojen riskitason kasvulla. Lähimpiä vuosikymmeniä koskeva maksutason epävarmuuden kasvu selittyy kuitenkin sillä, että rahastotäydennykset kohdennetaan 55 vuotta täyttäneille. Pääosin rahastotäydennykset rahoitetaan eläkelaitosten sijoitustuoton sillä osalla, joka ylittää 3 prosentin rahastokoron. Kun rahastotäydennykset kohdennetaan ikääntyneille, ne myös nopeammin ja vaikeammin ennakoitavalla tavalla heiluttavat maksutasoa. Äärimmäinen esimerkki olisi rahastotäydennyksiin käytettävän rahamäärän käyttäminen välittömästi vuotuisen maksun alentamiseen. Tällöin jokaisen vuoden sijoitustuotto näkyisi välittömästi TyEL-maksun tasossa. Uudistuksessa sekä sijoitusjakauman muutos että rahastotäydennysten kohdentaminen ikääntyneille kasvattavat maksun epävarmuutta.

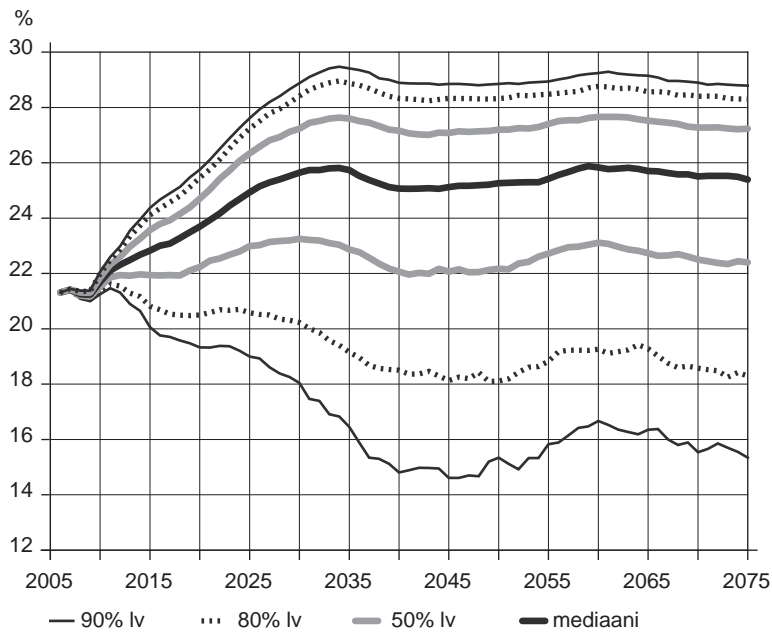
**Kuvio 4.2.** TyEL-maksuprosentin mediaanit ja 50 prosentin luottamusvälit nykyisten ja vanhojen säästöjen mukaan vuosina 2007–2075.



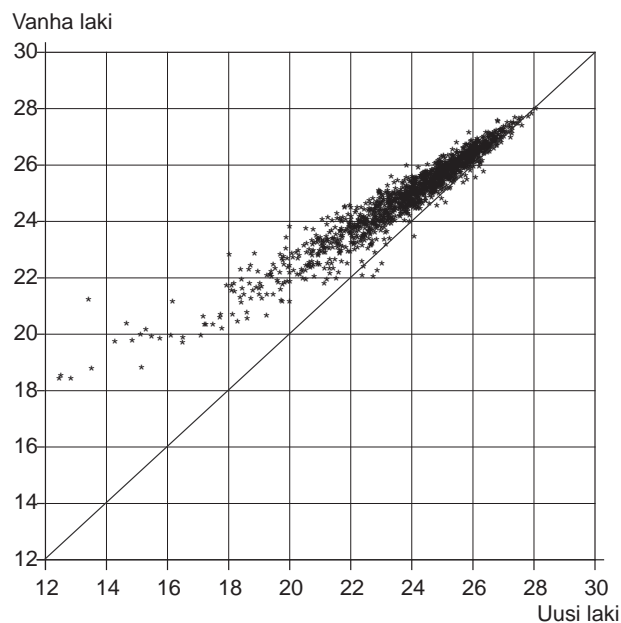
Vaikka TyEL-maksun tasoon liittyvä epävarmuus kasvaa, korkeiden maksuprosenttien riski ei kasva oleellisesti. Toisin sanoen maksutason epävarmuuden kasvussa on kyse maksun ennustejakauman leviämisestä pääosin alaspäin. Tämä johtuu siitä, että korkeat maksutasot ovat yhteydessä mataliin sijoitustuottoihin. Jos sijoitustuotot muodostuvat hyvin mataliksi, eläkevarojen määräkin jää vähäiseksi eikä sijoitusjakaumalla tai rahastotäydennysten kohdentamisella ole juurikaan maksuvaikutusta. Nykysäästöjen mukaisesti simuloituista TyEL-maksuista 5 prosenttia ylitti 29,4 prosentin tason vuonna 2035, vastaava luku vanhojen

säädösten mukaan laskettuna oli 29,5 prosenttia. Uudistus siis alensi marginaalisesti korkean maksun riskiä. Pidemmällä aikavälillä uudistuksella on kuitenkin lievä korkeiden maksujen riskiä kasvattava vaikutus (taulukko A.2). Kuvio 4.4 esittää keskimääräisen TyEL-maksuprosentin vuosina 2007–2075 uusien ja vanhojen säädösten mukaan kussakin simuloituissa 2 000 realisaatioissa. Uudistuksella on vain harvoissa tapauksissa keskimääräistä maksutasoa korottava vaikutus.

**Kuvio 4.3.** TyEL-maksuprosentin mediaanit, 50, 80 ja 90 prosentin luottamusvälit nykyisten säädösten mukaan vuosina 2007–2075.

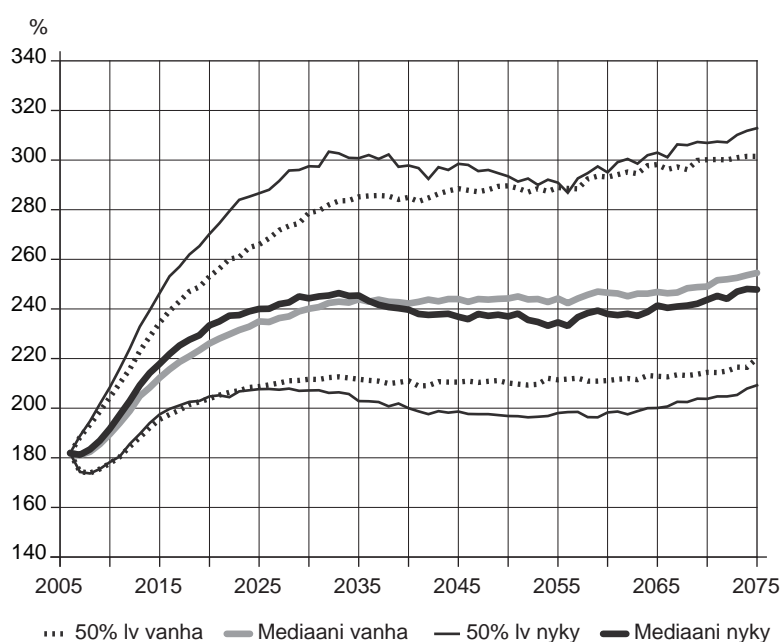


**Kuvio 4.4.** Keskimääräinen TyEL-maksuprosentti vuosina 2007–2075, nykyiset säädökset vastaan vanhat säädökset.



Uudistus vaikuttaa vain vähän eläkevarojen määrän mediaaniin. Sen sijaan varojen määrään liittyvä epävarmuus kasvaa (kuvio 4.5 ja taulukko A.3). Laskennan alkuhetkellä TyEL-varat suhteessa palkkasummaan ovat 180 prosenttia. Vanhojen sääntöjen mukaisessa laskelmassa varojen suhde palkkasummaan laskee tämän tason alapuolelle noin 5 prosentissa simulaatioista kunakin vuonna. Uudistuksen myötä todennäköisyys, että varat suhteessa palkkasummaan pienenisivät pitkällä aikavälillä, kasvaa hivenen. Toisaalta 5 prosentissa simulaatioista eläkevarojen määrä suhteessa palkkasummaan oli 430 prosenttia tai enemmän vuonna 2035 (nykyiset säännökset) ja 360 prosenttia tai enemmän (vanhat säädökset).

**Kuvio 4.5.** TyEL-varat (prosenttia palkoista), mediaanit ja 50 prosentin luottamusvälit nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan vuosina 2007–2075.



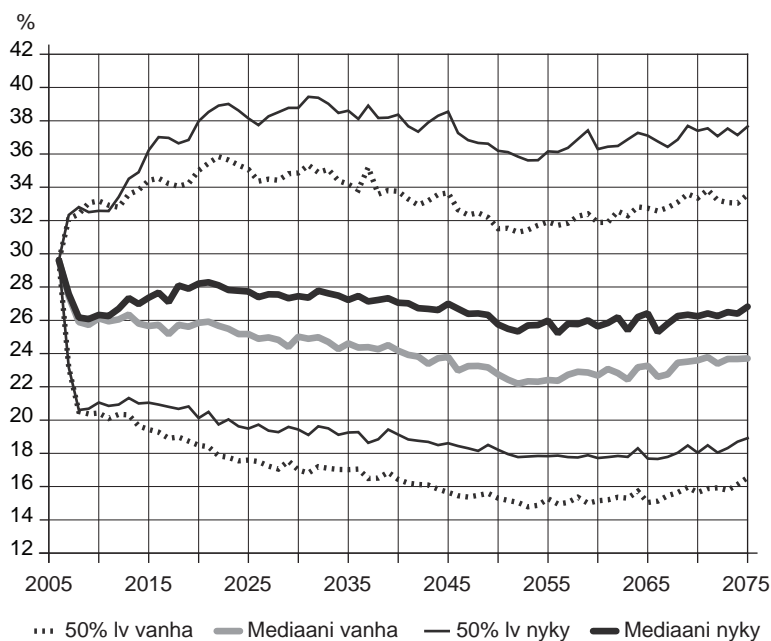
Uudistuksen yhteydessä pyrittiin kasvattamaan eläkelaitosten toimintapääomaa lievästi. Keino tähän oli eläkevastuun täydennyskertoimen laskennan muuttaminen (ks. luku 3). Simulaatioiden perusteella tässä tavoitteessa onnistuttiin (kuvio 4.6 ja taulukko A.4). Vaikka laskelmien mukaan eläkelaitosten vakavaraisuus parani uudistuksen yhteydessä, simulaatiot viittaavat siihen, että eläkelaitosten keskimääräinen vakavaraisuus voi verraten helposti painua matalaksi.

Syksyn 2008 kokemukset viittaavat siihen, että eläkelaitosten keskimääräisellä vakavaraisuudella mitaten noin 10 prosentin vakavaraisuus muodostaa erään kipurajan. Jos keskimääräinen vakavaraisuus ajautuu lähelle kymmentä prosenttia, paineet vakavaraisuussäännösten muuttamiseksi kasvavat.

Riski, että eläkelaitosten keskimääräinen vakavaraisuus alittaa 10 prosenttia vähintään yhden kerran vuoteen 2015 mennessä, on 6 prosenttia. Vuoteen 2035 tämä riski kasvaa 34 prosenttiin ja vuoteen 2075 mennessä 70 prosenttiin. Vanhojen säädösten mukaisessa laskelmassa

vastaavat todennäköisyydet ovat korkeampia (taulukko 4.2). Rahoitusuudistus siis vahvisti eläkelaitosten vakavaraisuutta, tosin nykysäädöstenkin mukainen laskelma kertoo siitä, että eläkelaitokset voivat verraten helposti ajautua matalaan vakavaraisuusasemaan.

**Kuvio 4.6.** Toimintapääoma (prosenttia vastuuelasta), mediaanit ja 50 prosentin luottamuskäytävät nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan vuosina 2007–2075.

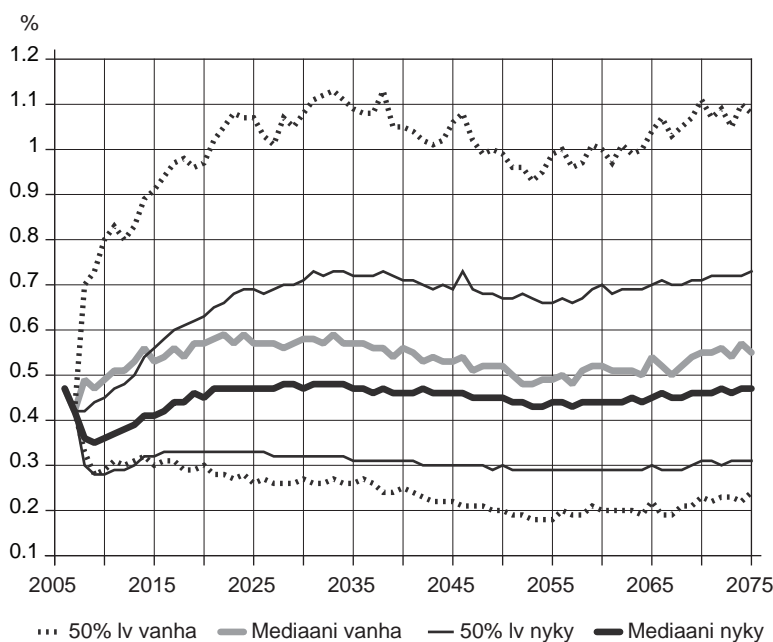


**Taulukko 4.2.** Todennäköisyys, että toimintapääoma ylittää jokaisena vuonna 5 prosenttia tai 10 prosenttia vastuuelasta.

Päätevuosi	Raja: 5 % vastuuelasta		Raja: 10 % vastuuelasta	
	Nykyinen	Vanha	Nykyinen	Vanha
2015	1.00	0.99	0.94	0.92
2035	0.90	0.84	0.66	0.54
2055	0.78	0.65	0.44	0.28
2075	0.66	0.50	0.30	0.15

Uudistuksen yhteydessä muutettiin myös asiakashyvitysten määräytymistä siten, että toimintapääoman ylittäessä vakavaraisuusrajan nelinkertaisen määrän hyvityksiä ei tarvitse kasvattaa niin paljon kuin vanhojen säädösten mukaan olisi pitänyt. Asiakashyvitysten mediaanitaso aleni simulaatioissa vähän, noin 0,1 prosenttiyksikköä suhteessa palkkasummaan (kuvio 4.7). Sen sijaan hyvin korkeiden asiakashyvitysten todennäköisyys aleni oleellisesti. Vanhojen säädösten mukaan 5 prosentissa simuloinneista hyvitykset vuonna 2035 ovat 3,1 prosenttia palkoista tai enemmän. Nykyisten säädösten mukaan vastaava luku on 1,3 prosenttia palkoista.

**Kuvio 4.7.** Asiakashyvitykset (prosenttia palkoista), mediaanit ja 50 prosentin luottamusvälit nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan vuosina 2007–2075.



Edellä esitetyt tulokset sijoitusuudistuksen vaikutuksista ovat pääpiirteiltään samansuuntaisia aiemmin julkaistujen stokastisten simulaatioiden kanssa, eläkemaksun mediaani alenee, mutta korkeiden maksuprosenttien riski ei kasva oleellisesti (Hilli, Koivu ja Pennanen 2008; Lassila ja Valkonen 2008).

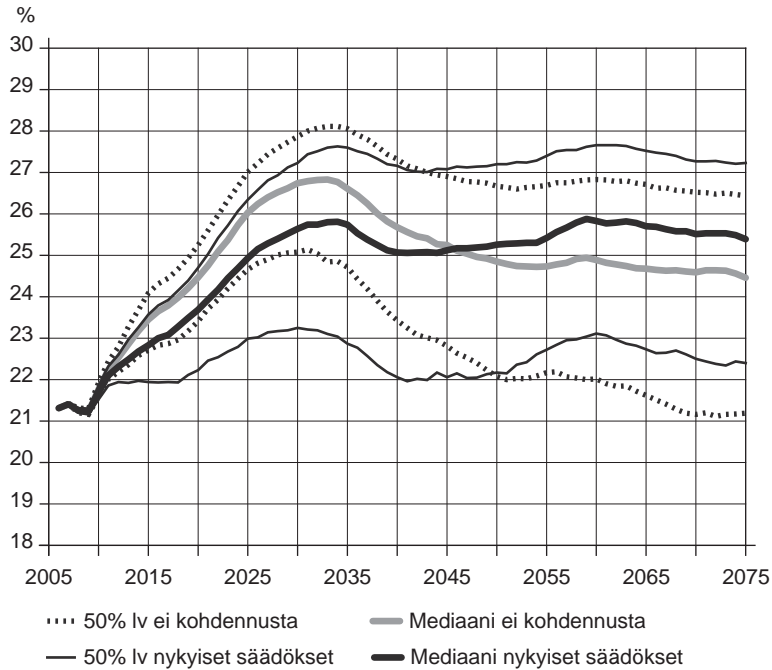
## 4.2 Vastuuvelan täydennysten kohdentaminen

### 4.2.1 Ikäriippumaton vastuuvelan täydennys

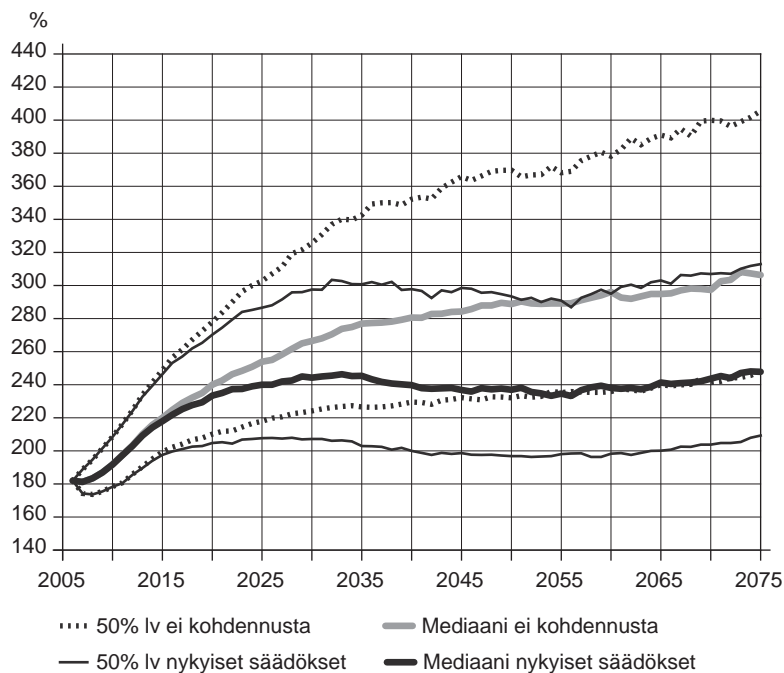
Vuoden 2007 rahoitusuudistus voidaan jakaa toisaalta vakavaraisuuteen ja sijoitusjakaumiin liittyviin muutoksiin sekä toisaalta vastuuvelan täydennysten ikäriippuvuuteen. Sijoitusjakaumiin liittyvät muutokset olisi voitu toteuttaa ilman muutoksia vastuuvelan ikäriippuvuuteen ja päinvastoin. Simulaatioiden perusteella sijoitusuudistuksen maksutasovaikutukset lähivuosikymmeninä johtuvat pääosin vastuuvelan täydennysten kohdentamisesta 55 vuotta täyttäneille, ei niinkään sijoitusjakaumien muutoksista (kuviot 4.2 ja 4.8). Kuvio 4.8 esittää TyEL-maksun jakauman voimassa olevien säädösten mukaan sekä siten, että sijoitusuudistus on toteutettu muilta osin, paitsi vanhuuseläkevastuun täydennykset on kohdennettu tasaisesti kaikkiin ikäluokkiin. Korotusten kohdentaminen 55 vuotta täyttäneille siirtää TyEL-maksun ennustejakaumaa alaspäin vuoteen 2050 saakka, mistä eteenpäin jakauma siirtyy ylöspäin. Samalla, kun ennustejakauman sijainti siirtyy alaspäin, maksuun liittyvä epävarmuus kasvaa. Ikääntyneille kohdennetut vastuuvelan korotukset merkitsevät sitä, että mahdollisesti korkeidenkin tuottojen maksua alentava vaikutus realisoituu entistä nopeammin.

Samalla kun 55 vuotta täyttäneille kohdennetut vastuuvelan korotukset alentavat maksua ja kasvattavat maksuun liittyvää epävarmuutta, eläkevarojen kasvu hidastuu ja niiden määrään liittyvä epävarmuus vähenee (kuvio 4.9).

**Kuvio 4.8.** TyEL-maksuprosentin mediaanit ja 50 prosentin luottamusvälit, peruslaskelma ja ikäriippumattomat kohdennetut korotukset vuosina 2007–2075.



**Kuvio 4.9.** TyEL-maksuprosentin mediaanit ja 50 prosentin luottamusvälit, peruslaskelma ja 55-vuotiaille kohdennetut korotukset vuosina 2007–2075.



#### 4.2.2 Eläkevarojen määrästä riippuva vastuuvelan täydennys

Edellä esitetyissä voimassa olevien säädösten mukaisissa laskelmissa vanhuuseläkevastuun täydennykset on kohdennettu 55 vuotta täyttäneille henkilöille riippumatta siitä, millaiseksi maksutaso tai eläkevarojen määrä muodostuvat. Tarkkaan ottaen TyEL:n mukaan täydennyksiä ei kuitenkaan tule välttämättä kohdentaa 55 vuotta täyttäneille, vaan ne tulee kohdentaa siten, että maksutason kehitys muodostuu tasaiseksi.<sup>6</sup> Seuraavassa tarkastellaan sitä, kuinka TyEL-maksun ennustettavuutta voitaisiin lisätä kohdentamalla täydennyksiä eri ikäluokkiin erilaisissa tilanteissa.

Tarkastellaan rahastotäydennysten kohdennustekniikkaa, jossa vastuuvelan täydennykset kohdennetaan vuoteen 2019 asti 55 vuotta täyttäneille. Vuodesta 2020 lähtien rahastoitujen osien korotukset kohdennetaan tätä vanhemmille, jos vallitseva maksutaso ylittää pitkän aikavälin kestävän tasonsa. Jos vallitseva maksutaso alittaa pitkän aikavälin kestävän tasonsa, korotuksissa painotetaan enemmän nuorempia ikäluokkia.

Pitkän aikavälin kestävällä maksutasolla tarkoitetaan tässä yhteydessä maksua, joka riittää nähtävissä olevien eläkemenojen rahoittamiseen. Se riippuu vastaisesta eläkemenojen ja palkkasumman kehityksestä sekä eläkevarojen määrästä ja tuotosta, joka näille varoille saadaan. Muutaman yksinkertaistavan oletuksen avulla pitkän aikavälin kestävä maksutaso voidaan lausua yksinkertaisen lausekkeen avulla. Oletetaan, että TyEL:n eläkemeno on 30 prosenttia palkkasummasta jokaisena vuotena vuodesta 2020 eteenpäin. Tällöin eläkemenojen nykyarvokin on 30 prosenttia palkoista. Lisäksi oletetaan, että eläkevarojen tuotto ylittää kahdella prosenttiyksiköllä palkkasumman kasvuvauhdin. Tällöin pitkän aikavälin kestävä maksuprosentti vuonna  $v$  ( $mp_v^*$ ) on:

$$(4.1) \quad mp_v^* = 30 - 2 \times \frac{varat_{v-1}}{palkkasumma_{v-1}}.$$

Eli pitkän aikavälin kestävä maksuprosentti on eläkemenoprosentti vähennettynä sillä määrällä, joka eläkevaroista voidaan käyttää ilman että eläkevarojen suhde palkkasummaan pieneneisi. Kohdennetaan vastuuvelan täydennykset kestävän maksuprosentin ( $mp_v^*$ ) ja havaitun maksuprosentin ( $mp_v$ ) erotuksen perusteella seuraavasti:

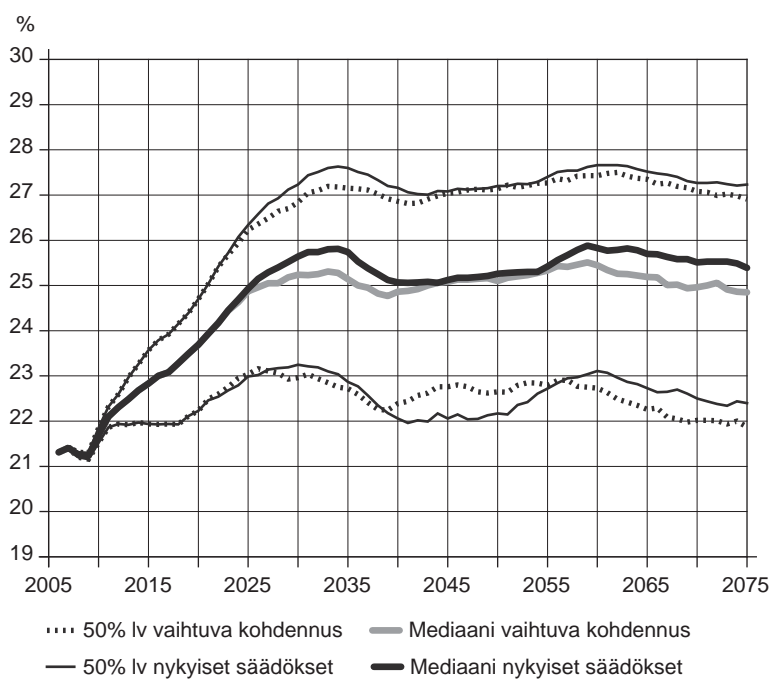
$$\begin{array}{ll} 75\text{-vuotiaille ja nuoremmille, jos} & mp_v \leq mp_v^* - 4 \\ iästä riippumatta, jos & mp_v^* - 4 < mp_v \leq mp_v^* - 2 \\ 55\text{ vuotta täyttäneille, jos} & mp_v^* - 2 < mp_v \leq mp_v^* \\ 75\text{ vuotta täyttäneille, jos} & mp_v^* < mp_v \end{array}$$

Simulaatioiden perusteella vastuiden täydentäminen yllä esitetyllä tavalla ikäriippuvasti supistaa hivenen TyEL-maksun ennustejakaumaa (kuvio 4.10 ja taulukko A.8). Ikäalueeltaan vaihtuvan kohdennuksen soveltaminen ei oleellisesti vähennä korkeiden maksuprosenttien riskiä. Korkeat maksut ovat yhteydessä mataliin tuottoihin. Matalien tuottojen toteutuessa kohdennettavia varoja on käytettävissä vain vähän, eikä niiden kohdentamisen ikäraja vaikuta oleellisesti maksuun. Sen

6 ”Täydennykset voidaan kohdistaa erilaisina eri ikäluokkien vastaisten ja alkaneiden vanhuuseläkeiden rahastoituihin osiin siten, että vakuutusmaksutason kehitys muodostuu pitkällä aikavälillä tasaiseksi.” (TyEL 171 §.)

sijaan ikäalueeltaan vaihtuvat kohdennukset auttavat siihen, ettei maksuprosentti vajoa liian alas suhteessa pitkän aikavälin kestävään tasoonsa.

**Kuvio 4.10.** TyEL-maksuprosentin mediaanit ja 50 prosentin luottamusvälit, peruslaskelma ja 55-vuotiaille kohdennetut korotukset vuosina 2007–2075.



### 4.3 Vaihtoehtoinen TyEL-maksun määrittystapa

Kuntien eläkevakuutus pyrkii asettamaan kunta-alan eläkemaksun siten, että vallitsevalla maksutasolla voitaisiin kustantaa tulevat eläkemenot. Seuraavassa tutkitaan kuinka tämä idea sovellettuna TyEL-järjestelmään vaikuttaisi eläkemaksun ja -varojen ennustejakaumaan. Laskelmassa ei oteta kantaa rahastoinnin yksityiskohtiin hajautetun järjestelmän yhteydessä. Sen sijaan tavoitteena on karkealla tasolla vertailla nykyisin voimassa olevien säädösten mukaisia TyEL-maksun ja varojen ennustejakaumia tekniikkaan, jossa TyEL-maksu asetetaan vuosittain kestäväälle tasolle.

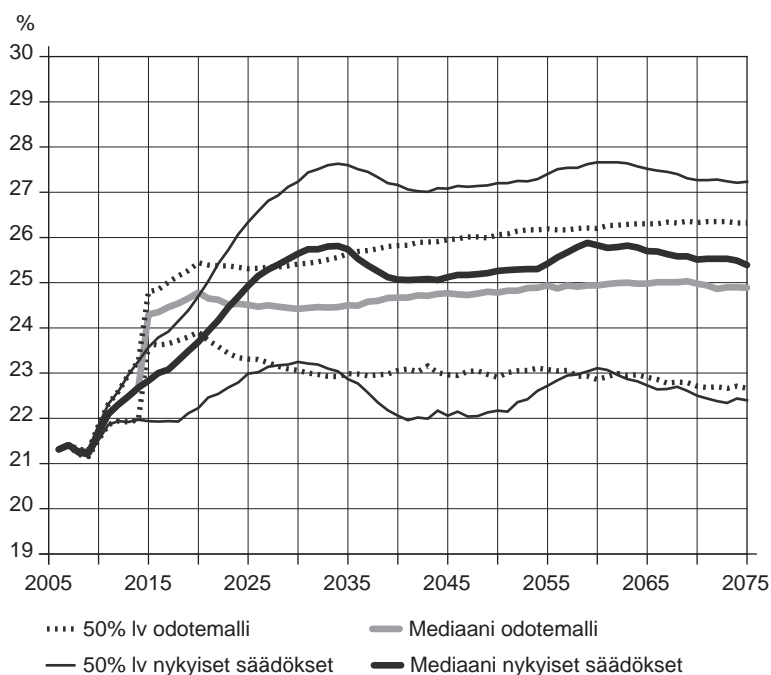
Alla esitettävässä vaihtoehtolaskelmassa (odotemalli) TyEL-maksuprosentti ( $mp$ ) asetetaan vuodesta 2020 lähtien kaavan (4.1) mukaiselle tasolle. Koska vallitsevien näkemysten mukaan eläkemenoprosentti on ennen 2020-lukua vielä selvästi alle 30 prosenttia palkoista, kaava (4.1) ei ole hyvä approksimaatio TyEL-maksun kestäväksi tasoksi 2010-luvulla. Laskelmassa siirrytään vuodesta 2015 asti 0,2 prosenttiyksikön korotuksin kaavan (4.1) mukaiseen maksuprosenttiin. Toisin sanoen vuosina 2015–2019 TyEL-maksuprosentti on:

$$(4.2) \quad mp_v = M_v - 2 \times \frac{\text{varat}_{v-1}}{\text{palkkasumma}_{v-1}}, \text{ jossa } M_{2015} = 29, M_{2016} = 29.2, \dots$$

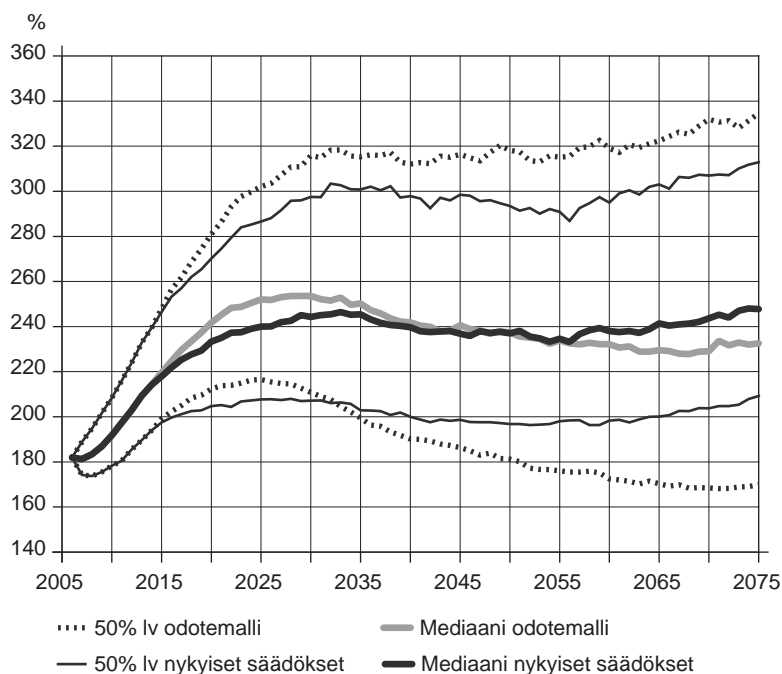
Vuoteen 2014 saakka vaihtoehtolaskelmassa seurataan nykyisin mukaisia säädöksiä.



**Kuvio 4.11.** TyEL-maksuprosentin mediaanit ja 50 prosentin luottamusvälit nykyisten säädösten ja odotemallin mukaan vuosina 2007–2075.



**Kuvio 4.12.** TyEL-varat (prosenttia palkoista), mediaanit ja 50 prosentin luottamusvälit nykyisten säädösten ja odotemallin mukaan vuosina 2007–2075.



Simulaatioiden perusteella odotemalli vähentää oleellisesti TyEL:n maksutasoon kohdistuvaa epävarmuutta. Vuonna 2035 odotemallin mukainen maksun 50 prosentin luottamusväli on sama kuin nykysäädöksiin laskettu mediaanin ja alakvartiilin väli (kuvio 4.11). Odotemallin soveltaminen vähentää sekä korkeiden että matalien TyEL-maksuprosenttien todennäköisyyttä selvästi, eli maksu muodostuu vallitsevia säädöksiä ennustettavammaksi (taulukko A.9). Tulos viittaa siihen, että vallitsevat säädökset saattavat ohjata TyEL maksutason pitkän aikavälin näkökulmasta tarkasteltuna joko perusteettoman matalaksi tai perusteettoman korkeaksi.

Odotemallissa entistä vakaamman maksutason vastinparina on entistä enemmän vaihteleva eläkevarojen määrä. Varojen määrän kasvava vaihtelu tulee selvemmin näkyviin vasta ajan kuluessa (kuvio 4.12 ja taulukko A.10).

## 5 Yhteenveto

Vuoden 2007 TyEL-rahoitusuudistus alentaa hyvin todennäköisesti TyEL-maksun nousupainetta ilman, että lisäisi juurikaan korkean maksutason riskiä. Maksutasoon liittyvä epävarmuus kuitenkin kasvaa, mutta epävarmuuden lisääntyminen tarkoittaa pääosin maksun ennustejakauman leviämistä alaspäin. Myös rahastojen määrään sisältyvä epävarmuus kasvaa. Pitkän aikavälin matalampaan maksutasoon ja suurempaan maksun epävarmuuteen vaikuttaa eniten sijoitusten suuntaantuminen entistä voimakkaammin osakkeisiin.

Lähitulevaisuudessa maksutasoa alentaa ja siihen liittyvää epävarmuutta kasvattaa kuitenkin enemmän vastuuvelan täydennysten kohdentaminen 55 vuotta täyttäneille. Ennen rahoitusuudistusta eläkelaitosten sijoitustuotoista osa käytettiin vastuuvelan täydennyksiin siten, että kaikkien vakuutettujen ja eläkkeensaajien vanhuuseläkkeiden rahastoituja osia korotettiin suhteessa yhtä paljon. Rahoitusuudistuksen myötä siirryttiin tekniikkaan, jossa korotukset kohdistetaan 55 vuotta täyttäneille. Tämä muutos alentaa TyEL-maksun tasoa lähimpinä vuosikymmeninä nopeuttamalla vanhuuseläkevastuun purkautumista. Toisaalta muutos myös voimistaa sijoitustuottojen heilahtelun vaikutusta maksutasoon. Aiemmalla tekniikalla sijoitustuotot purkautuivat pidemmän ajanjakson kuluessa kuin nykyisin sovellettavassa tekniikassa.

Rahoitusuudistus vähentää hyvin korkeiden asiakashyvitysten todennäköisyyttä oleellisesti. Vanhojen säädösten mukaan eläkelaitosten tuli huolehtia siitä, ettei toimintapääoma ylitä vakavaraisuusrajan nelinkertaista määrää. Tämän eläkelaitos voi tehdä joko muuttamalla sijoitusjakaumaa riskipitoisemmaksi, jolloin vakavaraisuusraja nousee tai jakamalla ylimääräiset toimintapääomat asiakashyvityksinä. Rahoitusuudistuksen yhteydessä säännöksiä muutettiin siten, että toimintapääoman jäädessä toisena vuotena peräkkäin yli vakavaraisuusrajan nelinkertaisen määrän hyvityksinä tulee purkaa kolmannes ylitteestä.

Rahoitusuudistus vähentää todennäköisyyttä, että järjestelmän keskimääräinen vakavaraisuus painuu normaalin toiminnan kannalta liian matalaksi. Silti nykyisinkin voimassa olevien säädösten mukaan riski tällaiselle kehitykselle on huomattava. Se, että vuonna 2008 jouduttiin poikkeusmenettelyyn eläkelaitosten vakavaraisuuden laskennassa, sopii yhteen simulaatiomallin tulosten kanssa.

Simulaatioiden perusteella TyEL-maksun ennustettavuutta voitaisiin parantaa oleellisesti siirtymällä rahoitustekniikkaan, jossa vuotuinen maksuprosentti asetetaan vastaamaan pitkän aikavälin kestäväää tasoa. Vakaampi maksutaso merkitsisi eläkevarojen määrän suurempaa vaihtelua sijoitustuottojen mukaan. Kuntien eläkevakuutus noudattaa tätä periaatetta kunnallisen eläkemaksun tason määrittelyssä. TyEL:n rahoitustekniikka on yhdistelmä rahastoivaa ja jakoperiaatteella toimivaa eläkkeiden rahoitusta. Raportin tulokset viittaavat siihen, että nykyisin näitä kahta rahoitusmuotoa ei kuitenkaan ole yhdistetty tavalla, joka tuottaisi mahdollisimman vakaan kokonaismaksutason kehityksen. Jatkotutkimuksissa on perusteltua selvittää, pätevätkö tässä esitetyt tulokset yleisemmin vai onko kyse ainoastaan tässä simulaatioasetelmassa saadusta yksittäisestä tuloksesta.



## LIITTEET

### Liite A Simulaatioiden tuloksia

Tämän liitteen taulukot A.1–A.10 täydentävät kuvioita 4.1–4.12. Kuvioissa esitetään ainoastaan muuttujien mediaani ja 50 prosentin luottamusväli. Alla olevat taulukot sisältävät myös 80 ja 90 prosentin luottamusväliä sekä muuttujien keskiarvot.

**Taulukko A.1 (Kuvio 4.1).** Osakkeiden osuus sijoituksista, jakauma nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha
5 %	0.26	0.15	0.23	0.12	0.21	0.09	0.21	0.10
10 %	0.28	0.17	0.26	0.14	0.24	0.12	0.25	0.13
Qa	0.33	0.21	0.31	0.19	0.30	0.18	0.31	0.19
Md	0.39	0.27	0.39	0.26	0.38	0.25	0.38	0.26
Qy	0.46	0.34	0.50	0.35	0.47	0.33	0.48	0.34
90 %	0.50	0.40	0.50	0.40	0.50	0.40	0.50	0.40
95 %	0.50	0.40	0.50	0.40	0.50	0.40	0.50	0.40
Ka	0.39	0.28	0.39	0.27	0.37	0.25	0.38	0.26

**Taulukko A.2 (Kuviot 4.2 ja 4.3).** TyEL-maksuprosentin jakauma nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha
5 %	20.1	21.1	16.5	22.3	15.8	20.0	15.3	19.6
10 %	20.8	21.9	19.2	24.0	18.8	22.2	18.3	21.7
Qa	21.9	22.8	22.9	25.9	22.7	24.4	22.4	24.1
Md	22.8	23.5	25.7	27.3	25.4	26.0	25.4	25.9
Qy	23.6	24.1	27.6	28.3	27.4	27.2	27.2	27.2
90 %	24.1	24.6	28.9	29.1	28.5	28.1	28.3	28.1
95 %	24.4	24.9	29.4	29.5	28.9	28.5	28.8	28.5
Ka	22.6	23.1	24.7	26.5	24.3	25.3	24.1	25.0

**Taulukko A.3 (Kuvio 4.5).** TyEL-varat (prosenttia palkoista), jakauma nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha
5 %	172	175	166	179	159	173	167	180
10 %	181	183	178	190	172	186	181	192
Qa	198	196	203	212	198	211	209	220
Md	218	212	245	244	235	244	248	254
Qy	246	234	301	285	291	289	313	301
90 %	281	260	376	333	364	342	399	364
95 %	306	277	434	364	421	381	463	401
Ka	226	218	264	254	256	256	273	268

**Taulukko A.4 (Kuvio 4.6).** Toimintapäätös (prosenttia vastuvelasta), jakauma nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha
5 %	13.9	12.6	9.2	7.9	6.8	4.7	8.1	5.6
10 %	16.5	15.0	12.9	11.4	11.2	8.9	11.7	9.8
Qa	21.1	19.4	19.3	17.0	17.8	15.3	18.9	16.6
Md	27.4	25.7	27.2	24.6	26.0	22.4	26.8	23.7
Qy	36.2	34.4	38.6	34.2	36.2	31.9	37.7	33.6
90 %	45.8	43.2	49.8	45.6	47.8	42.6	48.8	44.4
95 %	52.4	50.1	58.9	52.7	58.1	52.0	57.8	51.9
Ka	29.6	27.7	29.9	26.4	28.1	24.1	29.0	25.4

**Taulukko A.5 (Kuvio 4.7).** Asiakashyvytykset (prosenttia palkoista), jakauma nykyisten ja vanhojen säädösten mukaan.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha	Nyky	Vanha
5 %	0.2	0.1	0.2	0.0	0.1	0.0	0.1	0.0
10 %	0.3	0.2	0.2	0.1	0.2	0.0	0.2	0.0
Qa	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.2	0.3	0.2
Md	0.4	0.5	0.5	0.6	0.4	0.5	0.5	0.6
Qy	0.6	0.9	0.7	1.1	0.7	1.0	0.7	1.1
90 %	0.7	1.4	1.1	2.0	1.0	1.7	1.1	2.0
95 %	0.9	1.9	1.3	3.1	1.2	2.6	1.4	3.0
Ka	0.5	0.9	0.6	1.3	0.5	1.1	0.6	1.3

**Taulukko A.6 (Kuvio 4.8).** TyEL-maksuprosentin jakauma nykyisten säädösten mukaan ja nykyisten säädösten mukaan ilman rahastokorotusten kohdentamista 55 vuotta täyttäneille.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Ilman kohdentamista	Nyky	Ilman kohdentamista	Nyky	Ilman kohdentamista	Nyky	Ilman kohdentamista
5 %	20.1	21.3	16.5	20.2	15.8	15.1	15.3	12.9
10 %	20.8	21.9	19.2	22.1	18.8	18.2	18.3	16.4
Qa	21.9	22.7	22.9	24.7	22.7	22.2	22.4	21.2
Md	22.8	23.5	25.7	26.6	25.4	24.7	25.4	24.5
Qy	23.6	24.1	27.6	28.1	27.4	26.7	27.2	26.4
90 %	24.1	24.6	28.9	29.1	28.5	27.8	28.3	27.7
95 %	24.4	24.8	29.4	29.5	28.9	28.3	28.8	28.2
Ka	22.6	23.3	24.7	26.0	24.3	23.6	24.1	23.0

**Taulukko A.7 (Kuvio 4.9).** TyEL-varat (prosenttia palkoista), nykyisten säädösten mukaan ja nykyisten säädösten mukaan ilman rahastokorotusten kohdentamista 55 vuotta täyttäneille.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Ilman kohdentamista	Nyky	Ilman kohdentamista	Nyky	Ilman kohdentamista	Nyky	Ilman kohdentamista
5 %	172	173	166	180	159	180	167	190
10 %	181	183	178	195	172	199	181	207
Qa	198	199	203	227	198	235	209	248
Md	218	220	245	277	235	289	248	306
Qy	246	249	301	343	291	368	313	406
90 %	281	284	376	433	364	478	399	536
95 %	306	308	434	505	421	566	463	627
Ka	226	228	264	300	256	321	273	346

**Taulukko A.8 (Kuvio 4.10).** TyEL-maksuprosentin jakauma nykyisten säädösten mukaan ja nykyisten säädösten mukaan, kun korotuksen ikäalue riippuu maksutasosta ja eläkevarojen määrästä.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Vaihtuva kohdennusikä	Nyky	Vaihtuva kohdennusikä	Nyky	Vaihtuva kohdennusikä	Nyky	Vaihtuva kohdennusikä
5 %	20.1	20.1	16.5	18.3	15.8	17.6	15.3	16.2
10 %	20.8	20.8	19.2	20.0	18.8	20.0	18.3	18.6
Qa	21.9	21.9	22.9	22.7	22.7	22.8	22.4	21.9
Md	22.8	22.8	25.7	25.1	25.4	25.3	25.4	24.9
Qy	23.6	23.6	27.6	27.2	27.4	27.3	27.2	26.9
90 %	24.1	24.1	28.9	28.6	28.5	28.6	28.3	28.4
95 %	24.4	24.4	29.4	29.3	28.9	29.1	28.8	28.9
Ka	22.6	22.6	24.7	24.6	24.3	24.6	24.1	23.9

**Taulukko A.9 (Kuvio 4.11).** TyEL-maksuprosentin jakauma nykyisten säädösten ja odotemallin mukaan.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Odotemalli	Nyky	Odotemalli	Nyky	Odotemalli	Nyky	Odotemalli
5 %	20.1	22.3	16.5	19.3	15.8	18.5	15.3	16.8
10 %	20.8	22.8	19.2	21.0	18.8	20.7	18.3	19.4
Qa	21.9	23.7	22.9	23.0	22.7	23.1	22.4	22.7
Md	22.8	24.3	25.7	24.5	25.4	24.9	25.4	24.9
Qy	23.6	24.8	27.6	25.6	27.4	26.2	27.2	26.3
90 %	24.1	25.2	28.9	26.3	28.5	27.0	28.3	27.2
95 %	24.4	25.4	29.4	26.7	28.9	27.4	28.8	27.6
Ka	22.6	24.1	24.7	24.0	24.3	24.2	24.1	23.9

**Taulukko A.10 (Kuvio 4.12).** TyEL-varat (prosenttia palkoista), jakauma nykyisten säädösten ja odotemallin mukaan.

	2015		2035		2055		2075	
	Nyky	Odotemalli	Nyky	Odotemalli	Nyky	Odotemalli	Nyky	Odotemalli
5 %	172	173	166	153	159	125	167	116
10 %	181	183	178	167	172	141	181	131
Qa	198	199	203	199	198	176	209	170
Md	218	220	245	250	235	234	248	233
Qy	246	248	301	315	291	315	313	335
90 %	281	282	376	403	364	428	399	479
95 %	306	307	434	478	421	514	463	594
Ka	226	227	264	272	256	266	273	277



## Liite B Osaketuotot

Yksi mallin perusominaisuuksia on se, että osakkeiden reaalitytuotot ovat pitkällä aikavälillä riippuvaisia inflaatiosta. Tämä nähdään sijoittamalla  $r_t$  jälkimmäiseen yhtälöön, jolloin saadaan

$$y_t = a_2 + ca_1 + (1 - cb_1)y_{t-1} - cb_2\pi_t + c\varepsilon_{1t} + v_t ,$$

josta saadaan rekursiivisesti

$$y_t = (a_2 + ca_1) / cb_1 - cb_2 \sum_{i=0}^{\infty} (1 - cb_1)^i \pi_{t-i} + c \sum_{j=0}^{\infty} (1 - cb_1)^j \varepsilon_{1(t-j)} + \sum_{k=0}^{\infty} (1 - cb_1)^k v_{t-k} ,$$

jossa vakiotermi tulee geometrisen sarjan summana. Sijoittamalla saatu lauseke osaketuoton yhtälöön saadaan

$$r_t = -\frac{a_2}{c} + b_2 cb_1 \sum_{i=0}^{\infty} (1 - cb_1)^i \pi_{t-i-1} - b_2 \pi_t - b_1 \sum_{j=0}^{\infty} (1 - cb_1)^j (c\varepsilon_{1(t-j-1)} + v_{t-1}) + \varepsilon_{1t} .$$

Koska kertoimet  $cb_1 \sum_{i=0}^{\infty} (1 - cb_1)^i$  summautuvat ykköseksi, inflaation pitkän aikavälin vaikutus osakkeiden reaalitytuottoihin on nolla. Toisin sanoen prosentin muutos inflaatioprosessissa näkyy pitkällä aikavälillä yhtä suurena muutoksena nimellistuotoissa. Vaihtoehtoinen esitystapa edelliselle yhtälölle on muotoa

$$r_t = -\frac{a_2}{c} - b_2 (\pi_t - cb_1 \sum_{i=0}^{\infty} (1 - cb_1)^i \pi_{t-i-1}) + b_1 \sum_{j=0}^{\infty} (1 - cb_1)^j (c\varepsilon_{1(t-j-1)} + v_{t-1}) + \varepsilon_{1t} .$$

Toisin sanoen reaaliset osaketuotot ovat mallissa negatiivisesti riippuvaisia inflaation ja sen pitkän aikavälin keskiarvon erotuksesta eivätkä siis inflaation absoluuttisesta tasosta. Osakkeiden odotettu reaalitytuotto tässä mallissa on  $-\frac{a_2}{c}$ .

Toinen mallin perusominaisuuksista kumulatiivisilla reaalitytuotoilla  $\sum_{j=1}^h r_{t+j}$  on sijoitus-horisontin pituuden  $h$  kasvaessa taipumusta hakeutua kasvu-uralle  $-\sum_{l=1}^h (a_2 + v_{t+l}) / c$ . Tämä ominaisuus nähdään esittämällä reaalitytuotto muodossa

$$r_t = -\frac{a_2}{c} + \Delta y_t / c - v_t / c .$$

Kumulatiivisille reaalitytuotoille pätee nyt

$$\sum_{j=1}^h r_{t+j} = (y_{t+h} - y_t) / c - \sum_{l=1}^h (a_2 + v_{t+l}) / c .$$

Kumulatiiviset tuotot sisältävät siis stationaarisen keskiarvoon hakeutuvan osaan  $(y_{t+h} - y_t)/c$  ja ei-stationaarisen osaan  $-\sum_{i=1}^h (a_2 + v_{t+i})/c$ . Sijoitushorisontin pituuden  $h$  kasvaessa stationaarisen osan  $(y_{t+h} - y_t)/c$  varianssi lähestyy kohti vakiota  $\text{Var}(y_t)$ , kun taas ei-stationaarisen osan  $-\sum_{i=1}^h (a_2 + v_{t+i})/c$  varianssi kasvaa suorassa suhteessa sijoitushorisontin pituuteen  $h$ .

Jakamalla yhtälön molemmat puolet suurella  $\sqrt{h}$  saadaan

$$\frac{1}{\sqrt{h}} \sum_{j=1}^h r_{t+j} = \frac{1}{\sqrt{h}} (y_{t+h} - y_t)/c - \frac{1}{\sqrt{h}} \sum_{i=1}^h (a_2 + v_{t+i})/c.$$

Sijoitushorisontin pituuden  $h$  kasvaessa yhtälön oikean puolen ensimmäisen termin varianssi lähestyy nollaa, kun taas jälkimmäisen termin varianssi lähestyy kohti arvoa  $\frac{(1+\Psi)^2}{(1-\delta)^2} \sigma_3^2 / c^2$ . Sijoitustuottojen varianssisuhteeksi  $\frac{\text{Var}_t(\sum_{i=1}^h r_{t+i})/h}{\text{Var}_t(r_{t+1})}$  saadaan

$$\frac{\text{Var}_t(\sum_{i=1}^h r_{t+i})/h}{\text{Var}_t(r_{t+1})} = \frac{\text{Var}_t(y_{t+h} - y_t)/hc^2 + \text{Var}_t(\sum_{i=1}^h v_{t+i})/hc^2 - 2\text{Cov}_t(y_{t+h} - y_t, \sum_{i=1}^h v_{t+i})/hc^2}{b_2^2 \text{Var}_t(\pi_{t+1}) + \text{Var}_t(\epsilon_{1(t+1)})}.$$

Ottamalla varianssisuhteesta raja-arvo saadaan

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\text{Var}_t(\sum_{i=1}^h r_{t+i})/h}{\text{Var}_t(r_{t+1})} = \left[ \frac{(1+\Psi)^2}{(1-\delta)^2} \sigma_3^2 / c^2 \right] / [b_2^2 \text{Var}_t(\pi_{t+1}) + \sigma_2^2]$$

Aineistosta saaduilla estimaateilla asymptoottiseksi varianssisuhteeksi saadaan 66 prosenttia.

## Liite C Aikasarja-analyysi

### ***Yksiulotteinen aikasarja-analyysi***

Hyviä johdatusia tässä raportissa käytettyihin aikasarjamenetelmiin ovat esim. Harvey (1990), Lütkepohl (1993) ja Hamilton (1994). Aikasarja-analyysissä keskeistä osaa näyttelee stationaarisuus. Stationaarisen prosessin  $y_t$  jakauma on ajasta  $t$  riippumaton, siten että myös muuttujien  $y_t$  ja  $y_{t+h}$  yhteisjakauma on ajasta  $t$  riippumaton. Kovarianssistationaariseksi taas kutsutaan prosessia  $y_t$ , jonka odotusarvo ja varianssi ovat ajan suhteen vakioita. Lisäksi prosessin autokovarianssifunktio  $\gamma_h = \text{cov}(y_t, y_{t+h})$  riippuu vain ajan hetkien välisestä etäisyydestä  $h$  mutta ei ajasta  $t$ . Kovarianssistationaarisuutta kutsutaan usein myös heikoksi stationaarisuudeksi, koska sen ehdot ovat heikompia kuin varsinaisessa stationaarisuudessa. Normaalijakautuneen muuttujan kohdalla nämä käsitteet ovat yhteneviä.

Yksiulotteisen aikasarja-analyysin ideana on selittää muuttujan  $y_t$  käyttäytymistä sen omalla menneisyydellä. Yksi yleisin käytetyistä aikasarjamalleista on autoregressiivinen AR(p)-malli, joka voidaan esittää muodossa

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

jossa parametri  $p$  kuinka monesta viivästetystä arvostaan prosessin käyttäytyminen on riippuvainen. Virhetermien  $\varepsilon_t$  oletetaan olevan samoin jakautuneita (yleensä normaalijakautuneita) ja riippumattomia odotusarvolla 0 ja varianssillaan  $\sigma^2$ .

Voidaan osoittaa että AR(p)-prosessi on kovarianssistationaarinen, jos niin kutsutun karakteristisen yhtälön

$$x^p - \phi_1 x^{p-1} - \phi_2 x^{p-2} - \dots - \phi_p = 0$$

juuret ovat itseisarvoltaan ykköstä pienempiä (esim. Harvey 1990, 24). Esimerkiksi AR(1)-prosessin  $y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$  kohdalla tämä ehto toteutuu kun  $|\phi| < 1$ .

Vaihtoehtoinen tapa mallintaa ajallista riippuvuutta on käyttää niin kutsutun liukuvan keskiarvon mallia eli MA(q)-mallia

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q},$$

jolloin prosessi riippuu omasta menneisyydestään ei-havaittavan virhetermin kautta. Yksi selkeä ero stationaaristen AR(p)- ja MA(q)-prosessien ominaisuuksissa autokovarianssifunktion  $\gamma_h = \text{cov}(y_t, y_{t+h})$  käyttäytyminen. Stationaarisen AR(p)-prosessin tapauksessa tämä lähestyy hitaasti kohti nollaa ajallisen etäisyyden  $h$  kasvaessa, kun taas MA(q)-prosessin tapauksessa autokovarianssifunktio saavuttaa nollan, kun etäisyys  $h$  ylittää mallissa mukana olevien viivästettyjen virhetermien lukumäärän  $q$ .

Edellä esitettyjen mallien luonnollinen yleistys on niin kutsuttu ARMA(p,q)-malli, jossa muutuja käyttäytyminen riippuu omasta menneisyydestään sekä omien viivästettyjen arvojen että viivästettyjen virhetermien kautta. Tämä malli voidaan esittää muodossa

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

ARMA(p,q)-malli on yleensä korkea-asteisiin AR- tai MA-malleihin nähden yksikertaisempi tapa mallintaa prosessin käyttäytymistä. ARMA(p,q)-mallin kohdalla pätevät samat stationaarisuusehdot kuin AR(p)-mallin tapauksessa.

ARMA(p,q)-malli voidaan taas yleistää ARIMA(p,d,q)-malliksi, jolla tarkoitetaan prosessia tarkoitetaan epästationaarista prosessia, jonka d-1:s on epästationaarinen prosessi mutta d:s differenssi on stationaarinen ARMA(p,q)-prosessi. Tyypillisessä tapauksessa d saa arvon 1. Tällöin prosessin  $y_t$  differenssi  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  on stationaarinen ARMA(p,q)-prosessi. Epästationaarista prosessia, jonka ensimmäinen differenssi on stationaarinen, kutsutaan yksikköjuuriprosessiksi. Yksinkertainen esimerkki yksikköjuuriprosessista on diskreettiaikainen satunnaiskävely  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ , jonka muutokset ovat samoin jakautuneita ja ennustamattomia.

Yksi selkeä ero yksikköjuuriprosessin ja kovarianssistationaarisen prosessin välillä on ehdollisen varianssin  $Var_t(y_{t+h})$  käyttäytyminen. Kovarianssistationaarisen prosessin kohdalla ehdollinen varianssi lähestyy prosessin äärellistä ehdotonta varianssia  $Var(y_t)$  ennusteperiodin  $h$  kasvaessa tarpeeksi pitkäksi, kun taas yksikköjuuriprosessin ehdollisen varianssin raja-arvo on ääretön. Esimerkiksi stationaarisen AR(1)-prosessin tapauksessa ehdollinen varianssi  $Var_t(y_{t+h}) = \sum_{k=0}^{h-1} |\phi|^{2k} Var(\varepsilon_t)$  lähestyy arvoa  $\frac{Var(\varepsilon_t)}{1-|\phi|^2}$ . Satunnaiskävelyn tapauksessa, jolloin  $\phi = 1$ , ehdollinen varianssi  $Var_t(y_{t+h}) = h * Var(\varepsilon_t)$  kasvaa suorassa suhteessa ennusteperiodin pituuteen  $h$  lähestyen näin kohti ääretöntä  $h$ :n kasvaessa.

Usein taloudellisten aikasarjojen kohdalla valinta yksikköjuurimallin ja stationaarisen mallin välillä ei ole helppoa. Aikasarjojen stationaarisuuden tutkimiseksi on kehitetty niin kutsuttu yksikköjuuritestejä. Yksikköjuuritestien kohdalla ongelmaksi muodostuu niiden heikko voima joitakin vaihtoehtoja vastaan (esim. DeJong ym. 1992). Toisin sanoen yksikköjuuritestillä on taipumus hyväksyä oletus yksikköjuuresta myös sellaisten prosessien kohdalla, jotka eivät todellisuudessa ole yksikköjuuriprosesseja. Erityisesti tämä ongelma koskee prosesseja, jotka ovat käyneet läpi regiimin muutoksen tai voimakkaasti autokorreloituneita stationaarisia prosesseja.

Pitkän aikavälin ennustamisen ja simulointiin käytettävissä malleissa valinta yksikköjuuriprosessin ja stationaarisen prosessin on erityisen kriittinen. Yksikköjuurimalli tuottaa pitkällä aikavälillä nimittäin hyvin leveän luottamusvälin ennustettavalle muuttujalle. Tilastollisten ominaisuuksien lisäksi mallintaja joutuu mallin valinnassa myös ottamaan kantaa mallin tuottamien realisaatioiden uskottavuuteen; voidaanko esimerkiksi yksikköjuurimallia, joka tuottaa kohtuullisella todennäköisyydellä monen sadan prosentin korkotasoja pitkän aikavälin simuloinneissa, pitää järkevänä.

### Moniulotteiset aikasarjat

Yksiulotteisen AR(p)-mallin moniulotteinen yleistys on vektoriautoregressiivinen VAR(p)-malli (esim. Lütkepohl 1993), joka voidaan esittää muodossa

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + E_t$$

$$E_t \sim MN(0, \Sigma),$$

jossa  $Y_t$  on  $k \times 1$ -satunnaisvektoria,  $\mu$  on  $k \times 1$ -parametriverktori,  $A_i$  on  $k \times k$ -kerroinmatriisi ja  $\Sigma$  on multinormaalijakaumaa noudattavien residuaalien  $E_T$  kovarianssimatriisi. Satunnaisvektori  $Y_t$  koostuu siis toisistaan riippuvista stokastisista prosesseista.

VAR(p)-malli soveltuu hyvin muuttujien välisen kausaalisuuden tutkimiseen. Muuttujan  $y_{it}$  sanotaan olevan Granger-kausaalinen (esim. Lütkepohl 1993) muuttujan  $y_{jt}$  suhteen, jos muuttujan  $y_{it}$  viivästetyillä arvoilla on ennustevoimaa muuttujaan  $y_{jt}$  vielä senkin jälkeen kuin muuttujan  $y_{jt}$  riippuvuus omista viivästetyistä arvoistaan ja muista muuttujista ja niiden viivästetyistä arvoista on mallissa huomioitu. Granger-kausalisuuden testaaminen vastaa tässä tapauksessa sen testaamista, että kerroinmatriiseilla pätee  $A_1[ji] = A_2[ji] = \dots = A_p[ji] = 0$ . Kun edellinen ehto pätee, muuttuja  $y_{it}$  ei ole Granger-kausaalinen muuttujan  $y_{jt}$  suhteen.

Yksikköjuuriprosessien välisten riippuvuuksien tutkimisessa käytetään yleensä niin kutsuttu virheenkorjaus eli yhteisintegroituva (VEqC) mallia. Yksikköjuuriprosessien  $y_{1t}$  ja  $y_{2t}$  sanotaan olevan jos niiden välillä löytyy stationaarinen lineaarikombinaatio  $y_{1t} - \beta_2 y_{2t}$  (Engle & Granger 1987). Yhteisintegroituvuusmallin avulla voidaan tutkia eri muuttujien välisiä pitkän aikavälin tasapainotiloja. Vektoria  $\beta = [1, \beta_2]'$  kutsutaan tasapainovektoriksi. Kaksiulotteisen satunnaisvektorin  $Y_t = [y_{1t}, y_{2t}]'$  tapauksessa virheenkorjausmalli voidaan esittää muodossa

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^p A_i \Delta Y_{t-i} + \alpha (\beta' Y_{t-1} - \mu) + E_t$$

Kaksiulotteinen vektori  $\alpha$  määrittää kuin nopeasti muuttujat hakeutuvat kohti pitkän aikavälin tasapainoa ja sen kumpaan muuttujista tasapainotilasta poikkeaminen enemmän vaikuttaa. Vektorin  $\alpha$  ensimmäisen alkion ollessa nolla ja toisen alkion ollessa nollaa suurempi positiivinen luku, tasapainotilaan sopeutuminen tapahtuu kokonaan muuttujan  $y_{2t}$  sopeutumisen kautta.

## Liite D Aineiston Suomen data

Muuttuja	Kuvaus	Lähde
Hintataso	Elinkustannusindeksi	Tilastokeskus
Ansiotaso	Palkansaajien yleinen ansiotasoindeksi	Tilastokeskus
Pitkä korko	Suomen 10 vuoden obligaatiokorko 1990Q2 asti, valtion obligaatioiden (4–5 v.) tuotto 1990Q3 lähtien	Suomen Pankki
Lyhyt korko	3 kk heliborkorko vuoteen 1998 asti, vuoden 1999 alusta lähtien 12 kk euriborkorko	Suomen Pankki
Osakkeet	OMX Helsinki markkina-arvoindeksi (kaikki yritykset)	Global Financial Data (www.globalfindata.com)

## Kirjallisuus

- Barberis, N. ja Thaler, R. (2003) A survey of behavioral finance, teoksesta Constantinides, G., Harris, M. ja Stultz, R. (toim): Handbook of the economic of the Finance. North-Holland.
- Bekaert, G. ja Hodrick, R. (2001) Expectation hypothesis tests. *Journal of Finance* 56:1357–1393.
- Bernanke, B. S. ja Mihov, I. (1997) What does the Bundesbank target? *European Economic Review* 41: 1025–1053.
- Blake, D., Cairns, A. ja Dowd, K. (2008) Turning pensions plans into pension planes: what investment strategy designers of defined contribution plans can learn from commercial aircraft designers. Discussion paper PI-0806, Pension Institute.
- Boero, G. ja Torricelli, C. (2002) The information in the term structure of interest rates: further results for Germany. *European Journal of Finance* 8: 20–44.
- Brandt, M. ja Wang, K. (2003) Time-varying risk aversion and unexpected inflation. *Journal of Monetary Economics* 50: 1457–1498.
- Campbell, J.Y. ja Cochrane, J.H. (1999) By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of Political Economics* 107: 205–251.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. ja MacKinlay, A.C. (1997) *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- Campbell, J.Y. ja Shiller, R. (1991) Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view. *Review of Economic Studies* 58: 495–514.
- Campbell, J.Y. ja Yogo, M. (2006) Efficient test of stock return predictability. *Journal of Financial Economics* 81: 27–60.
- Cochrane, J. H. (2008) The Dog That Did Not Bark: A Defense of Return Predictability. *Review of Financial Studies*, 21: 1533–75.
- Constantini, M. ja Lupi, C. (2007) An analysis of inflation and interest rates. New panel unit root results in presence of structural breaks. *Economics Letters* 95: 408–414.
- Cooray, A. (2003) The Fisher effect: a survey. *The Singapore Economic Review* 48: 135–150.
- Culver, S.E. ja Papell, D.H. (1997) Is There a Unit Root in the Inflation Rate? Evidence from Sequential Break and Panel Data Models. *Journal of Applied Econometrics* 12: 435–444.
- DeJong, D. N., Nankervis, J. C., Savin, N. E. ja Whiteman, C. H. (1992) The Power problems of Unit Root Tests in Time Series with Autoregressive Errors. *Journal of Econometrics* 53: 323–343.
- Engle, R.F. ja Granger, C.W.J. (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55. 251–276,
- Fama, E.F. (1970) Efficient capital markets: a review of theory and empirical works. *Journal of Finance* 25: 383–417.
- Fama, E.F. (1981) Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. *American Economic Review*, 71: 545–565.

- Fama, E.F. (1991) Efficient markets: II. *Journal of Finance* 46: 1575–1617.
- Fama, E.F. ja French, K. (1988) Permanent and temporary component of stock prices. *Journal of Political Economics* 96: 246–273.
- Fisher, I. (1930) *The theory of interest*. MacMillan, New York.
- Gerlach, S. ja Smets, F. (1997) The term structure of Euro-rates: some evidence in support of the expectations hypothesis. *Journal of International Money and Finance*, 16: 285–303.
- Hamilton, J.D. (1994) *Time series analysis*. Princeton University Press.
- Harvey, A. (1990) *The econometric analysis of time series*. 2. painos. Philip Allan.
- Hayo, B. ja Hofmann, B. (2006) Comparing monetary policy functions: ECB versus Bundesbank. *Empirical Economics* 31: 645–662.
- Heikkilä, M. (2004) TEL-järjestelmän yhteinen tuottovelvoite ja yksittäisen yhtiön sijoitus-tuottojen jäännösvarianssi. Suomen Aktuaariyhdistys.
- Hicks, J. (1946) *Value and capital: an inquiry into some fundamental principle of economic theory*. Oxford University Press.
- Hilli, M. (2007) Riskinhallinta yksityisen sektorin työeläkkeiden rahoituksessa. Helsingin kauppakorkeakoulu A-288.
- Kaliva, K. (2008) The Fisher effect, survey data and time-varying volatility. *Empirical Economics* 35: 1–10.
- Kaliva, K. ja Koskinen, L. (2008) Stock market bubbles, inflation and investment risk. *International Review of Financial Analysis* 17: 592–603.
- Kirchkässner, G. ja Wolters, J. (1993) Does the DM dominate the Euro market? An empirical investigation. *Review of Economics and Statistics* 75: 773–778.
- Koivu, M., Pennanen, T. ja Ranne, A. (2005) Modeling assets and liabilities of a Finnish pension insurance company: a VEqC approach. *Scandinavian Actuarial Journal* 105: 46–76.
- Lassila, J. ja Valkonen, T. (2008) Suomen työeläkejärjestelmän stokastinen analyysi. Etlä Keskusteluaiheita No. 1137.
- Lütkepohl, H. (1993) *Introduction to multiple time series analysis*. 2. painos. New York, Springer.
- Mishkin, F.S. (1992) Is the Fisher effect for Real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rate. *Journal of Monetary Economics* 30:195–215.
- Modigliani, F. ja Cohn, R. (1979) Inflation, rational valuation, and the market. *Financial Analysts Journal* 35: 24–44.
- Ranne, A. (1998) The Finnish stochastic investment model. *Transactions of the 26th ICA*: 213–238.
- Ritter, J.R. ja Warr, R. (2002) The decline of inflation and the bull market of 1982–1999. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37: 29–61.
- Shiller, R. (2000) *Irrational exuberance*. Princeton University Press.
- Siegel, J.J. (2007) *Stocks for the long run*. McGraw-Hill Companies, 4. painos.



- Tuomikoski, J. ja Kilponen, S. (2003) Lakisääteisen työeläkevakuutuksen vakuutustekniikkaa. Eläketurvakeskuksen raportteja 2003:31.
- Tuomikoski, J., Sorainen, J. ja Kilponen, S. (2007) Lakisääteisen työeläkevakuutuksen vakuutustekniikkaa. Eläketurvakeskuksen käsikirjoja 2007:4.
- Työntekijän eläkelain (TyEL) mukaisen eläkevakuutuksen erityisperusteet (2009) Eläketurvakeskus. <http://www.etk.fi/Page.aspx?Section=41034&Item=63727>
- Wilkie, A.D. (1986) A stochastic investment model for actuarial use. Transactions of the Faculty of Actuaries 39: 341–403.
- Wilkie, A.D. (1995) More on a stochastic asset model for actuarial use. British Actuarial Journal 1: 777–964.
- Wu, Y ja Zhang, H. (1996) Mean reversion in interest rates: new evidence from panel of OECD countries. Journal of Money, Credit and Banking 28: 604–621.
- Yakoubov, Y.H., Teeger, M.H. ja Duval, D.B. (1999) Stochastic investment model for asset and liability management. AFIR Collquium.





**Eläketurvakeskus** on Suomen työeläkejärjestelmän lakisääteinen keskuslaitos. Sen tutkimustoiminta koostuu pääasiassa sosiaaliturvaan ja työeläkejärjestelmiin liittyvistä aiheista. Tutkimuksissa pyritään monipuolisesti ottamaan huomioon sosiaalipoliittiset, sosiologiset ja taloudelliset näkökulmat.

**Pensionsskyddscentralen** är lagstadgat centralorgan för arbetspensionssystemet i Finland. Forskningsverksamheten koncentrerar sig i huvudsak på den sociala tryggheten och på de olika pensionssystemen. Målet för forskningsprojektet är att mångsidigt belysa aspekter inom socialpolitik, sociologi och ekonomi.

**The Finnish Centre for Pensions** is the statutory central body of the Finnish earnings-related pension scheme. Its research activities mainly cover the fields of social security and pension schemes. The studies aim to paint a comprehensive picture of the sociopolitical, sociological and financial aspects involved.