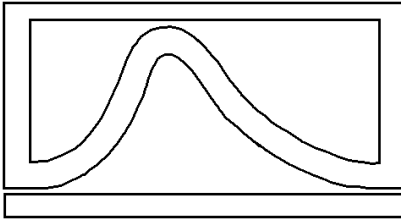


110



SUOMEN AKTUAARIYHDISTYS
THE ACTUARIAL SOCIETY OF FINLAND

WORKING PAPERS ISSN 0781- 4410

SUOMEN AKTUAARIYHDISTYS
The Actuarial Society of Finland

110
Hakkarainen, Tuomas

TyEL-kuolevuuden ennustamisesta

(2012)

SHV-harjoitustyö (suppea)

TyEL-kuolevuuden ennustamisesta

Tuomas Hakkarainen

5.1.2012

Abstract

Mortality among the insured under the Employees Pensions Act in Finland is monitored to ensure that as lifespan grows, the funds reserved for the old-age pensions remain at a secured level. Age-specific data has been collected annually since the introduction of generation mortality in 1986.

We investigate the fund-weighted data and propose a method to assess the level of theoretical mortality. The method is based on a standard population model and a scale function between the fund-weighted data and the population data, similar to the technique implemented to develop the reference mortality model K2004 for life insurance policies in Finland. We also make a note on a certain cohort, whose mortality has seemed to decrease more rapidly, causing additional stress on the funds.

Sisällysluettelo

Abstract.....	ii
1. Johdanto.....	1
2. Teoreettinen kuolevuus.....	1
3. TyEL- ja väestökuolevuuden suhde.....	2
4. Kuolevuuden ennustamisesta.....	5
5. TyEL-kuolevuuden ennuste.....	10
6. Kohorttivaikutuksen huomiointi.....	13
7. Johtopäätökset.....	17
Kirjallisuutta.....	18

1. Johdanto

Työntekijän eläkelain (TyEL) mukaisesti vakuutettujen henkilöiden vakuutusmaksun vanhuuseläkeosasta rahastoidaan vuosittain osa ikävälillä 18–54. Tätä vanhempien rahastoja korotetaan järjestelmän vakavaraisuuden salliessa. Tärkein työeläkejärjestelmän kestävyyttä kuvaava tunnusluku on rahastointiaste, eli paljonko tulevista eläkkeistä on rahastoitu ja kuinka suuri osa on rahoitettava vuosittaisen vakuutusmaksun avulla. Suurempi rahastointiaste tukee tavoitetta pitää maksutaso kohtuullisena myös jatkossa, mutta rahastointia rajoittaa järjestelmän riskinkantokyky. Rahastojen pitkän aikavälin tuotto ja makrotaloudelliset tekijät kuten työllisyyskehitys vaikuttavatkin oleellisesti tavoitellun rahastointiasteen valintaan ja sen toteutumiseen.

Paitsi taloudelliset seikat, aiheuttaa myös vakuutettujen pitenevä elinikä haasteita riskinkantokyvylle. Jotta rahastointiaste pysyisi tavoitellulla tasolla, pyritään TyEL:n laskuperusteiden vanhuuseläkeliikeen kuolevuusperusteen taso määrittelemään siten, että laskuperustekuolevuus kertyneissä vanhuuseläkerahastoissa vastaisi lyhyellä aikavälillä kuolleilta todellisuudessa vapautuvien rahastojen määrää, huomioiden mahdollinen turvaavuusmarginaali. Pidemmän aikavälin laskeva trendi kuolevuudessa on pyritty huomioimaan laskuperusteessa pienentämällä teoreettista kuolevuutta kymmenvuotisikäluokittain.

Muutoksia laskuperusteeseen ja täydennyksiä rahastoihin on jouduttu tekemään useasti vahinkosuhteen muuttuessa epätyydyttävään suuntaan, eli kun kuolevuuden on havaittu alentuneen nopeammin kuin mitä on laskuperusteeseen sisäänrakennettu. Vuonna 1986 otettiin käyttöön sukupolvikuolevuus, jossa käytetyn kuolevuusmallin parametrit riippuvat sukupuolen lisäksi myös vakuutetun syntymävuodesta siten, että kuolevuusperusteen tasoa voidaan tarkastella ja muuttaa ikäluokittain. Seuranta varten alettiin kerätä vuosittaista ikä- ja sukupuolikohtaista tilastoa kuolleilta vapautuneista vastuista. Sukupolvikuolevuuden käyttöönotosta huolimatta parametreihin on edelleen pitänyt tehdä toistuvia muutoksia, koska tuolloin tehdyt oletukset kuolevuuden alenemisesta ovat edelleen osoittautuneet alimitoitetuiksi.

Vuonna 2010 otettiin maksutason nousun rajoittamiseksi ja rahastointiasteen tukemiseksi käyttöön elinaikakerroin, joka leikkaa maksettavia eläkkeitä elinajanodotteen kasvaessa. Eläkkeen pienennys toteutetaan kuitenkin kajoamatta eläkkeen rahastoituun osaan, joten elinaikakertoimella ei ole suoraa vaikutusta kuolevuusmallin parametrien valintaan.

Tässä työssä tarkastellaan TyEL:n kuolevuuskehityksen ennustamista stokastisen väestökuolevuusmallin avulla, sekä tehdään havainto vahinkosuhteeltaan heikoiten kehittyneestä ikäluokasta. Kuolevuusmallin konstruktio on samankaltainen kuin henkivakuutuksen referenssikuolevuusmallissa K2004 [6] ja uudessa lakisääteisen tapaturmavakuutuksen ja liikennevakuutuksen referenssikuolevuusmallissa [7].

2. Teoreettinen kuolevuus

Olkoon μ_x työntekijän eläkelain laskuperusteen mukainen kuolevuusintensiivisyys iässä x . Muutokset laskuperusteeseen on vuoden 1986 sukupolvikuolevuuden käyttöönoton jälkeen tehty muokkaamalla käytetyn Gompertz-kuolevuusmallin

$$\mu_x = (a_1)e^{(a_2)(x+(b_2))}$$

nk. ikäsiirtoparametria (b2) kokonaisluvuihin. Vanhimpiä ikäluokkia lukuun ottamatta jokaisen 10-vuotiskäluokan (kohortti) väliseksi ikäsiirroksi on määritelty yksi, joka tarkoittaa, että kymmenessä vuodessa kuolevuusintensiteetin oletetaan alenevan x-ikäisellä vastaamaan aiemman kohortin x-1-ikäisen kuolevuutta. Muutoksia perusteeseen on kuitenkin tarvinnut tehdä noin viiden vuoden välein, koska oletus ei ole ollut riittävä kuolevuuden alentuessa käytännössä kaikissa i'issä tätä enemmän. Muutokset perusteeseen on tehty pienentämällä ikäsiirtoja yksi tai useampi vuosi, säilyttäen kuitenkin kaikkien kohorttien välisen eron yhtenä vuotena (yhtä poikkeusta lukuun ottamatta, jolloin kahdella peräkkäisellä kohortilla oli sama ikäsiirto). Vuonna 2008 kasvatettiin kaikkia ikäsiirtoparametreja kuudella, jotta nuorimmalta naiskohortilta vältettiin ikäsiirto, joka olisi muuttanut tietyissä i'issä eksponentin $x+(b2)$ negatiiviseksi. Samalla tehtiin tekninen pienennys parametriin (a1), jottei muutoksella olisi vaikutusta kuolevuuteen. Tällä hetkellä voimassa olevat parametrit ovat seuraavat:

$$(a1) = 5 \cdot 10^{-5} \cdot e^{-0,57}$$

$$(a2) = 0,095$$

$$\text{miehille } (b2) = \left\{ \begin{array}{l} 0, \text{ kun } v - x < 1940 \\ -1, \text{ kun } 1940 \leq v - x < 1950 \\ -2, \text{ kun } 1950 \leq v - x < 1960 \\ -3, \text{ kun } 1960 \leq v - x < 1970 \\ -4, \text{ kun } 1970 \leq v - x < 1980 \\ -5, \text{ kun } 1980 \leq v - x < 1990 \\ -6, \text{ kun } v - x \geq 1990 \end{array} \right\}, \text{ naisille } (b2) = \left\{ \begin{array}{l} -7, \text{ kun } v - x < 1940 \\ -8, \text{ kun } 1940 \leq v - x < 1950 \\ -9, \text{ kun } 1950 \leq v - x < 1960 \\ -10, \text{ kun } 1960 \leq v - x < 1970 \\ -11, \text{ kun } 1970 \leq v - x < 1980 \\ -12, \text{ kun } 1980 \leq v - x < 1990 \\ -13, \text{ kun } v - x \geq 1990 \end{array} \right\}$$

3. TyEL- ja väestökuolevuuden suhde

Kuolevuuden seuranta on toteutettu vuodesta 1987 alkaen vuosittain ns. riskiperusteanalyysin avulla. Riskiperusteanalyysissa on eläkelaitoksittain laskettu kuolleilta todellisuudessa vapautuneet vanhuuseläkevastuut E_v ja voimassaolevien ikäsiirtojen mukaiset teoreettisesti vapautuneet vastuut $V_p(Q)$ i'issä 18–89. 90-vuotiaiden ja sitä vanhempien vapautuvat vastuut ovat analyysilla vain yhteenlaskettuina ja alle 18-vuotiailla vastuuta ei kerry. Näiden avulla Eläketurvakeskus muodostaa kokooman, jonka avulla saadaan kokonaiskuva työeläkevakuutuksen vanhuuseläkeliikkeen yli- tai alijäämästä. Riskiperusteanalyysilla seurataan myös työkyvyttömyyseläkeliikettä sekä TEL-lisävakuutusta, mutta niiden tarkastelu jätetään tämän työn ulkopuolelle. Tässä työssä on koottu riskiperusteanalyysien vanhuuseläkeliikkeen kokoomat vuosilta 1987–2010 ja arvioitu ko. aikasarjan avulla TyEL-rahastopainotetun kuolevuuden suhdetta väestökuolevuuteen.

Riskiperusteanalyysin avulla laskettava toteutunut kuolevuus $\mu_x(\text{tot})$ iässä x vuonna v saadaan yhdistämällä kaavat

$$V_p(Q) = \left(\mu_x + 0,5\mu_x^2 \right) \left(V_x^V + V_x^{VA} \right), \quad E_v^V = \left(\mu_x(\text{tot}) + 0,5\mu_x^2(\text{tot}) \right) \left(V_x^V + V_x^{VA} \right),$$

missä μ_x kuvaa teoreettista kuolevuutta ja $V_x^V + V_x^{VA}$ x-ikäisten (elossa olevien) vastaisia ja alkaneita vanhuuseläkevastuita vuoden v lopussa. Yllä olevat kaavat johdetaan Taylorin sarjakehitelmäapproksimaationa vuoden aikana kuolleiden ja henkiin jäävien x-ikäisten osuuksien suhdeluvusta

$$\frac{1 - e^{-\mu_x}}{e^{-\mu_x}} \approx \mu_x + 0,5\mu_x^2, \quad \text{missä } e^{-\int_{-0,5}^{0,5} \mu_{x+\tau} d\tau} \approx e^{-\mu_x} \text{ on henkiin jäävien osuus (kts. [9]).}$$

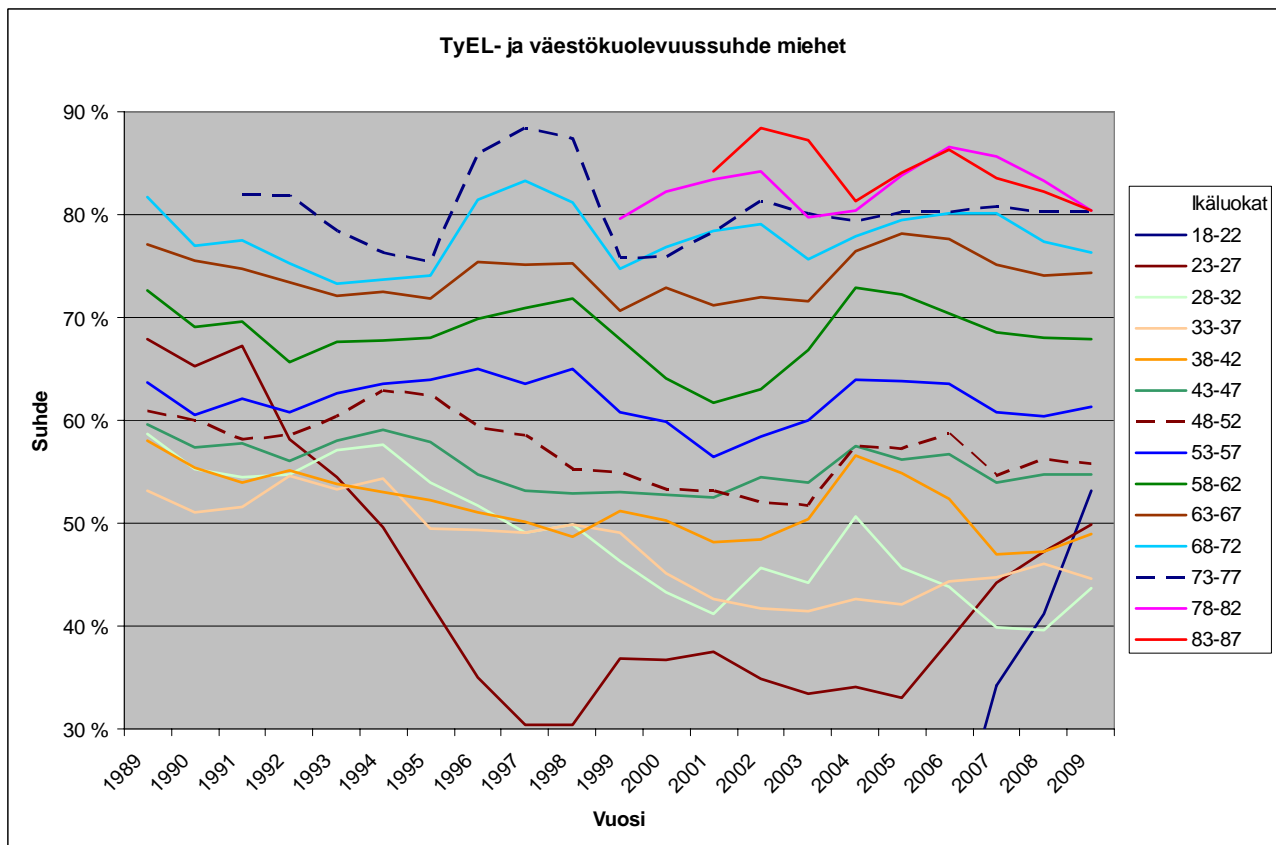
Toisen asteen ratkaisukaavan ei-negatiivisena ratkaisuna saadaan

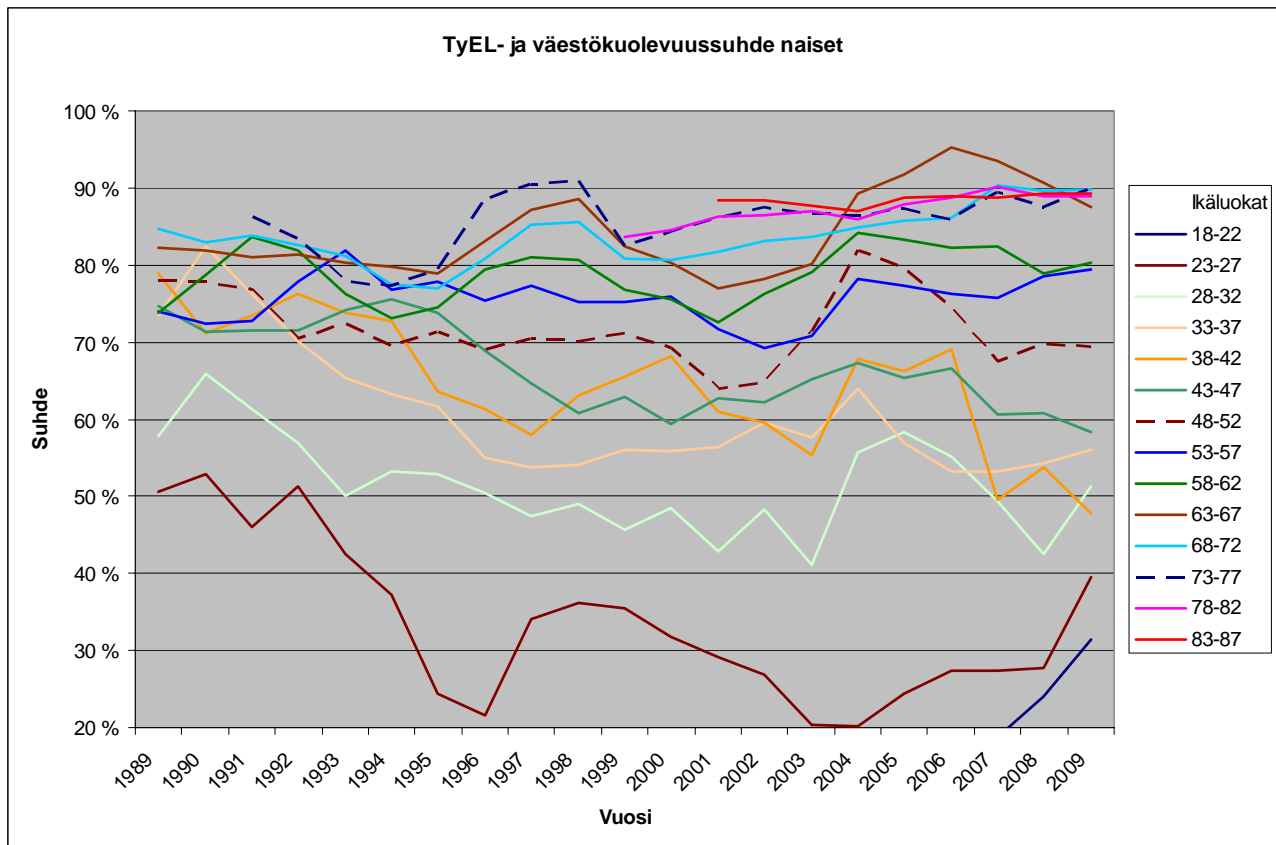
$$\mu_x(\text{tot}) = -1 + \sqrt{1 + 2 \frac{E_V}{V_p(Q)} (\mu_x + 0,5\mu_x^2)}.$$

Verrataan tätä väestökuolevuuden toteumaan. Tilastokeskuksen tuottama väestökuolevuusaineisto on ladattavissa osoitteesta www.mortality.org (The Human Mortality Database, HMD).

Vuositasoista aineistoa kuolevuudesta on tällä hetkellä saatavissa vuosilta 1878–2009.

Seuraavissa kuvaajissa on laskettu TyEL- ja väestökuolevuuden toteumien suhteiden kolmen vuoden liukuvia keskiarvoja. Iät on tasoitettu 5-vuotisikäluokiksi laskemalla ikäluokan toteumien keskiarvot. Vanhimmissa ikäluokissa aineiston alkupäätä ei ole huomioitu, koska TEL-rahastojen perustamisajankohdan (1962) vuoksi rahastoja on heille ennen eläkeikää ehtinyt kertyä vain vähän tai ei lainkaan. Myös nuorimman ikäluokan 18–22 aineisto kärsii vastaavasta syystä, koska heille rahastoja alkoi karttua vasta vuodesta 2005. Muutoinkin rahastokertymän vähyys nuorissa ja vanhoissa ikäluokissa saattaa aiheuttaa tuloksiin hajontaa. Vuoteen 1996 saakka ikävuositaisen aineiston yläikärajana käytettiin 79 vuotta, jonka jälkeen se on ollut 89 vuotta. Tätä ylempien ikien rahastot on riskiperusteanalyysillä summattu yhteen.





Kuvaajien perusteella havaitaan väestökuolevuuden ja TyEL-kuolevuuden suhteen voimakas ikäriippuvuus. Tämä onkin ilmeistä: TyEL-kuolevuus on laskettu rahastopainotetusta aineistosta. TyEL-vakuutettujen aineisto sisältää myös henkivakuutuksen piirissä havaittua selektiä koko väestöön nähden. Toisaalta iän kasvaessa tämä valintaero pienenee, koska kuolema ei ”valiko” ihmisiä enää niin voimakkaasti esimerkiksi pitkäaikaissairaiden tai -työttömien joukosta, joiden rahastokertymä on keskimääräistä pienempi.

On syytä huomata, että henkilökohtainen palkkasumma ei enää kerrytä rahastoja yli 54-vuotiaiden osalta. Näissä iässä korotukset ovat olleet suhteellisia, toteutustavan vaihdelta hieman ajankohdasta riippuen. Vuodesta 2007 alkaen on yli 54-vuotiaiden vastaisten sekä alkaneiden vanhuuseläkkeiden rahastokertymän kasvu toteutettu suhteellisin ns. i_v -korotuksin. Myös rahastokertymä näissä ikäluokissa jakautuu tasaisemmin suuren volyymin vuoksi, joten pelkkä satunnaisuus kuolevuudessa ei aiheuta niin merkittävää vaihtelua havaintovuosien välillä kuin nuorimmilla tai vanhimmilla ikäluokilla.

Eräs merkittävä muutos aineistossa tapahtui vuonna 2007, jolloin nykymuotoinen TyEL syntyi yhdistämällä LEL, TaEL ja TEL; tällöin etenkin keskimäärin suuremman kuolevuusriskin omaavat LEL-rahastot liitettiin riskiperusteanalyysille. Havaittavaa muutosta kuvaajissa ei kuitenkaan näy, johtuen todennäköisesti TEL-rahastomassan suuruudesta LEL-rahastoihin nähden.

Yllä mainituista syistä TyEL-kuolevuusaineiston sovelluksissa on syytä painottaa rahastokertymän suhteen merkittävimpiä ikäluokkia ja myöhempiä havaintoetkiä. Kuvaajien pohjalta arvioidaan kuvaus väestökuolevuudelta TyEL-kuolevuuteen seuraavilla skaalakertoimilla. Niiden väliin ja ulkopuolille jäävät ikäalueet on skaalattu lineaarisesti. Kertoimet on määrätty puhtaasti kuvaajista arvioimalla, ja johonkin muuhun ajankohtaan sovellettuna kertoimet pitäisi arvioida uudelleen. Esimerkiksi rahastointiasteen muutos vaikuttaisi kertoimiin oleellisesti, muutostekniikasta riippuen viiveellä tai välittömästi.

Miehet :	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
	0,4	0,45	0,45	0,5	0,55	0,575	0,625	0,7	0,75	0,775	0,8	0,82	0,84
Naiset :	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85
	0,35	0,45	0,55	0,6	0,65	0,7	0,75	0,8	0,85	0,86	0,875	0,875	0,9

On johdonmukaista, että kerroinjonot ovat monotonisia rahastopainotetun kuolevuuden selektin pienentyessä iän myötä. Kuvaajista ja määritetyistä kertoimista havaitaan myös, että naisilla havaittu TyEL-kuolevuus on pääosin lähempänä väestökuolevuutta kuin miehillä, ja sukupuolet eroavat eniten vanhuuseläkeliikeen tuloksen kannalta merkittävimmillä ikäluokilla. Ennustettaessa rahastopainotettua TyEL-kuolevuutta väestökuolevuusennusteiden avulla voidaan siis olettaa ennusteen olevan virheellisempi miesten osalta.

4. Kuolevuuden ennustamisesta

Lee-Carterin malli [4] on laajalti käytetty malli kuolevuuden ennustamiseen. Mallia ja sen muunnoksia on käytetty muun muassa G7-maiden, Japanin, Australian ja Skandinavian väestöennusteisiin. Mallin vahvuuksia ovat mm. sen käytön yksinkertaisuus ja mallinnettävien parametrien vähyys.

Mallin kuvaus:

$$\ln(\mu_{x,t}) = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t}, \quad x = \text{ikä}, t = \text{tarkasteluvuosi},$$

missä \ln on luonnollinen logaritmi, $\mu_{x,t}$ on havaittu kuolevuus, $\varepsilon_{x,t}$ on virhetermi ja muut parametrit estimoidaan havaintoaineistosta. Parametri a_x on havaintoaineistosta laskettu logaritmisin kuolevuuden keskiarvo iässä x , parametri b_x on kuolevuuden muutoksen intensiteetti ajan suhteen iässä x ja parametri k_t kuolevuuden suhteellinen taso vuonna t .

Malli on yliparametrisoitu siinä mielessä, että se on invariantti seuraavien muunnosten suhteen:

$$\left\{ a_x, b_x, k_t \rightarrow a_x, \frac{b_x}{c}, ck_t \right\}, \left\{ a_x, b_x, k_t \rightarrow a_x - cb_x, b_x, k_t + c \right\}.$$

Yksikäsitteisyyden takaamiseksi Lee ja Carter valitsivat rajoitteet

$$\sum_{t=1}^n k_t = 0, \quad \sum_{x=x_1}^{x_p} b_x = 1,$$

missä n on havaintoaineiston vuosien lukumäärä ja x käy läpi havaintoaineiston iät. Myös muut normalisoinnit ovat mahdollisia, ja käytetyssä mallissa normalisointi k :n suhteen tehtiin niin, että k saa arvon 0 havaintoaineiston lopussa.

Parametrien b_x ja k_t estimointi tapahtuu singulaariarvohajotelman avulla, ja Lee ja Carter käyttivät parametrien k_t valintaan lisäksi ehtoa, että kuolemien sovitettu vuosittainen kokonaismäärä vastaa havaittua. On havaittu, että parametrien k_t ennusteeksi voidaan yleensä valita autoregressiivinen satunnaiskulku kasvukertoimella, ts.

$$k_t = k_{t-1} + d + e_t,$$

missä d on kasvukerroin ja e_t on virhetermi.

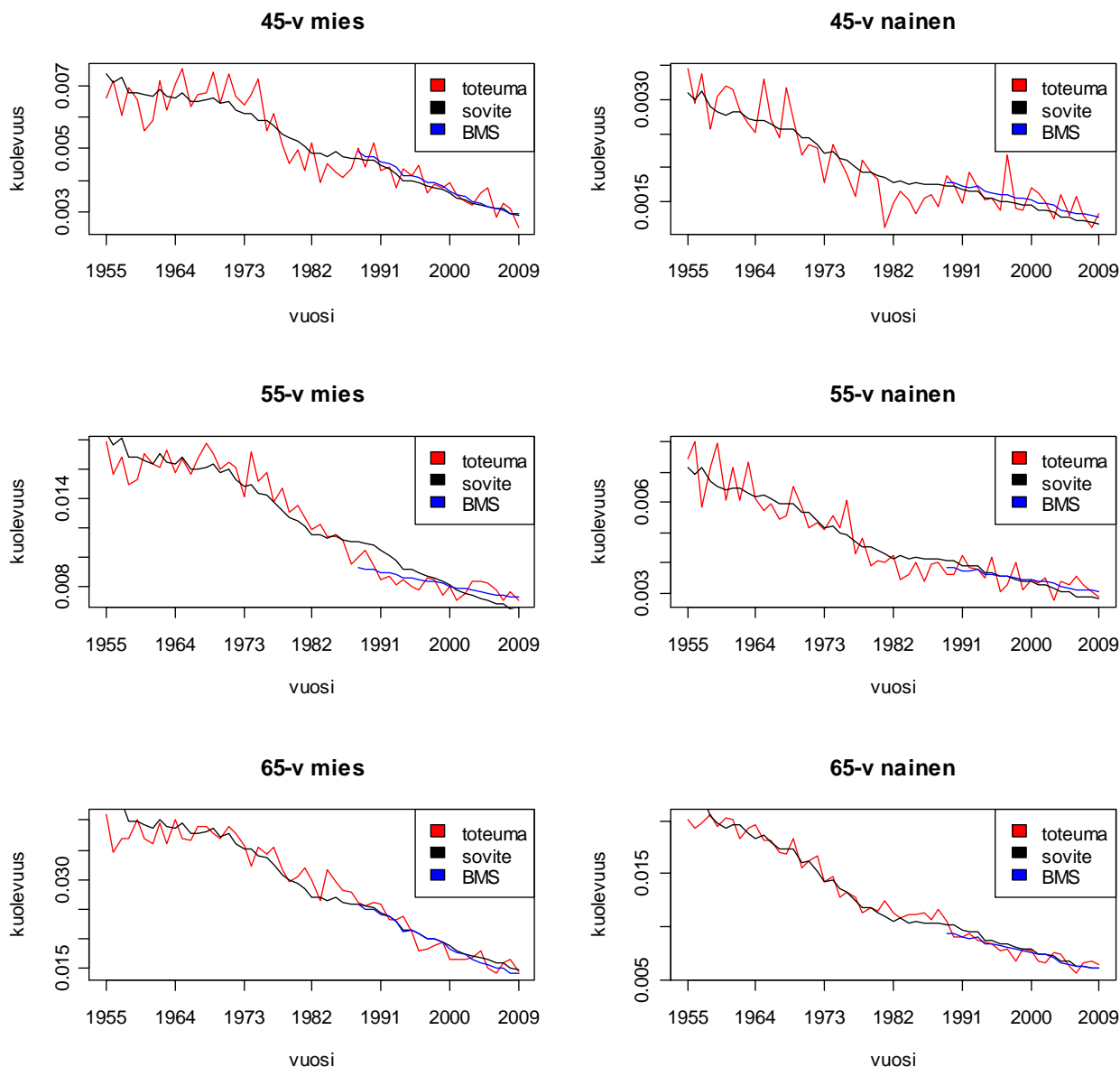
Mallin yksinkertaisuuden vuoksi siihen on tutkimuksissa ehdotettu lukuisia parannuksia, mutta yleensä kehitysehdotukset ovat kohdistuneet vain johonkin tiettyyn ominaisuuteen, jättäen muut parannusta vaativat seikat ennalleen. Tästä on seurannut se, että malleja vertailtaessa mikään parannelluista malleista ei ole ollut yksiselitteisesti parempi, vaan mallien keskinäinen paremmuus on riippunut mallinnetusta havaintoaineistosta (maa, sukupuoli) ja toisaalta valitusta aikaperiodista. Suomen aineiston pohjalta laadittuja tutkimuksia aiheesta ovat mm. [1], [2], [3], [5]. Ko. tutkimuksissa tehdään havaintoja myös virhetermistä, jota ei tässä työssä arvioida.

Selkeimpiä havaittuja puutteita on ollut ns. ”jump off”-error, ts. Lee-Carterin mallissa ennuste alkaa sovitetuista arvoista eikä todellisista havaituista kuolevuuksista, jolloin kuolevuuteen muodostuu hyppy toteuman ja ennusteen rajalle. Lee-Millerin muunnos Lee-Carterin mallista huomioi hyppyvirheen lähtemällä ennusteesta viimeisistä havaituista arvoista, ja lisäksi parametrit k_t valitaan niin, että havaitut vastasyntyneen (periodikohtaiset) elinajanodotteet täsmäävät mallin sovitteesta laskettuihin elinajanodotteisiin (alkuperäisessä mallissa täsmäytys tehtiin kuolleiden määrän suhteen). Raportissa [7] todettiin, että tämä muunnos korvaa Lee-Carterin mallin suurimmat puutteet ja että merkittävää parannusta ei monimutkaisemmilla muunnoksilla saavuteta.

On monenlaista näkemystä myös siitä, mikä olisi sopiva aikaväli mallinnuksen pohjana käytettävälle havaintoaineistolle. HMD:ssa on tällä hetkellä aineistoa Suomen väestökuolevuudesta vuosilta 1878–2009. Sodat vääristävät etenkin nuorten miesten kuolevuustilastoja, joten lienee syytä valita jokin sotien jälkeinen ajankohta tai tasoittaa sodan vaikutusta. Toisaalta hyvin lyhyen havaintoaineiston käytössä piilee se vaara, että malli voidaan sovittaa valittuun aineistoon tilastollisesti tarkemmin, mutta sovite ei välttämättä kuvaa hyvin enää minkään muun ajanjakson aineistoa ja ennusteen tarkkuus voi olla heikko. Raportissa [7] havaittiin, että aikavälin 1955–2008 tuottamat kertoimet b_x olivat samankaltaisia kuin Ruotsin ja Japanin vastaavista aineistoista lasketut kertoimet. Jättämällä pois vanhin aineisto painottuu kuolevuuden aleneminen vanhempiin ikäluokkiin, joka vastaa nykykäsitystä kuolevuuden kehityksestä.

Valitaan tässä työssä havaintoaineistoksi ikävuodet 1955–2009. Alla on kuvattu soviteen ja toteuman eroavuudet joissakin i’issä, sekä sinisellä vastaava sovite, jos rajoituttaisiin aikaväliin 1988–2009 miehillä ja aikaväliin 1989–2009 naisilla. Kyseiset aikavälit ovat Booth-Maindonald-Smithin mallin (kuvaajissa BMS) valitsemissa aikavälejä. Tässä Lee-Carterin mallin muunnoksessa valitaan sopivin havaintoaineisto parametrin k_t soviteen hyvyyskriteerin perusteella. Lyhimpänä sallittuna aikavälinä käytettiin 20 vuotta, joten Suomen havaintoaineistolla malli valitsi viimeisimmän ja lähes lyhimmän aineiston. Myös lyhempää aikaväliä käytettäessä malli valitsi lähes lyhimmän sallitun viimeisimmän ajanjakson, joten tämä malli ei tuonut lisävalaistusta sopivan aikavälin valintaan. Pääosin lyhytkin havaintoaineisto tuotti samansuuntaisia tuloksia kuin pidempi aineisto, mutta esimerkiksi 55-vuotiaan miehen kuvaajasta havaitaan, että aikavälin valinnalla voi olla merkittäväkin vaikutus sovitteeseen.

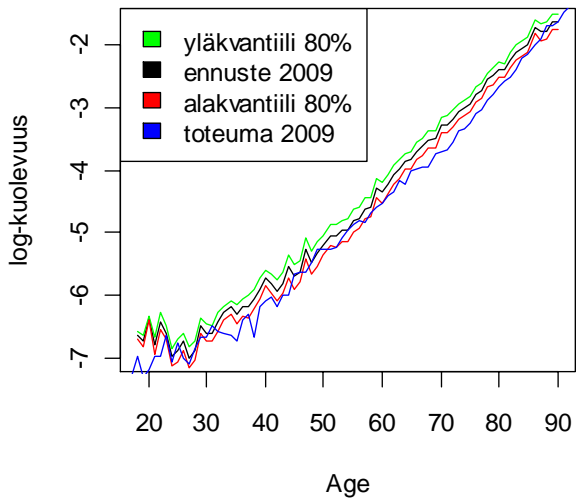
Kuolevuus, toteuma ja sovite



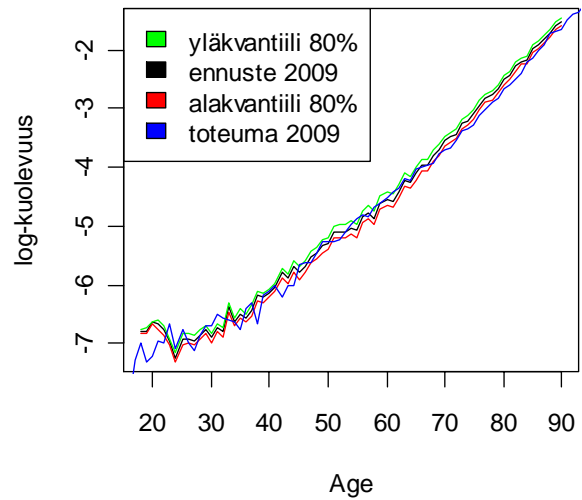
Lee-Carterin tyyppisellä kuolevuusennusteella on käytännössä havaittu olevan liian kapeat luottamusvälit. Tämä johtuu myös itse mallin valintaan liittyvän epävarmuuden huomiotta jättämisestä: esimerkiksi kohorttien välisiin eroihin ei oteta mallissa mitenkään kantaa, koska parametri b_x ei riipu ajasta. Voidaan lisäksi osoittaa, että pitkällä aikavälillä parametrin k_t epävarmuus on dominoivaa muihin parametreihin nähden. Raportissa [7] ennusteen epävarmuutta arvioitaessa käytettiin ennustemallin parametrin b_x sijasta sen maksimiarvoa ikävälillä 35–60, josta seurasi hajonnan realistisempi käytös: backtestattaessa mallia viime vuosien kuolevuushavaintojen avulla pysyivät toteumat tällöin haluttujen kvantiilien välissä. Laskemalla realistisempi luottamusväli voitaisiin ennusteen sijaan käyttää sopivaa alakvantiilia ja huomioida sopivasti valittu turvamarginaali TyEL-vahinkosuhteen ennusteessa.

Alla Lee-Millerin mallin ennuste vuodelta 2009 ja 80 % luottamusvälit, kun havaintoaineistoina käytettiin vuosia 1955–1990 ja 1955–2000. Verrattuna toteumaan havaitaan, että etenkin miehillä ja ylipäättään vanhoilla ikäluokilla ennuste on aliarvioinut kuolevuuden alenemiskehityksen. Tässä työssä ei arvioidu yksinkertaisuuden vuoksi ennusteen hajontaa tämän tarkemmin; tavoitteena on täysin realistisen mallin luomisen sijaan havainnollistaa esimerkin omaisesti, miten riskiperusteanalyysien avulla olisi mahdollisuus mallintaa ja ennustaa TyEL-kuolevuutta.

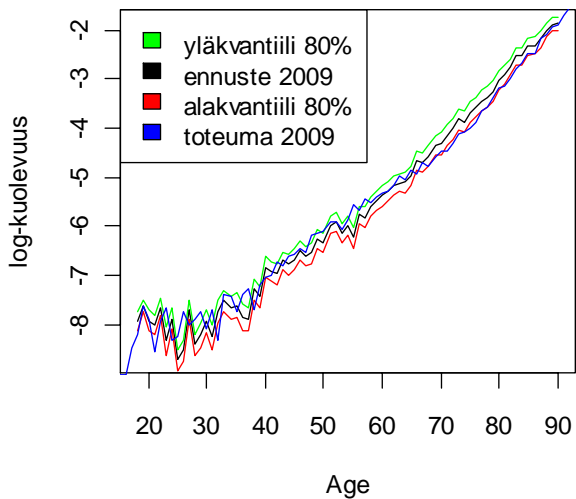
Miehet 2009, ennuste 1991-



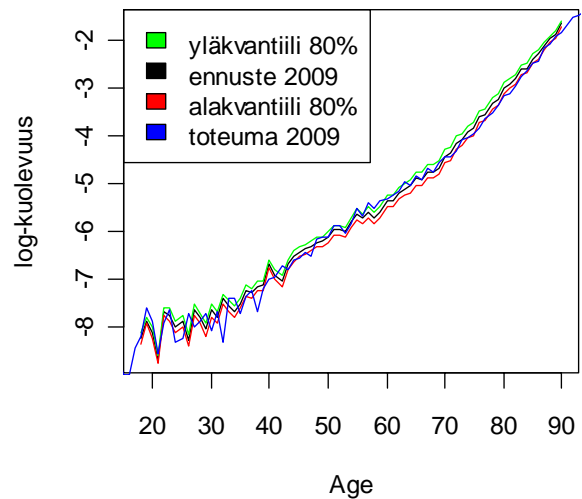
Miehet 2009, ennuste 2001-



Naiset 2009, ennuste 1991-



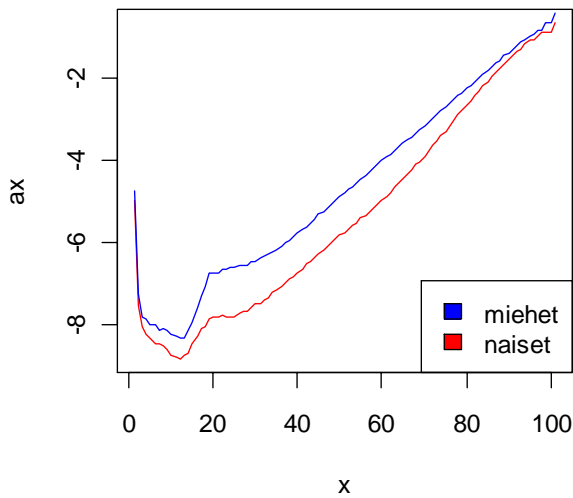
Naiset 2009, ennuste 2001-



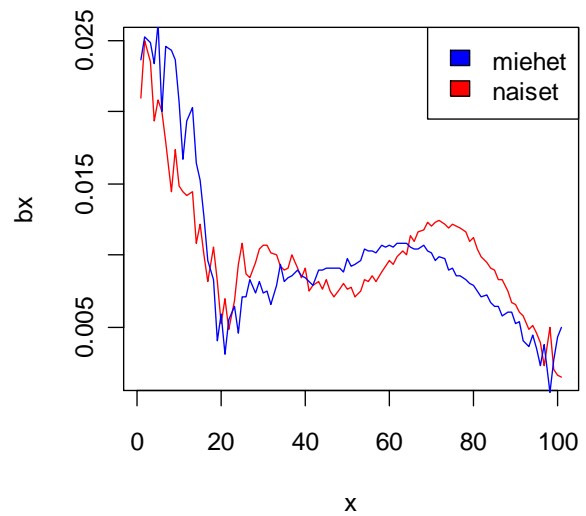
Lee-Millerin mallin ohjelmointiin käytettiin R-kielen ohjelmistopakettia Demography (<http://robjhyndman.com/software/demography>).

Alla Lee-Millerin mallin väestökuolevuuden soviteparametrit aikavälillä 1955–2009 ja 10 vuoden ennuste 80 % luottamusväleinen.

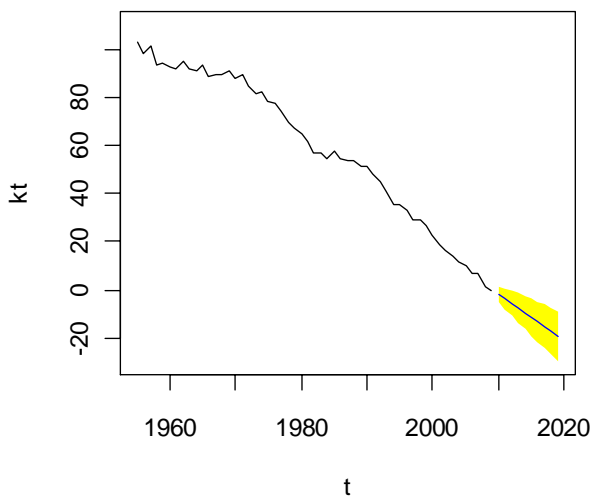
Lee-Miller 1955-2009, ax



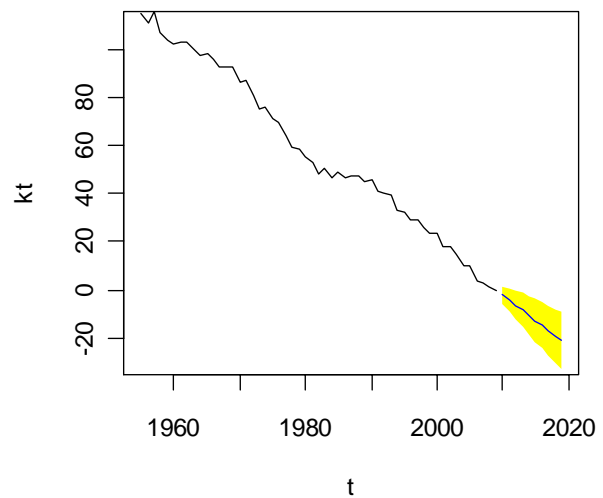
Lee-Miller 1955-2009, bx



kt, sovite ja ennuste, miehet



kt, sovite ja ennuste, naiset



Parametrin b_x kuvaajasta havaitaan, että malli ennustaa väestökuolevuuden muutosintensiteetin ajan suhteen olevan voimakkainta naisilla noin ikäalueella 65–80, kun taas miehillä kuolevuuden muutos on tasaisempaa ja voimakkain muutos tapahtuu aiemmin eli noin ikäalueella 55–70. Ikäalueilla 0–15 ja 40–65 on miesten kuolevuuden muutos suurempaa, naisilla muulloin. Parametrin k_t ollessa monotonisesti vähenevä kuvaa parametri b_x kuolevuusintensiteetin alenemisen voimakkuutta.

Parametrin k_t sovite on keskimäärin jyrkemmin laskeva naisilla, joten ennusteessakin ko. parametri pienenee naisilla nopeammin kuin miehillä. Syynä tähän näyttäisi silmämääräisesti olevan vuosien 1955–1970 loivempi jakso miehillä. Huomioiden kuitenkin parametrin b_x eroavuudet sukupuolilla, ennustaa malli kuolevuuden alenevan keskimäärin hieman nopeammin miehillä: 10 vuoden ennusteessa vastasyntyneen periodikohtainen elinajanodote kasvaa miehillä 1,7 vuotta ja naisilla 1,6 vuotta.

5. TyEL-kuolevuuden ennuste

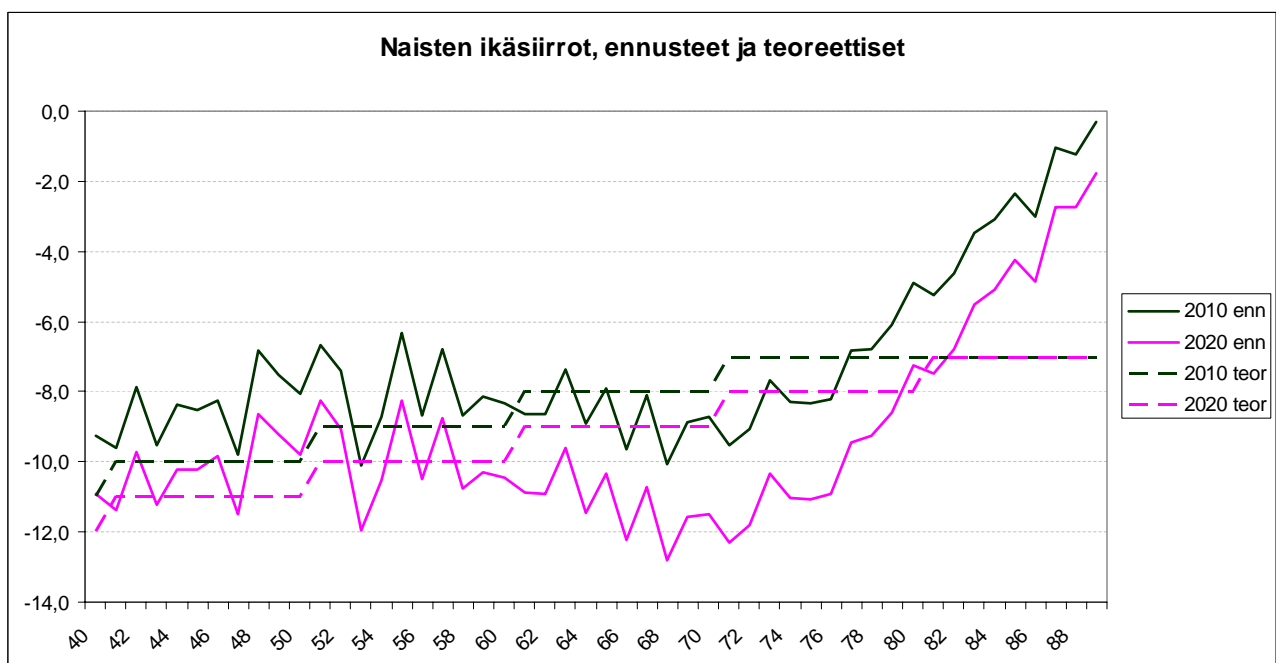
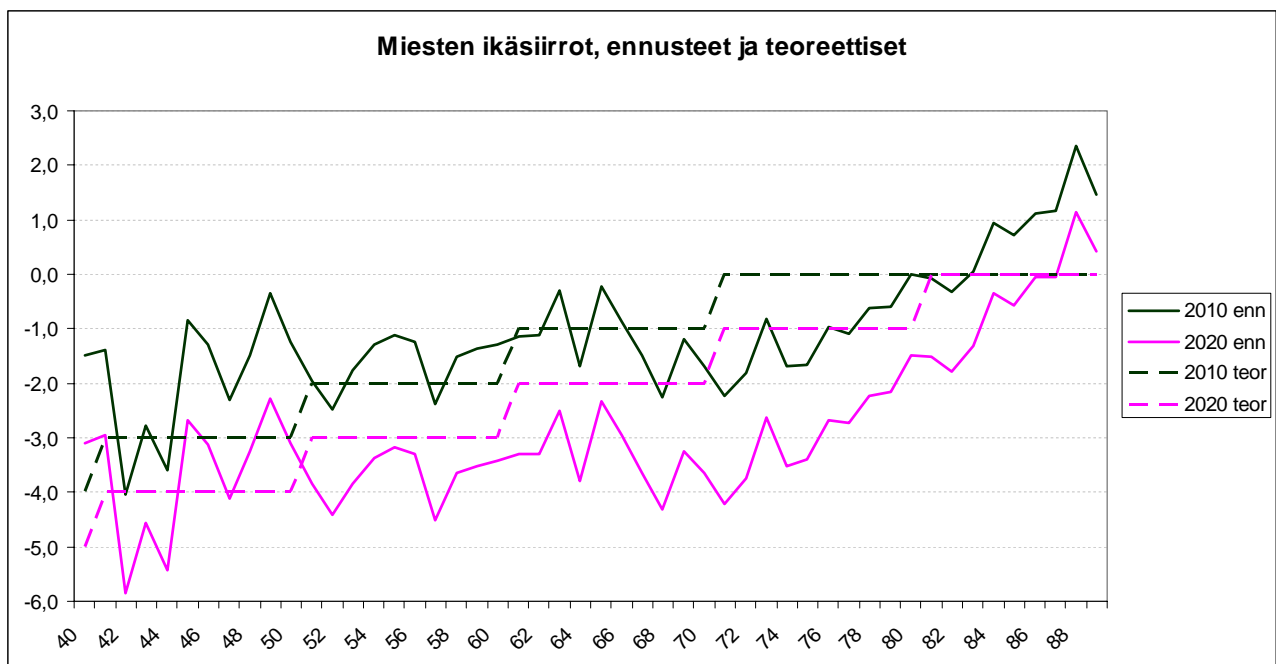
TyEL-kuolevuusaineistoon ei suoraan sovelleta Lee-Millerin mallia, koska ongelmina ovat havaintoaineiston lyhyt käytettävissä oleva aikaväli (1987–2010), ja että riskiperusteanalyysissä on yhdistetty yli 89-vuotiaiden kuolevuustiedot. Tämä aiheuttaa vaikeuksia ennusteen tulosten arviointiin, koska eliniän pitenemistrendi väestökuolevuusennusteessa aiheuttaa, että etenkin nuoremmilla kohorteilla merkittävän osuuden väestöstä ennustetaan elävän yli 90-vuotiaiksi. Lisäksi rahastojen pienuus vanhimmilla ikäluokilla aiheuttaa sen, että vain viimeisimmät vuodet ovat riittävän luotettavaa havaintoaineistoa näissä i'issä. Sitä vastoin arvioidaan aiemmin kuvatulla tavalla riskiperusteanalyysien avulla kertoimet, joilla väestökuolevuutta suhteutetaan. Täten väestökuolevuusmallista saadaan TyEL-kuolevuusmalli, olettaen samalla että skaalakertoimet pysyisivät muuttumattomina tulevaisuudessa. Koska tulon logaritmi on tulon tekijöiden logaritmien summa, oletetaan siis toisin sanoen TyEL-kuolevuusmalliksi Lee-Millerin väestökuolevuusmalli lisätynä iästä riippuvan skaalakertoimen logaritmillä. Samalla havaitaan myös, ettei skaalakerroin vaikuta kuolevuuden muutosennusteen voimakkuuteen.

Lee-Carterin mallia on kuitenkin aiemmin sovellettu tutkimuksessa [8] TyEL:n rahastopainotettuun ja kappalemääräiseen kuolevuusaineistoon aikaväliltä 1987–2004, rajoittuen yli 65-vuotiaisiin vanhuuseläkeläisiin. Tutkimuksessa laskettiin ennuste 65-vuotiaiden TyEL-vakuutettujen periodikohtaiselle elinajanodotteelle ja vertailtiin rahasto- ja kappalepainotetun aineiston elinajanodotteita, sekä vertailtiin kolmen vaihtoehdoisen (tämän työn mallissa käytetty singulaariarvohajotelma ja lisäksi pienin neliösumma ja suurimman uskottavuuden estimaatti) Lee-Carter-mallin parametrimäärityksen vaikutuksia periodikohtaisiin elinajanodotteisiin. 65-vuotiaan periodikohtaisen elinajanodotteen ennustettiin aikavälillä 2005–2035 kasvavan miehillä hieman yli 4 vuotta ja naisilla noin 3,5 vuotta. Aineistovalinnan ja parametrimääritysmenetelmän havaittiin vaikuttavan näihin kasvuennusteisiin alle 0,5 vuotta. Olisi mielenkiintoista verrata, saataisiinko Lee-Millerin mallia suoraan TyEL-kuolevuusaineistoon soveltamalla samansuuntainen lopputulos kuin tässä työssä käytetyn väestökuolevuuden ja skaalafunktion avulla.

Raportissa [7] ennustettiin kohorttikohtaiset vastasyntyneiden elinajanodotteet vuosien 1955–2008 aineiston perusteella laaditun vuoteen 2128 ulottuvan ennusteen avulla. Tällöin voitiin katsoa jokaisen nykyisen ikäluokan kuolleen kokonaan (kohorttikohtainen odote muodostetaan kohortin toteutuneista kuolevuusintensiiteistä kun taas periodikohtainen ennuste poikkileikkauksena eri ikien toteutuneista kuolevuusintensiiteistä tietyllä ajanhetkellä).

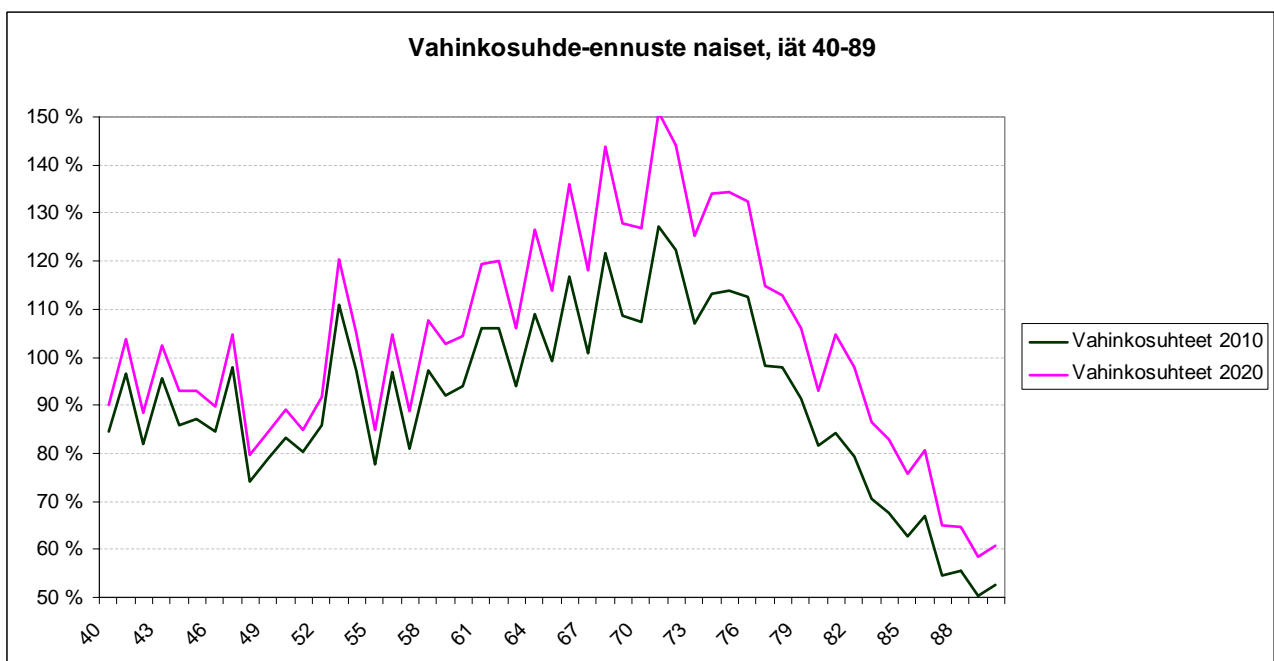
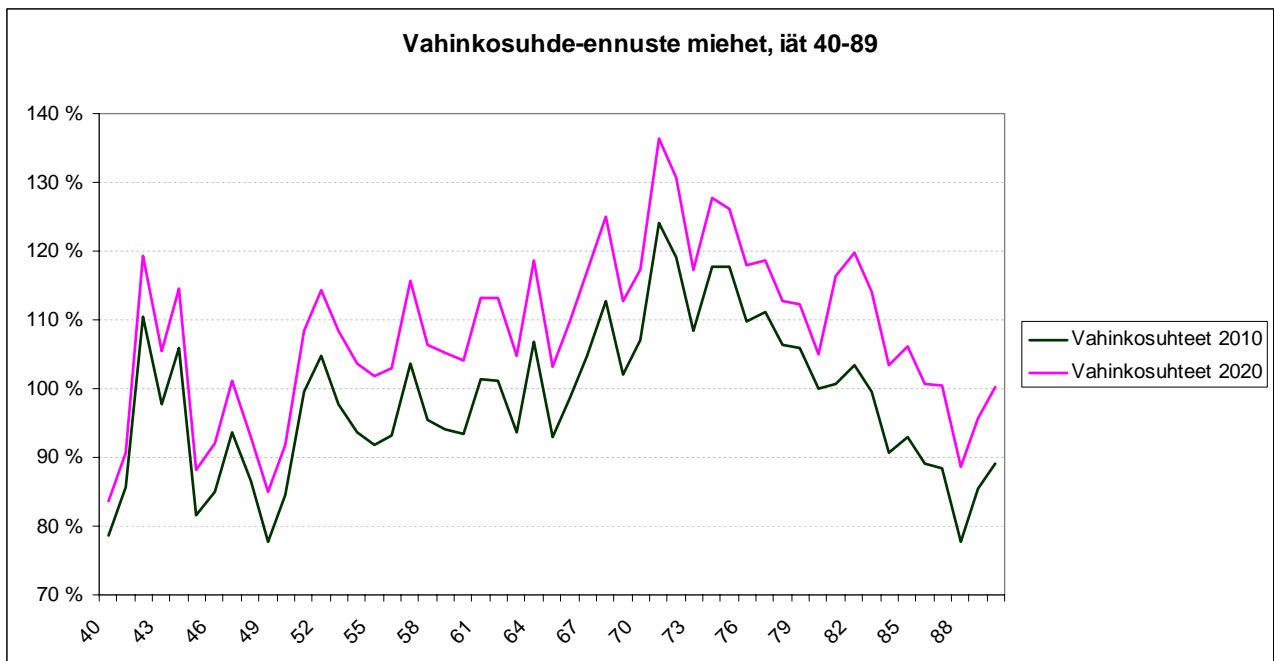
Kohorttikohtaisten vastasyntyneiden elinajanodotteiden ennustaminen ei ole suoraviivaista riskiperusteanalyysien avulla johtuen siitä, että nuorilla ikäluokilla rahastokarttumaa ei ole lainkaan tai se on vähäinen, ja toisaalta siksi että riskiperusteanalyysillä kuolevuudet on summattu 90 ikävuoden jälkeen, joka on liian alhainen etenkin naisten ennustetta ajatellen. Tosin myös raportissa [7] tasoitettiin aineistoa korvaamalla vanhojen ikien kuolevuusaineisto ikäalueen 85–95 muutoksen perusteella log-lineaarisesti skaalaten. Käyttämällä raportissa [7] käytettyä väestöaineistoa 1955–2008 ilman tasoitusta havaittiin, että tasoittamattomalla aineistolla lasketut havaitut periodikohtaiset elinajanodotteet olivat tasoitettuun aineistoon verrattuna noin puoli vuotta pidempiä. Vuoden 2009 lisääminen vaikutti hieman periodikohtaista elinajanodotetta alentavasti. Vastaavaa tasoitusmenetelmää voitaisiin soveltaa myös TyEL:n tapauksessa, esimerkiksi ikäalueen 85–89 kuolevuuden viime vuosien keskiarvon perusteella. Lisäksi elinajanodotteita voitaisiin toki tarkastella vanhemmissakin i'issä.

Tässä työssä määritettiin kuitenkin kohorttikohtaisten elinajanodotteiden sijaan TyEL-kuolevuusliikkeen seurannan kannalta oleellisempi kohde, eli mallin ennustamat ikäsiirtojen toteumat eri kohorteille. Kuten aiemmin todettiin, suoritetaan mallinnus väestödataan perustuen ja skaalataan saatua kuolevuusennustetta riskiperusteanalyysistä arvioiduilla suhdekertoimilla.



Yllä olevat kuvaajat esittävät miesten ja naisten Lee-Millerin mallilla ennustetut ja teoreettiset TyEL:n ikäsiirrot seuraavan kymmenen vuoden ajalta, olettaen että perustemuutoksia ei tehdä. Alle 40-vuotiaiden osalta ennusteen vuosittainen hajonta oli niin suurta, että aineisto jätettiin kuvaajista pois. Ko. ikäalue ei myöskään ole kovin merkittävä liikkeen tuloksen kannalta.

Kuvaajista havaitaan, että noin 70–80-vuotiaat ovat nykyisin ikäsiirroin tappiollisia. Mallin kertoimen b_x ollessa miehillä suurimmillaan noin 55–70- ja naisilla noin 65–80-vuotiailla, ennustetaan ko. ikin suurin kuolevuuden aleneminen. Kuvaajasta voidaan arvioida, että malli ennustaa tarvittavien ikäsiirtomuutosten kasvavan näissä ikäluokissa kymmenessä vuodessa miehillä hieman yli 2 vuotta, naisilla jopa yli 2,5 vuotta. Naisten suuri muutos näissä i'issä havaitaan myös aiemmin esitetystä parametrin b_x kuvaajasta.



Yllä on esitetty ennustetut vahinkosuhteet vastaavilta ajankohdilta verrattaessa teoreettista kuolevuutta toteumaan. Vahinkosuhteella tarkoitetaan suhteellisen tappion määrää ja se laskettiin kaavalla $V_p(Q) / E_V^V = (\mu_X + 0,5\mu_X^2) / (\mu_X(\text{tot}) + 0,5\mu_X^2(\text{tot}))$. Yli 100 % arvot merkitsevät liikkeen tappiollisuutta. Vahinkosuhteissa havaitaan sama kehitys kuin ikäsiirroissa. Kuvaajasta havaittava poikkeava tasosiirto yli 80-vuotiailla johtuu siitä, että teoreettinen ikäsiirto ei nykymallin nojalla enää muutu syntymävuotta 1940 vanhemmilla.

Huomioimalla rahastojen euromäärät i'ittäin voitaisiin ennusteen pohjalta arvioida teoreettisen kuolevuuden turvaavuustasoa tulevaisuudessa ja määrittää kohorteille nykyoletusta (yhden vuoden ikäsiirtomuutos/kohortti) tarkempi ennuste. Ennusteen ja/tai toteumien pohjalta voitaisiin myös määrittää kerroin, jolla kuolevuuskehitys voitaisiin huomioida laskuperusteissa automaattisesti. Tämä voisi poistaa tai ainakin harventaa rahastojen kertatäydennysten tarvetta. Järjestelmätekniset rajoitteet saattaisivat tosin käytännössä estää vuosittaiset täydennykset.

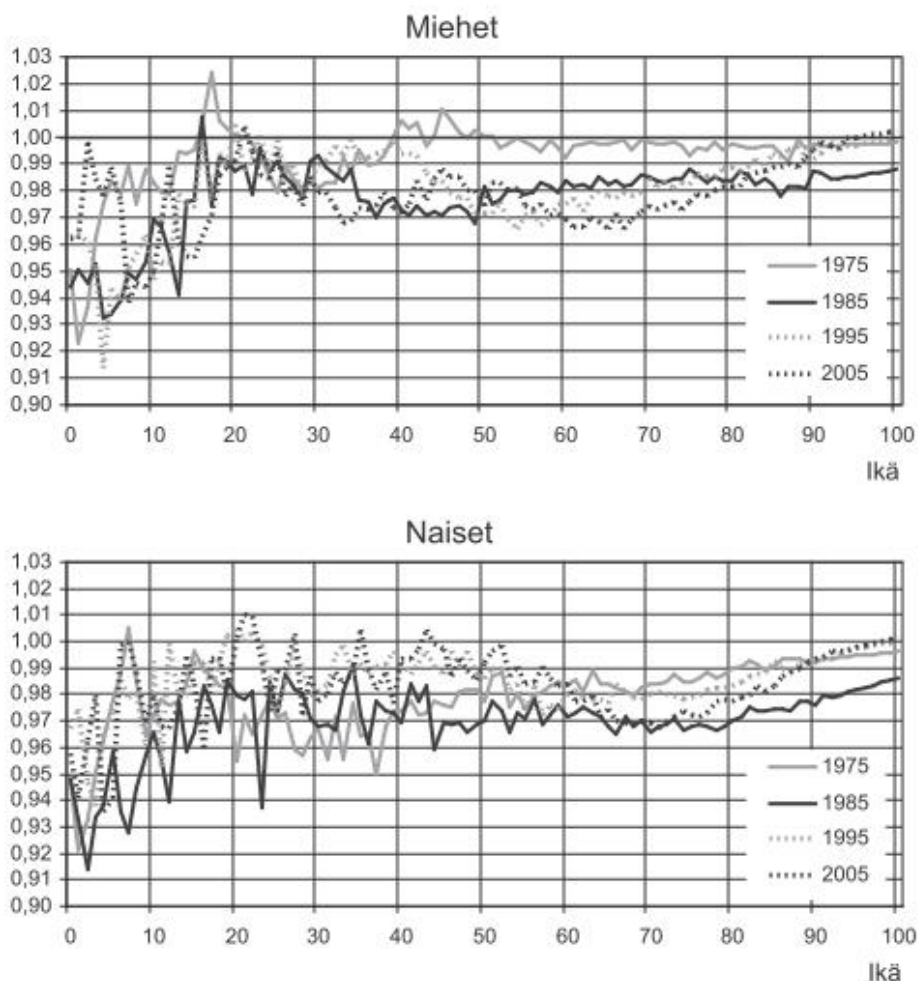
Eläketurvakeskuksen laskema elinaikakerroin on samankaltainen suure. Syntymävuodesta riippuvalla kertoimella pienennetään maksettavia eläkkeitä toteutuneen kuolevuuskehityksen perusteella. Kerroin lasketaan tilastokeskuksen viiden viimeisimmän vuoden väestön kuolemanvaaraluvuista. TyEL-kuolevuusliikkeen vahinkosuhteen tarkasteluun käytettäessä ongelmina on, että käytetty korkokanta 2 % vastaa pikemmin eläkeindeksiä kuin rahastojen kasvua, ja lisäksi että TyEL-kuolevuuden erityispiirteet eivät näy väestökuolevuusluvussa. TyEL-vakuutettujen selekti väestöön nähden alentaa kuolevuutta, ja tämä selekti korostuu painotettaessa kuolevuutta rahastoilla. Elinaikakerroin ei tasa-arvosyistä riipu sukupuolesta, kun taas TyEL-rahastoja on perusteltua tarkastella sukupuolikohtaisesti. Koska kerroin pienentää maksettavia eläkkeitä, on myös haluttu, että elinaikakerroin perustuu vain toteumiin eikä ennusteisiin.

6. Kohorttivaikutuksen huomiointi

Kuten aiemmin todettiin, Lee-Millerin mallissa ei ole sekä iästä että ajasta riippuvaa parametria kuolevuuden alenemiselle. Tästä syystä ennuste tuottaa ikäsiirtokuvaajan mukaisia viuhkoja, jotka muuttuvat ajassa vain y-akselin suunnassa, kun taas teoreettiset ikäsiirrot siirtyvät kohorttien mukana ajassa. Tämä aiheuttaa paitsi sen käytännön ongelman, että ikäsiirtojen ja vahinkosuhteiden muutosta on helpointa kuvata vain 10 vuoden välein, myös sen että havaintoaineistosta ilmenevät kohorttien keskinäiset eroavuudet kuolevuudessa eivät tule huomioituksi. Katsotaan lopuksi mallista erillään, mitä riskiperusteanalyysien havaintoaineiston avulla voitaisiin sanoa kohorteista.

Kuolevuustrendi on ollut aleneva sotien jälkeen. On kuitenkin nähtävissä, ettei kuolevuuden muutos ole tasaista: Eri sukupuolilla ja kohorteilla muutokset ovat olleet erilaisia eri aikakausina.

Kuvio 1. Kuolevuuden muutoskertoimia iän mukaan.



$$\text{kerroin}_i = \left(\frac{\sum_{v=v_0-5}^{v_0-1} q_v^i / 5}{\sum_{v=v_0-20}^{v_0-16} q_v^i / 5} \right)^{(1/15)}, \quad i=0,1,\dots,99.$$

Lähde: Biström, Elo: *Katsaus väestöennusteisiin*, Eläketurvakeskuksen katsauksia 2007:5.

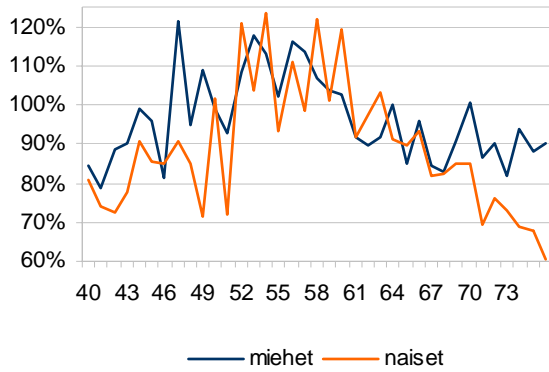
Tilastokeskus on tutkinut Suomen väestökuolevuusaineistosta ajan kulumisen vaikutusta kuolevuuteen yllä olevan kaavan mukaisesti. Kuvaajissa esitetään kaavan kerroin kuolevuuden muutoksesta 15 vuoden aikana 5 vuoden tasoituksella, missä q_v^i on kuolevuuden toteuma iässä i vuonna v.

Vuoden 2005 kuvaajasta havaitaan, että 60–70-vuotiaiden miesten kuolevuus on alentunut voimakkaammin kuin aiempina tarkasteluajankohtina. Saman kohortin kuolevuuden muutoskerroimet ovat pääosin muita kohortteja alempana kaikkina tarkasteluhetkinä 1975, 1985, 1995. Myös noin 70-vuotiailla naisilla havaitaan vastaava kehitys, tosin ei niin voimakkaana.

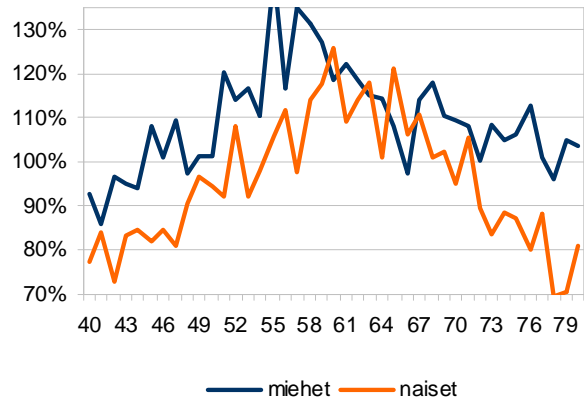
Väestön kuolevuusintensiiteetin muutos painottuu tällä hetkellä vanhempiin ikäluokkiin. Sama suuntaus on havaittavissa myös TyEL-kuolevuudessa. Seuraavan sivun kuvaajissa esitetään riskiperusteanalyysien aineistosta laskettuja TyEL:n vahinkosuhteen kolmen vuoden keskiarvoja i'ittäin. Niistä havaitaan että viime aikoina vanhuuseläkeliike on ollut tappiollista molemmilla sukupuolilla etenkin noin ikäluokan 70–75 tienoilla. Juuri näissä i'issä liikkeen tappiollisuus on erityisen ongelmallista, koska kyseiset ikäluokat ovat suuria, rahastot ovat keskimäärin suuria, ja lakisääteinen vanhuuseläkeikä on jo saavutettu, jolloin kuolevuusriski realisoituu välittömästi. Väestökuolevuusaineiston tapaan tarvittiin tasoitusta trendin havaitsemiseksi. TyEL-kuolevuudessa on odotettavissa koko väestöön verrattuna enemmän hajontaa yksittäisten vuosien välillä, koska tarkastelujoukko on pienempi ja koska aineisto on rahastopainotettu. Aikasarjan lyhyiden vuoksi ei muutosta voi tutkia kovin pitkältä aikaväliltä, ja vanhimmat ikäluokat (>75v) ovat ongelmallisia havaintoaineiston alkupäässä rahastokertymän puutteen vuoksi.

Trendin havaitaan olevan samansuuntainen kuin väestökuolevuudessa, eli että vuonna 2005 väestökuolevuuden muutoskerroinkuvaajassa havaittu n. 60–70 -vuotiaitten kuolevuuden suuri aleneminen näyttää seuraavan kohorttinsa mukana myös TyEL-kuolevuudessa, painottuen tosin väestökuolevuuskuvaajaan verrattuna hieman vanhempiin ikäluokkiin. Vahinkosuhteen kokonaistaso vaihtelee kuvaajien välillä myös teoreettiseen kuolevuuteen tehtyjen tasokorjausten vaikutuksesta. Hajonnasta huolimatta voidaan havaita, että heikon vahinkosuhteen alue on siirtynyt vanhempia ikä kohti suurin piirtein saman kohortin mukana. Sikäli voitaisiin vahinkosuhdekäyrän tasoittamiseksi harkita erillistä ikäsiirtoa etenkin nykyiselle noin 70–75-vuotiaitten ikäluokalle.

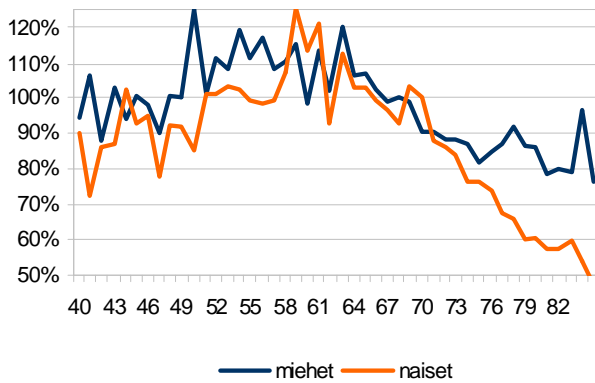
**TyEL-vahinkosuhteet
1987-1990**



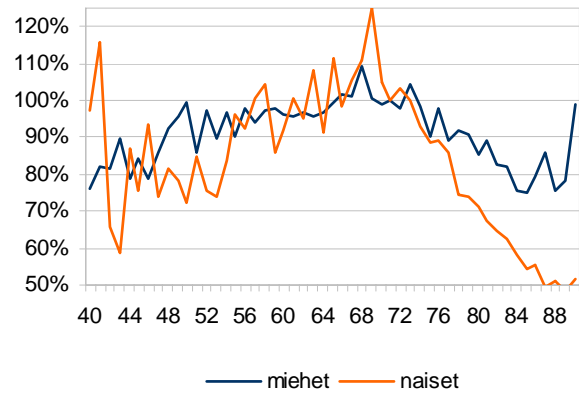
**TyEL-vahinkosuhteet
1991-1995**



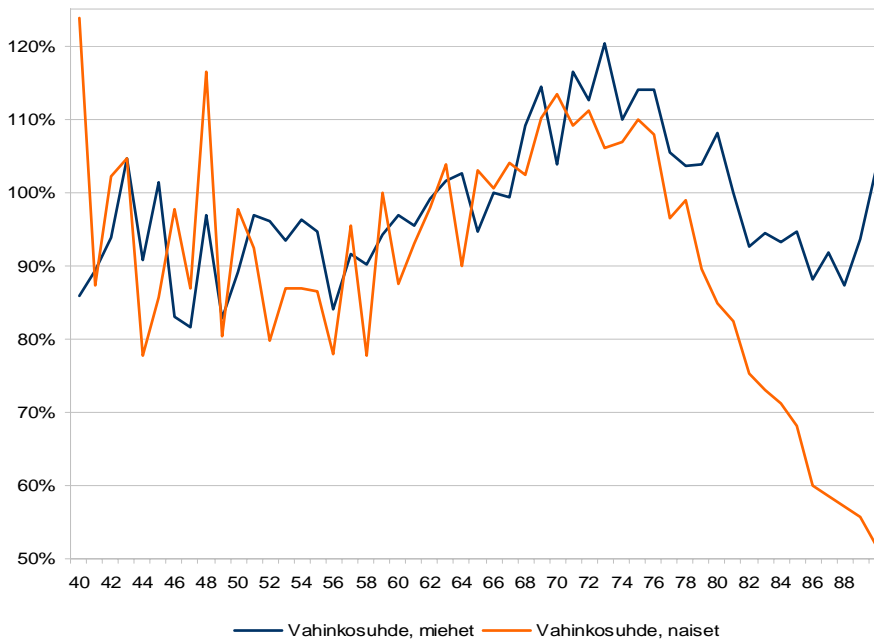
**TyEL-vahinkosuhteet
1996-2000**



**TyEL-vahinkosuhteet
2001-2005**

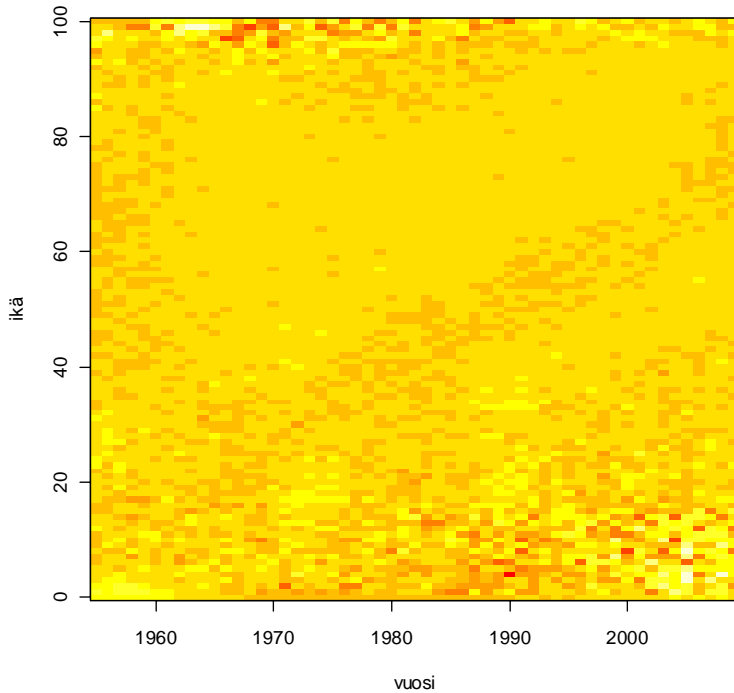


TyEL-vahinkosuhteet, keskiarvo 2006-2010, iät 40-89

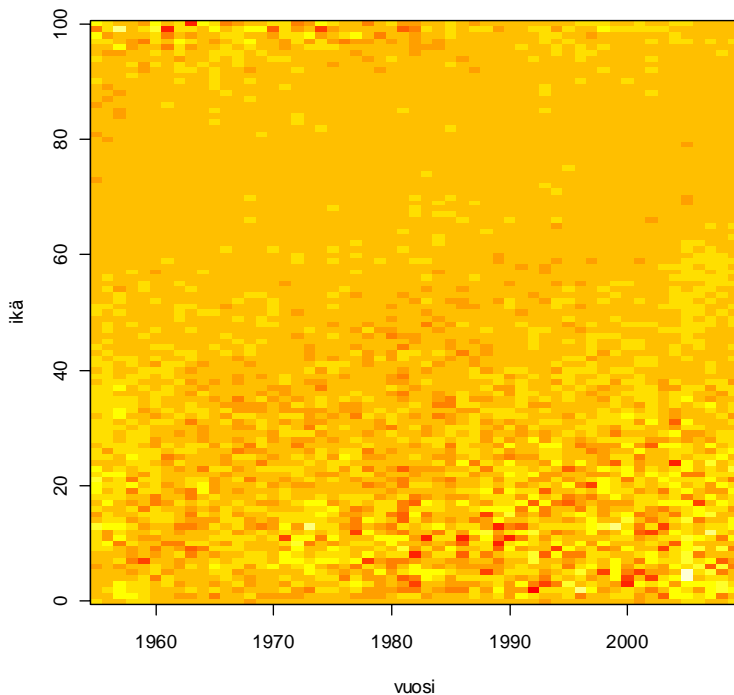


Ohessa tasa-arvokäyrät Lee-Millerin väestökuolevuusmallin residuaaleista, ts. sovitteen ja aineiston erotuksista. Tummempi väri kuvaa, että havaittu kuolevuus on ollut sovitetta pienempää. Havaitaan, että edellä tarkasteltu kohortti käyttäytyy etenkin miesten kuvaajassa ympäröiviin kohortteihin nähden poikkeavasti. Koska Lee-Millerin malli kuvaa aineistoa huomioimatta kohorttien erilaisuutta, viittaa tämäkin siihen, että kyseinen kohortti pitäisi käsitellä erikseen. Naisilla heikon vahinkosuhteen syy ei vaikuttaisi residuaalien perusteella olevan ainoastaan tämä kohortti, vaan myös nuoremmat kohortit: Edellä tarkasteltu kohortti ei etenkaan viime vuosina näytä erityisesti poikkeavan sovitteesta verrattaessa aiempiin ikäluokkiin samassa iässä, mutta kohorttia nuorempien ikäluokkien havaittu kuolevuus on viime aikoina ollut sovitteeseen nähden suurempaa kuin ennen.

Miehet, residuaalit



Naiset, residuaalit



7. Johtopäätökset

Työssä tutkittiin vuosien 1955–2009 väestökuolevuusaineiston ja vuosien 1987–2010 TyEL-rahastopainotetun kuolevuusaineiston avulla TyEL-kuolevuuden ennustamista väestökuolevuusennusteen avulla, huomioimalla TyEL-kuolevuuden erityispiirteet suhteuttamalla väestökuolevuusennustetta TyEL-havaintoaineistosta arvioituilla ikävuosikohtaisilla suhdeluvuilla.

Samankaltaisia suhdelukuja oli käytetty aiemmin henkivakuutuksen sekä lakisääteisen tapaturmavakuutuksen ja liikennevakuutuksen referenssimalleissa. Järjestelmäteknisten rajoitteiden vuoksi runsaasti parametreja sisältävän referenssimallin konstruointi ei ole työeläkevakuutuksessa järkevää. Sen sijaan ennustemallin ja laskettujen suhdelukujen avulla voidaan ennakoita vanhuuseläkeliikkeen tulosta ja arvioida laskuperusteen kuolevuuden tasoa ja tarvetta perustemuutoksille samaan tapaan kuin tilastokeskuksen väestökuolevuusennusteiden avulla on aiemmin tehty. Mallin stokastisuuden johdosta voitaisiin tuloksiin myös soveltaa haluttua turvaavuusmarginaalia, mutta käytössä olleen standardiväestömallin luottamusvälejä pitäisi tällöin muokata, koska niiden on havaittu olevan epärealistisen kapeat.

Havaittiin, että TyEL-kuolevuuden ja väestökuolevuuden suhde oli merkittävästi suurempi yli 35-vuotiailla naisilla kuin miehillä ja että ero oli suurimmillaan vanhuuseläkeliikkeen suhteen merkittävillä ikäluokilla. Tämän johdosta voidaan olettaa, että väestökuolevuusennusteiden pohjalta tehdyt ennusteet TyEL-kuolevuuden kehityksestä ovat virheellisempiä miehillä kuin naisilla.

TyEL- ja väestökuolevuuden suhdelukuihin perustuvan mallin todettiin johtavan siihen, että ennuste TyEL-kuolevuuden muutoksen voimakkuudesta on sama kuin väestökuolevuudessa. Malli ennustaa vanhojen ikäluokkien kuolevuuden alenevan lähivuosina eniten. Ikäsiirtojen arvioidaan kasvavan eniten noin 55–70-vuotiailla miehillä ja 65–80-vuotiailla. Kymmenessä vuodessa kasvun ennustetaan näissä ikäluokissa olevan miehillä noin 2 vuotta, naisilla jopa melkein 2,5 vuotta.

Käytetty kuolevuusmalli ei huomioi kohorttien mahdollisia eroavuuksia. Tutkittiin havaintoaineiston pohjalta erikseen, olisiko TyEL-aineistossa havaittavissa eroja kohorttien kuolevuuksissa. Havaittiin, että tällä hetkellä noin 70-vuotiaiden ikäluokan kuolevuuden aleneminen on ollut ennustettua nopeampaa. Sama kohortti erottuu vastaavasti myös aiemmassa havaintoaineistossa. Tämä on johtanut vanhuuseläkeliikkeen tappiollisuuteen tällä ikäluokalla, ja siten voitaisiin harkita erityistä ikäsiirtoa. Havaittu kehitys on ollut miehillä naisia voimakkaampaa. Myös väestökuolevuudessa on kuolevuuden havaittu alentuneen eniten suunnilleen vastaavalla ikäalueella.

Kirjallisuutta

- [1] Booth, Hyndman, Tickle, de Jong: *Lee-Carter mortality forecasting: a multi-country comparison of variants and extensions*, Demographic Research 15, pp. 289-310, 2006
- [2] Koissi, Shapiro, Högnäs: *Evaluating and extending the Lee-Carter model for mortality forecasting: Bootstrap confidence interval*, Insurance: Mathematics and Economics 38, pp. 1-20, 2006
- [3] Kuusela, Kukkala: *Ennuste Suomen kuolevuuden kehityksestä*, raportti, Silta Oy, 2010
- [4] Lee, Carter: *Modelling and Forecasting U.S. Sex Differentials in Mortality*, International Journal of Forecasting 8, pp. 393-411, 1992
- [5] Lovasz: *Analysis of Finnish and Swedish mortality data with stochastic mortality models*, European Actuarial Journal, 2011
- [6] Mäkinen, *Referenssikuolevuus henkivakuutusyhtiöille*, SHV-työ, 2004
- [7] PricewaterhouseCoopers: *Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen ja liikennevakuutuksen kuolevuusreferenssimalli*, raportti PricewaterhouseCoopers Oy, 2011
- [8] Suominen: *Leen-Carterin malli*, Pro Gradu-työ, Tampereen yliopisto, 2006
- [9] Tuomikoski, Sorainen, Kilponen: *Lakisääteisen työeläkevakuutuksen vakuutustekniikkaa*, Eläketurvakeskuksen käsikirjoja 2007:4, 2007.