

**Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen korvausvastuun
varaamismenetelmät**
Kolmen menetelmän empiirinen vertailu

Riitta Aitio
Licentiatavhandling inom TOPSOS - Yrkesinriktad fortbildning inom socialförsäkringssektorn
Ekonomisk-statsvetenskapliga fakulteten
Åbo Akademi
Juli 2007

Aitio, Riitta: " Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen korvausvastuun varaamismenetelmät.
Kolmen menetelmän empiirinen vertailu. "

TOPSOS - Sosiaalivakuutuksen ammatillinen lisensiaattitutkielma
Heinäkuu 2007

Tutkielmassa kuvataan vahinkovakuutusyhtiön korvausvastuun käsite. Tarkastelu rajataan tuntemattomien vahinkojen korvausvastuun varausmenetelmiin. Vertailtaviksi varausmenetelmiksi valittiin kolme hitaasti selviävään vakuutusliikkeeseen soveltuvaa erilaista varausmenetelmää. Menetelmät ovat Chain Ladder -menetelmä, Craigheadin menetelmä ja erottelumenetelmä. Menetelmät on kuvailtu lyhyesti.

Menetelmiä on sovellettu Suomen lakisääteisen tapaturmavakuutuksen valtakunnalliseen tilastoaineistoon. Aineisto on jaettu mahdollisimman homogeenisiin, kuitenkin riittävän suuriin kokonaisuuksiin eli lajiryhmiin. Tiedot on järjestetty selviämiskolmioiksi. Korvausvastuut on laskettu erikseen jokaisessa lajiryhmässä mainittuja menetelmiä käyttäen.

Tutkielman tavoitteena on analysoida, onko joku edellä mainituista kolmesta menetelmästä muita parempi arvioitaessa tuntemattomien vahinkojen korvausvastuuta. Menetelmien "onnistumista" korvausvastuun arvioimisessa on tarkasteltu kahdella tavalla: ensinnäkin jättämällä tarkastelun ulkopuolelle viiden tuoreimman tilivuoden aineisto. Katkaistulla aineistolla laskettuja arvioita on verrattu koko aineistolla laskettuihin korvausvastuuarvioihin olettaen, että jälkimmäinen edustaa oikeampaa korvausvastuuarviota. Tämän lisäksi koko aineistosta laskettuja tuloksia on verrattu vahinkovakuutusyhtiöitten itse laskemiin tilinpäätöslukuihin, jotka Vakuutusvalvontavirasto on julkaissut summattuna yli yhtiöitten.

Tutkituista menetelmistä Chain Ladder osoittautui parhaimmaksi menetelmäksi. Craigheadin menetelmä selviytyi kaikkein huonoimmin.

Avainsanat: Korvausvastuu, varausmenetelmät, Suomen lakisääteinen tapaturmavakuutus, Chain Ladder -menetelmä, Craigheadin menetelmä, erottelumenetelmä

Aitio, Riitta: " Metoder för beräkning av ersättningsansvaret vid lagstadgad olycksfallsförsäkring.
En empirisk jämförelse av tre olika metoder. "

Licentiatavhandling inom TOPSOS - Yrkesinriktad fortbildning inom socialförsäkringssektorn
Juli 2007

I avhandlingen beskrivs först hur begreppet ersättningsansvar definieras för skadeförsäkringsbolag. Därefter behandlas metoder för beräkning av ersättningsansvaret. Undersökningen begränsas till metoder för beräkning av ersättningsansvaret för s.k. okända skador.

I undersökningen behandlas tre olika metoder som lämpar sig väl för situationer där ersättningsansvaret förändras relativt långsamt från år till år. Metoderna är Chain-Ladder metoden, Craighead metoden och Separationsmetoden. Inledningsvis presenteras kort grundprinciperna för de olika metoderna.

Metoderna har tillämpats på riksomfattande statistikmaterial rörande lagstadgade olycksfallsförsäkringar i Finland. Datamaterialet har i mån av möjlighet delats in i homogena, men ändå i tillräckligt stora aggregat enligt skadetyper. Utgående från de tillgängliga uppgifterna har konstruerats utvecklingstrianglar. Ersättningsansvaret har beräknats skilt för varje skadetyper med alla tre ovan nämnda metoder.

Avsikten med undersökningen är att studera om någon av de tre metoderna är bättre än de andra vid uppskattning av ersättningsansvaret för okända skador. Bedömningen av hur goda resultat de olika metoderna ger har skett på två olika sätt. I det första fallet har metoderna evaluerats genom att man först beräknat ersättningsansvaret utan att alls utnyttja uppgifterna för de fem senaste räkenskapsåren. De på detta sätt uppskattade värdena har sedan jämförts med de på basen av hela materialet uppskattade ersättningsansvaren, som kan antas ge en tillförlitlig skattning av de verkliga ersättningsansvaren. Dessutom har de på basen av hela materialets uträknade ersättningsansvaren jämförts med olycksfallsförsäkringsbolagens egna bokslutstal, som Försäkringsinspektionen har publicerat i sin statistik över alla bolag.

Av de undersökta metoderna visade sig Chain Ladder-metoden vara den bästa. Separationsmetoden kom på andra plats och Craighead metoden klarade sig sämst.

Nyckelord: Ersättningsansvar, reserveringsmetoder, lagstadgad olycksfallsförsäkring i Finland, Chain Ladder -metoden, Craighead metoden, Separationsmetoden

Sisällysluettelo

1. Johdanto.....	7
2. Korvausvastuu	8
2.1 Korvausvastuun määritelmä	8
2.2 Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen erityispiirteitä	11
3. Korvausvastuun varausmenetelmät.....	13
3.1 Korvauskulun selviämismalli.....	13
3.2 Chain Ladder -menetelmä.....	14
3.3 Craigheadin menetelmä	19
3.4 Erottelumenetelmä	26
4. Aineisto	31
5. Kuinka hyvin valitut varausmenetelmät ennustavat	37
5.1 Chain Ladder -menetelmä.....	38
5.2 Craigheadin menetelmä käänteisellä normaalijakautumalla	47
5.3 Erottelumenetelmä	52
6. Vakuutusyhtiöitten omat varaukset.....	59
7. Yhteenveto.....	63
Kirjallisuutta.....	67
Liite: Esimerkki erottelumenetelmän soveltamisesta	68

Taulukot

Taulukko 1: Ei-kumulatiivinen selviämiskolmio (run off -kolmio)

Taulukko 2: Kumulatiivinen selviämiskolmio (run off -kolmio)

Taulukko 3: Työajan tapaturmien ohimenevät korvaukset ei-kumulatiivisena selviämiskolmiona tuhansina euroina

Taulukko 4: Työajan tapaturmien pysyvät korvaukset ei-kumulatiivisena selviämiskolmiona tuhansina euroina

Taulukko 5: Työajan tapaturmien ohimenevät korvaukset kumulatiivisena selviämiskolmiona tuhansina euroina

Taulukko 6: Työajan tapaturmien pysyvien vahinkojen tunnettu korvauskulu kumulatiivisena selviämiskolmiona tuhansina euroina

Taulukko 7: Niitten työajan tapaturmahinkojen lukumäärät, joista on maksettu pysyviä korvauksia

Taulukko 8: Ohimenevien korvausten selviämisjakautumat

Taulukko 9: Pysyvien korvausten selviämisjakautuma

Taulukko 10: Chain Ladder -menetelmällä arvioitu lopullinen korvausmeno sattumisvuosille 1992-1998 käyttämällä lähtötietoina koko aineistoa kirjanpituvuoteen 2004 asti ja katkaistulla aineistolla (-5 vuotta) kirjanpituvuoteen 1999 asti lajiryhmittäin ja sattumisvuosittain.

Taulukko 11: Chain Ladder -menetelmän antaman ennusteen poikkeama toteutumasta kirjanpituvuosina 2000-2004 sattumisvuosina 1993 -1999

Taulukko 12: Craigheadin menetelmällä arvioitu lopullinen korvausmeno sattumisvuosille 1992-1998 käyttämällä lähtötietoina koko aineistoa kirjanpituvuoteen 2004 asti ja katkaistulla aineistolla (-5 vuotta) kirjanpituvuoteen 1999 asti lajiryhmittäin ja sattumisvuosittain.

Taulukko 13: Craigheadin menetelmän antaman ennusteen poikkeama toteutumasta kirjanpituvuosina 2000-2004 sattumisvuosina 1992-1998

Taulukko 14: Työajan tapaturmista maksetut ohimenevät korvaukset

Taulukko 15: Niitten vahinkojen lukumäärät, joista taulukon 14 korvaussummat koostuvat

Taulukko 16: Erottelumenetelmällä arvioitu lopullinen korvausmeno sattumisvuosille 1992-1998 käyttämällä lähtötietoina koko aineistoa kirjanpituvuoteen 2004 asti ja katkaistulla aineistolla (-5 vuotta) kirjanpituvuoteen 1999 asti lajiryhmittäin ja sattumisvuosittain.

Taulukko 17: Erottelumenetelmän antaman ennusteen poikkeama toteutumasta kirjanpituvuosina 2000-2004 sattumisvuosina 1992-1998

Taulukko 18: Yhtiöitten tekemät tuntemattomien vahinkojen korvausvastuuarviot tilinpäätöksissä 2004, 2003 ja 2002

Kuviot

Kuvio 1: Korvausvastuun periaate (ks. Pentikäinen 1995, s. 225)

Kuvio 2: Kertymänopeuden (b) vaikutus vahingon kertymäkäyrään, kun käyrän muoto on kiinnitetty (c=2)

Kuvio 3: Muotoparametrin (c) vaikutus vahingon kertymäkäyrään, kun kertymänopeus on kiinnitetty (b=2)

Kuvio 4: Matthews'in esitystapa: Lopulliseksi vahinkosuhteeksi A valitaan 1,605

Kuvio 5: Toteuma ja Craigheadin sovitus, kun A=1,605

Kuvio 6: L:n muotoinen jäännösneliösummakäyrä

Kuvio 7: Käänteisen normaalijakautuman riippuvuus parametrissa β

Kuvio 8: Käänteisen normaalijakautuman riippuvuus parametrissa μ

Kuvio 9: Ohimenevien korvausten selviämisyakautuma

Kuvio 10: Pysyvien korvausten selviämisyakautuma

Kuvio 11: Työajan tapaturmien pysyvien korvausten toteutunut (yhtenäinen viiva) ja menetelmän antama (katkoviiva) kertyminen sattumisvuosittain

Kuvio 12: Erot lopullisissa korvausmenoarvioissa varattaessa Chain Ladder -menetelmällä 2004- tai 1999-tietämyksellä tehtyjä arvioita sattumisvuosista 1992 - 1998 eri lajiryhmissä

Kuvio 13: Chain Ladder -menetelmällä laskettujen korvauskuluarvioitten ero toteumasta. Eri sattumisvuosia on tarkasteltu suoritusvuosittain (x-akseli).

Kuvio 14: Chain Ladder -menetelmän herkkyyksianalyysi. Eri variaatioilla laskettujen lopullisten korvauskulujen suhde perusmenetelmällä laskettuun korvauskuluun.

Kuvio 15: Lopullinen korvauskuluarvio on 5 940 000 minimoi neliösumman $D = \sum w(t) \cdot (y(t) - y_{obs}(t))^2$

Kuvio 16: Havaittu korvauskulu (sininen) ja Craigheadin menetelmällä arvioitu käänteisen normaalijakautuman mukainen teoreettinen korvauskulun kertyminen (punainen) ammattitautien ja ammattitautiepäilyjen sattumisvuoden 1998 ohimeneville korvauksille

Kuvio 17: Erot lopullisissa korvausmenoarviossa varattaessa Craigheadin menetelmällä (käyttäen käänteistä normaalijakautumaa) 2004- tai 1999-tietämyksellä tehtyjä arvioita sattumisvuosista 1992 - 1998 eri lajiryhmissä.

Kuvio 18: Craigheadin menetelmällä laskettujen korvauskuluarvioitten ero toteumasta. Eri sattumisvuosia on tarkasteltu suoritusvuosittain (x-akseli).

Kuvio 19: Erot korvausvastuuarviossa varattaessa erottelumenetelmällä 2004 tai 1999 tietämyksellä sattumisvuodet 1992 - 1998 eri lajiryhmissä

Kuvio 20: Erot toteumasta Erottelumenetelmällä kirjanpito vuosina 2000-2004

Kuvio 21: Erot korvausvastuuarviossa verrattuna yhtiöitten itse tekemiin arvioihin (pl. ammattitautien erillisjärjestelyn piiriin kuuluvat vahingot)

Kuvio 22: Erot menetelmittäin ja sattumisvuosittain lopullisessa korvausmenoarviossa, kun verrataan täydellisestä aineistosta laskettua arviota vajaalla (-5 vuotta) aineistolla laskettuun lopulliseen korvausmenoarvioon (pl. ammattitautien erillisjärjestelyn piiriin kuuluvat vahingot)

1. Johdanto

Lakisääteinen tapaturmavakuutus on maamme vanhin sosiaalivakuutus.

Työtapaturmavakuutuslaki takaa vahingoittuneelle toimeentuloturvan työtapaturman ja ammattitaudin jälkeen. Lakisääteisillä korvauksilla turvataan työntekijän tai hänen omaistensa toimeentulo työkyvyttömyyden ja kuoleman varalta. Suomessa työtapaturmavakuutusta harjoittavat yksityiset vahinkovakuutusyhtiöt.

Tapaturmavakuutus on tyyppiesimerkki vakuutuslajista, jossa vahingot tulevat vakuutusyhtiön tietoon pitkällä aikaviiveellä. Vakuutusyhtiön on tästä syystä varauduttava suuriinkin korvauksiin vuosia vakuutustapahtuman sattumisesta. Vakuutusyhtiön on huomioitava viiveellä tietoon tuleva korvauskulu sekä vakuutusten hinnoittelussa että tilinpäätöksissään varatessaan varallisuutta näitä tulevaisuudessa ilmeneviä korvauskuluja varten. Ei siis riitä että varaudutaan jo tiedossa olevista vahinkotapahtumista aiheutuviin korvauksiin. Vakuutusmatemaatikkojen tehtävänä on arvioida tuo korvausvastuun määrä. Arvioinnissa käytetään vuosien saatossa kehitettyjä tilastollisia menetelmiä, joista on tehty useita julkaisuja ja tutkimuksia.

Tässä tutkielmassa vertaillaan kolmea keskenään erityyppistä tilastollista varausmenetelmää. Ensimmäinen on Chain Ladder -menetelmä, jossa oletuksena on että kaikkien tarkastelussa mukana olevien vahinkovuosien korvauskulu selviää samalla "nopeudella". Vahinkovuodella eli vahingon sattumisvuodella tarkoitetaan vahinkopäivän vuosilukua. Toinen menetelmä on Craigheadin menetelmä, jossa oletuksena on, että kukin vahingon sattumisvuoden korvauskulu kehittyy tietyn käyräparven mukaisesti, sallien vapauksia eri sattumisvuosien välille. Käyräparvella tarkoitetaan tässä samanmuotoisten käyrien joukkoa, joka syntyy kun varioidaan tietyn funktion yhtä tai useampaa parametria. Kyseisestä käyräparvesta poimitaan erilaisin parametrivalinnoin kullekin sattumisvuodelle jo toteutuneeseen vahinkohistoriaan parhaiten "sopiva" käyrä. Kolmas menetelmä on erottelumenetelmä, joka nimensä mukaisesti pyrkii erottelemaan toisistaan puhtaan vahingon kehittymisen ja inflaation vaikutuksen. Inflaatiolla on tässä yhteydessä laajempi merkitys kuin pelkkä hintatason muutos. Sillä tarkoitetaan esimerkiksi kehittyneempien sairaanhoidon menetelmien käyttöönotosta aiheutuvaa kustannustason kohoamista. Inflaatiolla on oma merkityksensä vakuutuslajissa, jossa korvauksia maksetaan pitkällä aikajänteellä.

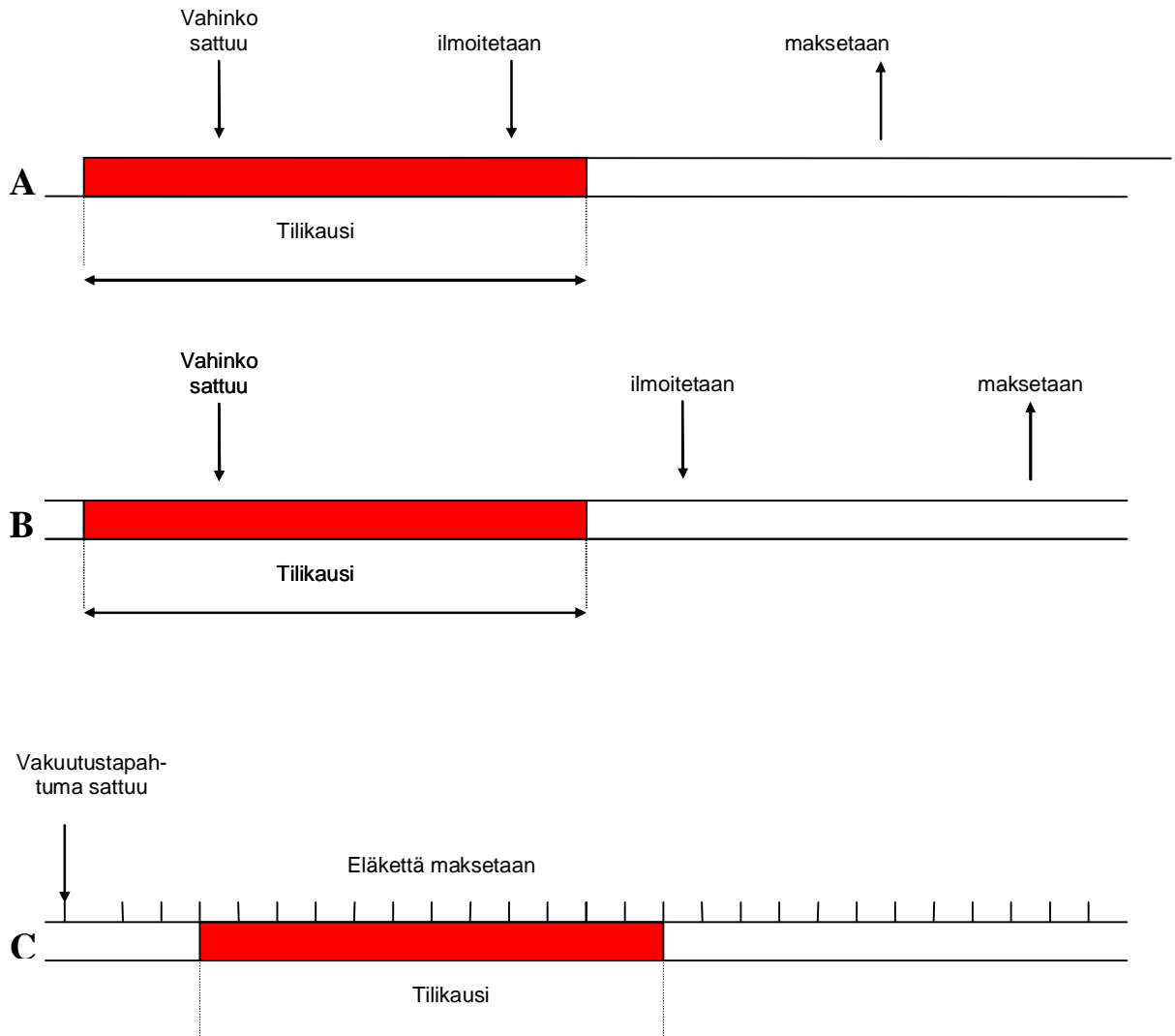
Tässä tutkielmassa menetelmiä on sovellettu Suomen lakisääteisen tapaturmavakuutuksen valtakunnalliseen tilastoaineistoon sattumisvuosilta 1992 - 2003. Tuorein mukana oleva suoritusvuosi on 2004. Suoritusvuodella tarkoitetaan sitä kirjanpitoluottavuotta, jonka aikana tapaturmakorvaus tilastoidaan korvauskuluksi.

Menetelmien keskinäinen vertailu on suoritettu kahdella eri tavalla. Ensimmäkin siten että tilastoaineistosta on jätetty hyödyntämättä viisi tuoreinta suoritusvuotta ja tutkittu miten hyvin tyypitetystä aineistosta laskettu arvio täsmää täydellisestä aineistosta laskettuun tulokseen. Täydellisellä aineistolla tarkoitetaan kaikkia sattumisvuosia 1992 - 2003 suoritusvuoden 2004 loppuun asti eli koko käytettävissä ollutta tilastoaineistoa. Toisaalta täydellisestä aineistosta laskettuja tuloksia on verrattu vakuutusyhtiöitten virallisiin vuoden 2004 tilinpäätöslukuihin. Tulokset on raportoitu ensisijaisesti graafeina, jolloin lukijalle helposti hahmottuu menetelmien tuottamien tulosten selvät erot.

2. Korvausvastuu

2.1 Korvausvastuun määritelmä

Vakuutusyhtiössä korvausta ei aina makseta sinä tilivuonna, jona vahinko sattuu, vaan suoritus siirtyy seuraaville tilivuosille. Kirjanpidon tehtävänä on tilikauden tuloksen laskeminen, ts. selvittää missä määrin tulot riittävät menoihin. Tämä tehdään jaksottamalla tulot tuotoiksi ja menot kuluiksi. Kuluiksi kootaan tarkasteltavaan tilikauteen kohdistuvat menot riippumatta siitä, onko korvaus suoritettu vahingon sattumisvuonna vai siirtyykö se myöhempään ajankohtaan. Korvaukset kirjataan sen kauden kuluksi, jona vakuutustapahtuma sattuu. Tilinpäätöstä laadittaessa tuotot ja kulut kirjataan tuloslaskelmaan, mutta siirtyvät erät taseeseen. Tilikauden korvauskulut saadaan lisäämällä maksettuihin korvauksiin korvausvastuun muutos tilikauden aikana. Taseeseen velkapuolelle kirjataan se osa vakuutustapahtumasta, joka on sattunut, mutta joka on vielä maksamatta. Korvausvastuun käsite kuvataan laajemmin Vakuutusopissa (ks. Pentikäinen 1995, 225 - 227).



Kuvio 1: Korvausvastuun periaate (ks. Pentikäinen 1995, s. 225)

Kuviossa 1 esiintyy muutama esimerkkitapaus korvausvastuusta. Tapauksessa A vahinko sattui ja ilmoitettiin vakuutusyhtiölle tilikauden aikana. Itse korvaustapahtuma siirtyi kuitenkin seuraavalle tilikaudelle, joten korvaus kirjattiin korvausvastuuseen tilikauden päättyessä. Tapauksessa B vahinko ilmoitetaan vakuutusyhtiölle vasta tilikauden päättymisen jälkeen. Siitä huolimatta vahinko on kohdistettava sattumishetkeä vastaavaan tilikauteen korvausvastuuarviossa. Yhtiön pitää olla varautunut tunnettujen vahinkojen lisäksi myös tuntemattomien vasta tulevaisuudessa ilmenevien ja yhtiön tietoon tulevien vahinkojen varalle. Tapaus C kuvaa eläketapausta. Eläke on alkanut jo ennen tilikautta ja jatkuu tilikauden jälkeen esim. niin kauan kuin henkilö on elossa. Tällaisissa tapauksissa korvausvastuun suuruus riippuu henkilön jäljellä olevasta eliniän odotteesta tilikauden päättyessä sekä korkoutuksesta. Korkoutus vaikuttaa korvausvastuun määrään, koska jäljellä olevia eläkesuorituksia ei varata korvausvastuuseen täysmääräisinä. Korvausvastuun katteelle eli velkaa vastaavalle omaisuudelle arvioidaan saatavan korkotuottoa. Vakuutusyhtiön

soveltamasta korkokannasta säädetään asetuksella. Korvausvastuuseen varataan tunnettujen eläkevahinkojen osalta eläkkeitten pääoma-arvo. Tunnettuja eläketapauksia ovat vakuutusyhtiön tiedossa olevat eläkevahingot, joista maksetaan tai tullaan maksamaan eläkettä. Tunnettujen eläketapausten korvausvastuun arviointi ei kuulu tämän työn aihepiiriin. Vahinkovakuutusyhtiöissä tunnetut eläkevastuut varataan pääsääntöisesti suomalaisten vahinkovakuutusyhtiöitten yhteisesti hyväksymien kuolevuusolettamusten perusteella ja korkouttamalla tulevat eläkesuoritukset Suomen markkinoilla vallitsevien pitkien ja riskittömien sijoitusten korkokantaa käyttäen. Käytännössä yhtiöillä on tapaturmaisen sukupuolesta ja iästä riippuvat pääomakertoimet, joita sovelletaan tapaturmaisen vuosityöansioon. Korkokanta voi tosin asetuksen säätelemissä rajoissa poiketa yhtiöitten välillä.

Tässä työssä vertaillaan kolmea tilastollista menetelmää muun kuin tunnettujen eläkkeitten korvausvastuun arvioimiseksi. Lakisääteisessä tapaturmavakuutuksessa vahingot ”selviävät” viiveellä. Hitaalla selviämisellä tarkoitetaan sitä, että vahingot tulevat vakuutusyhtiön tietoon pitkällä aikaviiveellä. Vahinko voi tulla yhtiön korvattavaksi vuosia tai jopa vuosikymmeniä itse vahinkotapahtuman jälkeen. Ammattikielessä puhutaan yleisesti myös liikkeen pitkähäntäisyydestä, millä tarkoitetaan juuri tunnetun korvauskulun hidasta kertymistä. Tällaiset vuosikymmeniä pitkät viiveet vahingon raportoinnissa syntyvät yleensä erilaisissa ammattitautitapauksissa. Ammattitautilain 29.12.1988/1343 3 § mukaan ”Tapaturman sattumishetkeä vastaa tällöin se ajankohta, jona ammattitauti on ilmennyt. Jollei erityisistä syistä muuta johdu, ammattitaudin ilmenemishetkenä pidetään sitä ajankohtaa, jona sairastunut henkilö ensimmäisen kerran hakeutui lääkärin tutkittavaksi silloin tai myöhemmin ammattitaudiksi todetun sairauden johdosta”. Ääriesimerkkinä hitaasta selviämisestä voidaan mainita erilaiset asbestille altistumisesta aiheutuneet sairaudet. Asbestisairauksien ilmenemisaika on keskimäärin 30 vuotta altistumisesta. Altistus on voinut olla lyhytaikaista ja asbestikuidut olla piilevänä keuhkoissa vuosikymmeniä. Ensimmäiset oireet asbestisairaudesta havaitaan ehkä vasta kymmeniä vuosia altistumisesta. Tällöin jäljellä olevan eliniän odote saattaa olla enää vuoden tai parin luokkaa eikä paljoakaan ole tehtävissä taudin parantamiseksi. Tällaiset pitkän latenssijan ammattitaudit ovat ääriesimerkki siitä haasteellisesta tehtävästä minkä kanssa vakuutusyhtiöt painivat korvausvastuuarvioita laatiessaan.

Vakuutusyhtiölaki 28.12.1979/1062 10.luku 2 § sanoo korvausvastuusta mm. seuraavaa.

”Korvausvastuu vastaa sattuneiden vakuutustapahtumien johdosta suoritettavia, maksamatta

olevia korvaus- ja muita määriä...”. ”Yhtiöllä on oltava turvaavat laskuperusteet vastuuvelan määräämiseksi. Sosiaali- ja terveysministeriö voi vaatia ennakkovahvistuksen vahinkovakuutuksen vastuuvelan määräämisessä noudatettaville tilastollisille ja korkoutusta koskeville menetelmille.” Asetus vakuutusyhtiön vastuuvelan laskentaperusteista 5.3.1999/248 1 § toteaa, että ”Asianomainen ministeriö antaa tarkemmat määräykset vastuuvelkaa laskettaessa käytettävän koron enimmäismäärästä...”. Samaisen asetuksen 2 § mukaan ”Vahinkovakuutusyhtiön vastuuvelkaa laskettaessa on noudatettava seuraavia periaatteita: ... 2) vakuutusyhtiö voi käyttää vastuuvelan laskennassa tilastollisia menetelmiä; yhtiö kykenee selvittämään käyttämiensä tilastollisten menetelmien asianmukaisuuden oman aineistonsa perusteella tai tilastoaineistolla, joka on kerätty sen omaa vakuutuskantaa vastaaviksi katsottavista vakuutuskannoista; 3) eläkeläisten korvausten vastuuvelka lasketaan tavanomaisin henkivakuutuksessa sovellettavin menetelmin...”

Korvausvastuu kattaa lain mukaan sattuneista vahingoista maksamatta olevat korvaukset. Korvausvastuun tulee siis kattaa maksamatta olevat korvaukset vakuutusyhtiön tiedossa olevista vakuutustapahtumista (tunnetut vahingot) samoin kuin niihin jo sattuneisiin vakuutustapahtumiin liittyvät korvaukset, joista vakuutusyhtiöllä ei vielä ole tietoa (tuntemattomat vahingot). Lisäksi ovat ne vahingot, jotka ovat vakuutusyhtiön tiedossa, mutta lopullinen korvausmäärä on vielä tuntematon, esim. vahinkoa käsitellään oikeudessa.

Tässä työssä keskitytään tilastollisiin menetelmiin joiden avulla pyritään arvioimaan jo sattuneiden mutta vakuutusyhtiölle tuntemattomien vahinkotapahtumien vakuutusyhtiölle asettamat velvoitteet. Yleisesti tästä korvausvastuun osasta käytetään nimitystä IBNR. Tämä on lyhenne sanoista Incurred But Not Reported. Tunnetuista vahingoista, joiden lopullinen korvausmäärä on vielä tuntematon, käytetään nimitystä IBNER lyhenteenä sanoista Incurred But Not Enough Reported. Tässä työssä vertaillaan kolmea tilastollista menetelmää näitten korvausvastuun osien (IBNR ja IBNER) määrittämisessä.

2.2 Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen erityispiirteitä

Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen korvausvastuun arviointiin liittyy useita vaikeusastetta lisääviä erityispiirteitä verrattuna muihin vahinkovakuutuksen lajeihin. Lakisääteinen tapaturmavakuutus korvaa työssä tai työstä johtuvissa olosuhteissa aiheutuneista työtapaturmista tai ammattitaudeista aiheutuneet kustannukset ja ansionmenetykset vahingoittuneelle tai kuolemantapauksessa hänen perheelleen. Tapaturmavakuutuksen korvaukset voidaan ryhmitellä kahtia:

1. ohimenevät korvaukset
 - päivärahakorvaukset
 - sairaanhoitokulut
2. pysyvät korvaukset
 - tapaturmaeläke
 - perhe-eläke
 - hautausapu
 - haittaraha

Tilastollisia menetelmiä sovellettaessa analysoitavan vakuutuslajin käytettävissä oleva aineisto jaetaan mahdollisimman homogeenisiin, kuitenkin tilastollisesti riittävän suuriin luokkiin (lajiryhmiin), siten että kussakin tarkasteltavassa luokassa aineiston voidaan olettaa käyttäytyvän yhdenmukaisesti.

Ammattitaudin sattumishetkeä vastaa se ajankohta, jona ammattitauti on ilmennyt. Jollei sairastunut henkilö enää ammattitaudin ilmetessä ole siinä työssä, josta tauti on voinut aiheutua, määräytyy korvausvelvollisuus sen mukaan, minkä työsuhteen perusteella suoritettu työ on viimeksi voinut aiheuttaa taudin (viimeinen mahdollinen altistumisvuosi). Jos korvausvelvollisuuden määräävä altisteinen työsuhde on päättynyt ennen ilmenemishetkeä, ammattitauti kuuluu erillisjärjestelyn piiriin. Esimerkiksi asbestisairaudet kuuluvat usein erillisjärjestelyn piiriin. Koska asbestisairauksien ilmenemisaika on keskimäärin 30 vuotta, on henkilö usein taudin ilmetessä muussa kuin altistumisen aiheuttaneessa työsuhteessa. Asbestin käyttö kiellettiin Suomessa vuonna 1994. Tästä huolimatta noin 500 uutta asbestin aiheuttamaa sairautta ilmenee vuosittain. Tässä työssä vertailtavia menetelmiä sovelletaan myös erillisjärjestelyn piiriin kuuluviin vahinkoihin. Nämä menetelmät eivät kuitenkaan ole käyttökelpoisia erillisjärjestelyn piiriin kuuluvien tulevaisuudessa ilmenevien korvausvastuitten arvioimiseen. Todellisuudessa näitten vastuitten arviointi perustuu kokonaan toisenlaisiin arviointimenettelyihin.

3. Korvausvastuun varausmenetelmät

3.1 Korvauskulun selviämismalli

Useat tilastolliset korvausvastuun arviointimenetelmät perustuvat selviämiskolmioitten käyttöön. Selviämiskolmioista käytetään alalla yleisesti englanninkielestä lainattua termiä run off-kolmio. Selviämiskolmioissa aineisto on luokiteltuna kolmioon siten että kolmion kukin rivi vastaa yhtä vahingon sattumisvuotta ja kukin sarake yhtä selviämisvuotta. Kolmion yksittäiset diagonaalit kuvaavat tällöin kirjanpitovuotta tai tilivuotta. Sattumisvuosi (merkitään i) tarkoittaa sitä kalenterivuotta, jona vahinko on sattunut ja selviämisvuosi (merkitään j) ilmoittaa kuinka monta vuotta on kulunut vahingon sattumisvuodesta. Katso taulukko 1. Tässä työssä puhutaan vuosista, mutta yhtä hyvin aikayksikkö voi olla vuosineljännes eli kvartaali, kuukausi tai mikä tahansa aikayksikkö, jonka mukaisesti käytössä oleva data pystytään luokittelemaan selviämiskolmioihin.

Tässä tutkielmassa vertaillaan keskenään kolmea erilaista tilastollista korvausvastuun varausmenetelmää:

- Chain Ladder -menetelmä
- Craigheadin menetelmä
- Erottelumenetelmä

Menetelmät ovat keskenään varsin erityyppiset, mutta soveltuvat kaikki pitkähäntäisen vakuutuslajin korvausvastuun arvioimiseen. Chain Ladder -menetelmä olettaa, että kaikki sattumisvuodet eli selviämiskolmiossa kaikki rivit selviävät samaa "kaavaa" eli selviämismallia noudattaen. Craigheadin menetelmä sen sijaan sallii erilaisen selviämismallin eri sattumisvuosille. Menetelmä olettaa, että eri sattumisvuosille löytyy annetusta käyräparvesta sopiva vaihtoehto, joka kuvaa hyvin juuri kyseisen sattumisvuoden vahinkomenon kertymistä. Erottelumenetelmä olettaa, että kaikille sattumisvuosille yhteisen selviämismallin lisäksi kertyneestä vahinkohistoriasta erottuu kullekin selviämiskolmion diagonaalille ominainen inflaatiotekijä, joka selittää toteutunutta vahinkotilastoa. Menetelmät kuvataan yksityiskohtaisemmin kappaleissa 3.2 - 3.4.

Tutkielmassa vertaillaan, miten hyvin valitut menetelmät onnistuvat korvausvastuun arvioimisessa, kun niitä sovelletaan lakisääteisen tapaturmavakuutuksen valtakunnalliseen aineistoon. Arviointi suoritetaan kahdella tavalla. Ensinnäkin korvausvastuuarviot tehdään

leikkaamalla tilastohistoriaa eli jättämällä viisi tuoreinta kirjanpito vuotta eli diagonaalia selviämiskolmioissa käyttämättä. Arvio tehdään siis ikään kuin viisi vuotta aikaisemmin. Leikkaamalla kolmiosta viisi tuoreinta diagonaalia jää sama määrä sattumisvuosia tarkastelun ulkopuolelle, koska niistä ei ole ehtinyt kertyä vielä yhtään havaintoa. Näin saatuja arvioita verrataan koko aineistosta laskettuun korvausvastuuarvioon. Tämän lisäksi ko. menetelmillä laskettuja arvioita verrataan yhtiöitten omiin tilinpäätösvarauksiin. Vertailu tehdään sattumisvuosittain. Tutkielmassa korvausvastuun ja lopullisen korvausmenon käsitteitä käytetään rinnakkain, koska vähentämällä lopullisesta korvausmenoarviosta tunnettu korvauskulu saadaan tulokseksi tuntemattomien vahinkojen korvausvastuu.

3.2 Chain Ladder -menetelmä

Chain Ladder -menetelmä (peräkkäisten askelmien menetelmä) on eräs vanhimmista korvausvastuun arviointimenetelmistä. Se on tietävästi peräisin 1970 luvun alkupuolelta. Sen alkuperästä ei ole tarkkaa tietoa, mutta professori R.E. Beard sovelsi menetelmää työskennellessään konsulttina Iso-Britannian Kauppaministeriössä 1970 luvun alussa. Chain Ladder on tietävästi ensimmäinen selviämiskolmioitten käyttöön perustuva menetelmä. Menetelmä laskee kolmion kaikille sattumisvuosille yhteisen selviämismallin eli eri kehitysvuosien väliset selviämiskertoimet kumulatiivisen selviämiskolmion peräkkäisten sarakesummien suhteista. Näitten selviämiskertoimien avulla kolmio täydennetään neliöksi, jolloin viimeinen sarake on menetelmän antama arvio lopullisesta korvausmenosta. Menetelmästä on useita variaatioita. Menetelmän suosio johtunee sen yksinkertaisuudesta ja havainnollisuudesta. Menetelmän antamia tuloksia ei ilman järkevyydstarastelua voida ottaa käyttöön varsinkaan kaikkein tuoreimpien sattumisvuosien osalta.

Tarkastellaan tilannetta vuoden s lopussa. Jos arvioidaan lyhythäntäistä eli nopeasti selviävää vakuutusliikettä, kuten omaisuus- eli esinevakuutus, riittää että käytettävissä on muutaman vuoden tilastot ($s-3$). Jos taas lasketaan lopullista korvausmenoä pitkähäntäiselle eli hitaasti selviävälle liikkeelle tarvitaan huomattavasti pitempi historia luotettavan arvion saamiseksi. Esimerkiksi lakisääteisen tapaturmavakuutuksen eläkevastuita tarkasteltaessa olisi toivottavaa, että käytettävissä olisi vähintäänkin 10 vuoden aineisto. Vuoden s lopussa oletetaan, että taulukon 1 mukainen kolmioksi muokattu informaatio on käytettävissä. Kolmiossa P_{ij} kuvaa vuonna j ($j=1, \dots, s$) sattumisvuoteen i ($i=1, \dots, s-i+1$) liittyvää informaatiota. P_{ij} voi olla esim. vuonna j sattumisvuodesta i maksetut korvaukset tai

sattumisvuoden i korvauskulu vuonna j . Korvauskulu sisältää maksettujen korvausten lisäksi tunnettujen vahinkojen korvausvastuun muutoksen. Kun arvioidaan esimerkiksi lakisääteisen tapaturmavakuutuksen sairaanhoitokulujen ja päivärahojen korvausvastuuta, käytetään selviämiskolmiota, joka koostuu maksetuista korvauksista, koska näille kuluille ei tehdä vahinkokohtaisia varauksia. Sen sijaan kun arvioidaan eläkkeitten lopullista korvausmenoa, käytetään korvauskuluista koostettuja selviämiskolmioita. Nämä sisältävät maksettujen korvausten lisäksi myös tunnettujen eläketapausten varausten muutoksen. Alkiot P_{ij} muodostavat selviämiskolmion, kun $i=1, \dots, s$ ja $j=1, \dots, s-i+1$:

Taulukko 1: Ei-kumulatiivinen selviämiskolmio (run off -kolmio)

		Selviämisvuosi									
Satt.v	1	2	.	.	.	j	.	.	.	$s-1$	s
1	P_{11}	P_{12}	.	.	.	P_{1j}	.	.	.	$P_{1,s-1}$	P_{1s}
2	P_{21}	P_{22}	.	.	.	P_{2j}	.	.	.	$P_{2,s-1}$	
.		
.		
.		
i	P_{i1}	P_{i2}	.	.	.	P_{ij}					
.						
.						
.						
$s-1$	$P_{s-1,1}$	$P_{s-1,2}$.								
s	P_{s1}										

Chain Ladder -menetelmä käyttää kumulatiivisia selviämiskolmioita, jolloin $C_{ij} = \sum_{h=1}^j P_{ih}$,

$i=1, \dots, s$ ja $j=1, \dots, s-i+1$. Tällöin C_{ij} kuvaa sattumisvuodesta i vuoteen j mennessä toteutunutta korvauskulua, jos P_{ij} on sattumisvuodesta i toteutunut korvauskulu vuonna j . Vastaavasti jos P_{ij} on vuonna j sattumisvuodesta i maksetut korvaukset, antaa C_{ij} sattumisvuodesta i vuoteen j mennessä maksetut korvaukset.

Taulukko 2: Kumulatiivinen selviämiskolmio (run off -kolmio)

		Selviämisvuosi									
Satt.v	1	2	.	.	.	j	.	.	.	s-1	s
1	$C_{1,1}$	$C_{1,2}$.	.	.	$C_{1,j}$.	.	.	$C_{1,s-1}$	$C_{1,s}$
2	$C_{2,1}$	$C_{2,2}$.	.	.	$C_{2,j}$.	.	.	$C_{2,s-1}$	
.		
.		
i	$C_{i,1}$	$C_{i,2}$.	.	.	$C_{i,j}$					
.						
.						
s-1	$C_{s-1,2}$	$C_{s-1,2}$.								
s	$C_{s,1}$										

Menetelmän ”ideana” on täydentää alakolmiosta puuttuvat solut, jolloin tulevaisuudessa toteutuva korvauskulu saadaan ratkaistuksi. Tätä varten lasketaan selviämiskertoimet (development factors)

$$D_{ij} = \frac{C_{ij}}{C_{i,j-1}} \quad i=1,\dots,s \text{ ja } j=2,\dots,s-i+1.$$

Menetelmä perustuu olettamukseen että kaikilla sattumisvuosilla on samat selviämiskertoimet eli kunkin sattumisvuoden vahingot selviävät keskimäärin samassa tahdissa eli kaikille sattumisvuosille $i=1,2,\dots,s$

$$D_{ij} = D_j + \varepsilon_{ij},$$

missä ε_{ij} on satunnaiskomponentti.

Tähän olettamukseen perustaen voidaan selviämiskerroin D_j estimoida painotettuna keskiarvona

$$\hat{D}_j = \frac{\sum_{i=1}^{s-j+1} C_{ij}}{\sum_{i=1}^{s-j+1} C_{i,j-1}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{s-j+1} C_{i,j-1} \cdot D_{ij}}{\sum_{i=1}^{s-j+1} C_{i,j-1}}$$

Toteutuneita selviämiskertoimia painotetaan siis realisoituneilla korvausmäärillä C_{ij-l} . Menetelmästä saadaan erilaisia variaatioita laskemalla \hat{D}_j eri painotuksilla esimerkiksi painottamalla tuoreita sattumisvuosia voimakkaammin, jos on syytä olettaa että vanhat sattumisvuodet kertyvät eri tahdissa kuin tuoreet. Tässä yhteydessä käytetään yllä esitettyä painotusta. Kohdassa 5.1 on tosin lyhyesti tarkasteltu menetelmän herkkyyttä kolmelle erilaiselle painotukselle.

Alakolmion soluja C_{ij} , kun $i=2, \dots, s$ ja $j=s-i+2, \dots, s$ eli arviota tulevaisuuden korvauskulun kertymisestä estimoidaan näin ollen

$$\hat{C}_{ij} = C_{i,s-i+1} \cdot \prod_{k=s-i+2}^j \hat{D}_k$$

Menetelmä perustuu olettamukseen että eri sattumisvuodet voivat olla tasoltaan (\approx korvauskulultaan) erilaiset ja että yläkolmion diagonaalialkioihin $C_{i,s-i+1}$ sisältyy tieto sattumisvuoden i tasosta. Esimerkiksi jokin yksittäinen sattumisvuosi voi sääolosuhteitten takia olla tasoltaan erilainen. Jos jokin talvi on poikkeuksellisen vähäluminen, on oletettavissa että tapaturmavakuutuksen piiriin kuuluvat työmatkatapaturmakorvaukset jäävät alle keskimääräisen tason. Korvauskulu kertyy kuitenkin samaa tahtia kuin ns. normaalin vuoden korvauskulu.

Menetelmän ehdottomana heikkoutena voidaan heti todeta tuoreimpien sattumisvuosien lopullisen korvausmenon arviointi. Tuoreimman vuoden lopullinen korvauskuluhan perustuu yhden vuoden toteumaan eli korvaushistoriaan kyseiseltä sattumisvuodelta eli korvauskolmion alkioon $C_{s,l}$. Jos tuohon vuoteen on sattunut esimerkiksi poikkeuksellisen suuri vahinko, johtaa menetelmä liian suureen korvauskuluestimaattiin. Jos vastaavasti vaikka korvausjärjestelmien uusiminen on viivästyttänyt korvausten kirjaamisrytmiä, antaa menetelmä todennäköisesti liian pienen korvausvastuuarvion.

Esimerkki Chain Ladder -menetelmän soveltamisesta:

Maksetut korvaukset

	Selviämisvuosi			
Sattumis- vuosi	0	1	2	3
2000	11 073	6 427	1 839	766
2001	14 799	9 357	2 344	
2002	15 636	10 523		
2003	16 913			

Maksetut korvaukset kumulatiivisesti

	Selviämisvuosi			
Sattumis- vuosi	0	1	2	3
2000	11 073	17 500	19 339	20 105
2001	14 799	24 156	26 500	
2002	15 636	26 159		
2003	16 913			

Chain Ladder - selviämiskertoimet

0->1	1->2	2->3
1,633781	1,100418	1,039609

$1,633781 = (17\,500 + 24\,156 + 26\,159) / (11\,073 + 14\,799 + 15\,636)$, jne.

Selvityskertoimia käyttäen alakolmio voidaan täydentää menetelmän mukaisesti:

Maksetut korvaukset kumulatiivisesti

	Selviämisvuosi				Lopullinen korvaus- meno	Korvaus- vastuu
Sattumis- vuosi	0	1	2	3		
2000	11 073	17 500	19 339	20 105	20 105	0
2001	14 799	24 156	26 500	27 550	27 550	1 050
2002	15 636	26 159	28 786	29 926	29 926	3 767
2003	16 913	27 632	30 407	31 611	31 611	14 698
						19 515

HUOM: Esimerkissä oletettu että korvaukset kertyvät loppuun neljän vuoden aikana eikä kehitystä tapahdu enää sen jälkeen.

Menetelmän kuvaus ja esimerkki on kopioitu Claims Reserving Manuaalista (The Institute of Actuaries 1989. Claims Reserving Manual, Volume II s. 5-3)

3.3 Craigheadin menetelmä

Kuten Chain Ladder -menetelmässäkin maksetut korvaukset järjestetään selviämiskolmioksi sattumisvuosittain ja selviämivuosittain. Aikayksikön ei välttämättä tarvitse olla vuosi. Jos aineistosta on saatavissa historiatiedot kvartaaleittain tai kuukausittain, kannattaa käyttää näin ryhmiteltyä aineistoa. Kolmio tehdään kumulatiiviseksi. Korvausten sijasta laskenta voidaan tehdä tunnetuille vahingoille (=korvaukset + tunnettu korvausvastuu) tai korvaussuhteen (=korvaukset suhteessa sattumisvuoden maksutuloon¹) tai vahinkosuhteen (=korvauskulu suhteessa maksutuloon) kertymälle. Lopullisen korvauskulun laskenta suoritetaan erikseen kullekin sattumisvuodelle. Kolmion ei tarvitse olla täydellinen eli kolmiosta voi puuttua tietoja. Kunkin sattumisvuoden kumulatiiviseen aineistoon sovitetaan erikseen negatiivinen eksponenttifunktio:

$$y(t) = A \cdot (1 - e^{-(t/b)^c}), \quad A > 0, b > 0 \text{ ja } c > 0.$$

t on aika esim. vuosina, kvartaaleina, kuukausina, $t = 1, 2, 3, \dots$

y(t) on kumulatiiviset korvaukset tai toteutunut korvauskulu hetkellä t

Parametreilla A, b ja c on seuraavanlainen merkitys:

A: t:n kasvaessa y(t) lähestyy arvoa A eli A on lopullisen korvausmenon, korvaussuhteen tai vahinkosuhteen estimaatti aineistosta riippuen.

b: b kuvaa tunnetun korvauskulun kertymisnopeutta eli hännän pituutta. Pisteessä $t=b$ $y(t) = A \cdot (1 - e^{-1}) \approx 0.63 \cdot A$. Siis hetkellä b korvauksista on kertynyt noin 63 %. Katso Kuvio 2.

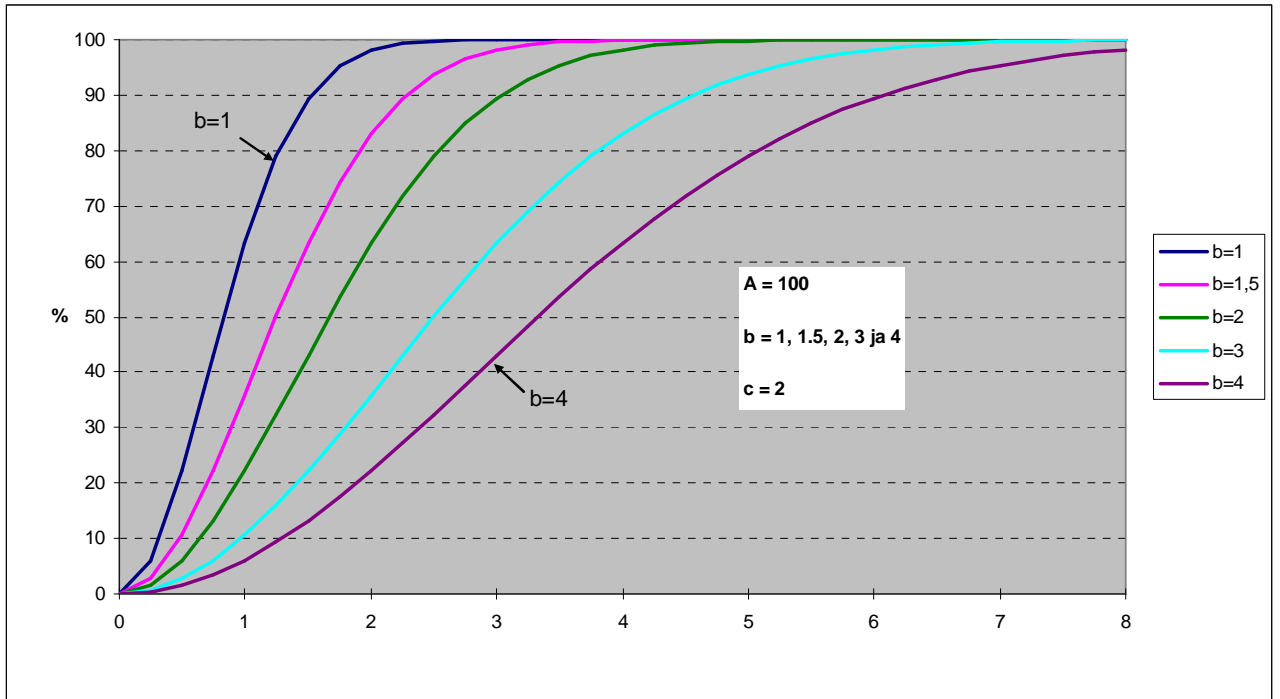
c: c kuvaa esim. korvauskulun tai vahinkosuhteen kertymäkäyrän muotoa. Katso kuvio 3.

Edellä määriteltyä käyrää kutsutaan ”Craigheadin käyräksi”, koska David Craighead keksi, että tämä Weibullin jakautumafunktio hyvinkin kuvaa korvausten kertymistä tai vahinkojen selviämistä sopivin parametrivalinnoin (ks. Craighead David, 1989). Menetelmää sovellettaessa käyräparvesta pyritään löytämään kunkin sattumisvuoden osalta erikseen jo toteutuneeseen eli tunnettuun korvauskertymään mahdollisimman hyvin ”istuva” käyrä.

¹ **Vakuutusmaksutulo**

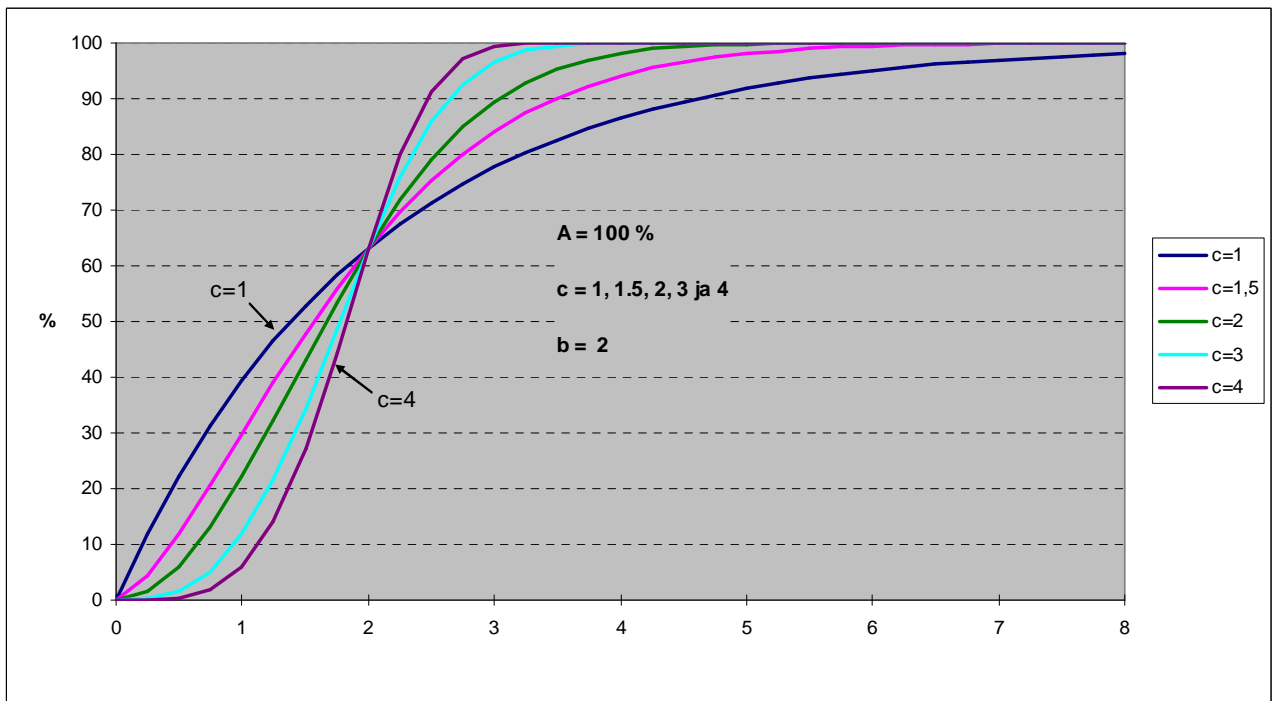
Tilikauden aikana alkaneista vakuutuksista saatujen tai kauden lopussa saamisiksi kirjattujen vakuutusmaksujen summa. Vakuutusmaksutulo ei ole jaksotettu erä kuten vakuutusmaksutuotot. Lähde: Sammon vuosikertomus 2004.

Parametrien valinnassa apuna käytetään pienimmän neliösumman menetelmää. Seuraavissa kuvioissa tarkastellaan miten parametrit b ja c vaikuttavat Craigheadin käyrän muotoon. Kuviossa 2 on tarkasteltu parametrin b vaikutusta.



Kuvio 2: Kertymänopeuden (b) vaikutus vahingon kertymäkäyrään, kun käyrän muoto on kiinnitetty ($c=2$)

Kuviossa 3 näkyy parametrin c vaikutus käyrän muotoon.



Kuvio 3: Muotoparametrin (c) vaikutus vahingon kertymäkäyrään, kun kertymänopeus on kiinnitetty ($b=2$)

Sovitus tehdään pienimmän neliösumman menetelmällä minimoimalla lauseke D parametrien A, b ja c suhteen:

$$D = \sum w(t) \cdot (y(t) - y_{\text{obs}}(t))^2$$

missä $y_{\text{obs}}(t)$ = havaittu korvausten kertymä hetkellä t
 $w(t)$ = paino, joka annetaan hetken t korvauskertymälle
 $y(t)$ = sovitettava Craigheadin käyrä.

Koska parametreja on useita, tarvitaan käyrän sovittamiseksi useita havaintoja toteutuneesta korvaushistoriasta.

Painot $w(t)$ voidaan valita mielivaltaisesti, mutta tyypillisiä painoja ovat:

- $w(t) \equiv 1$ eli kaikki havainnot yhtä painavia
- $w(t) = t$, jolloin tuoreimmat havainnot painavat enemmän kuin vanha historia
- $w(t)$: Tuoreimman havainnon paino on 1, sitä edeltävän havainnon paino on 0.9, sitä edeltävän paino on 0.9^2 , jne.

Omien kokemusten perusteella valinta $w(t) = t^3$ on usein osoittautunut käyttökelpoiseksi. Tämähän painottaa tuoreita havaintoja hyvin voimakkaasti jättäen alkupään havainnot vähemmälle huomiolle. Kaikkein tuoreinta havaintoa saattaa olla syytä painottaa vielä tätäkin voimakkaammin, jotta korvausvastuuksi saataisiin ei-negatiivinen luku. Jos tuorein havainto tekee poikkeuksellisen hyppäyksen ylöspäin edeltävään korvaushistoriaan verrattuna, ja sen paino ei ole riittävän suuri, saattaa nimittäin käydä niin että menetelmän antama lopullinen korvausmenoarvio jää pienemmäksi kuin toteutunut korvauskumulaatio ja korvausvastuuarvio olisi näin ollen negatiivinen. Tuoreimpaan havaintoon on kuitenkin kumuloituna tarkasteltavasta sattumisvuodesta kaikki kyseiseen sattumisvuoteen liittyvä tietämys, joten sitä on siinäkin mielessä syytä painottaa tuntuvasti.

Aina ei ole välttämätöntä tehdä sovituksia joka sattumisvuodelle erikseen. Tuoreille sattumisvuosille sovituksen tekeminen on joka tapauksessa hankalaa, koska historiaa ei vielä ole ehtinyt kertyä tarpeeksi. Kuitenkin juuri nämä tuoreet sattumisvuodet ovat korvausvastuumielessä kaikkein tärkeimmät, koska ne ovat kaikkein kehittymättöimpiä ja niistä on odotettavissa kaikkein suurin korvausmeno. Jos varauslaskennan kohteena oleva vakuutusliike tai -laji on jatkunut samanlaisena vuodesta toiseen, saattaa olla perusteltua

käyttää tuoreille sattumisvuosille samoja b- ja c-parametreja kuin vanhemmille ja kehittyneemmille sattumisvuosille. Vastaavasti tietyn tyyppiselle vakuutusliikkeelle saattaa olla ominaista tietynsuuruiset b- ja c- parametrit. Lisäksi, jos b- ja c-parametrit on kiinnitetty, voidaan A-parametri ratkaista algebrallisesti:

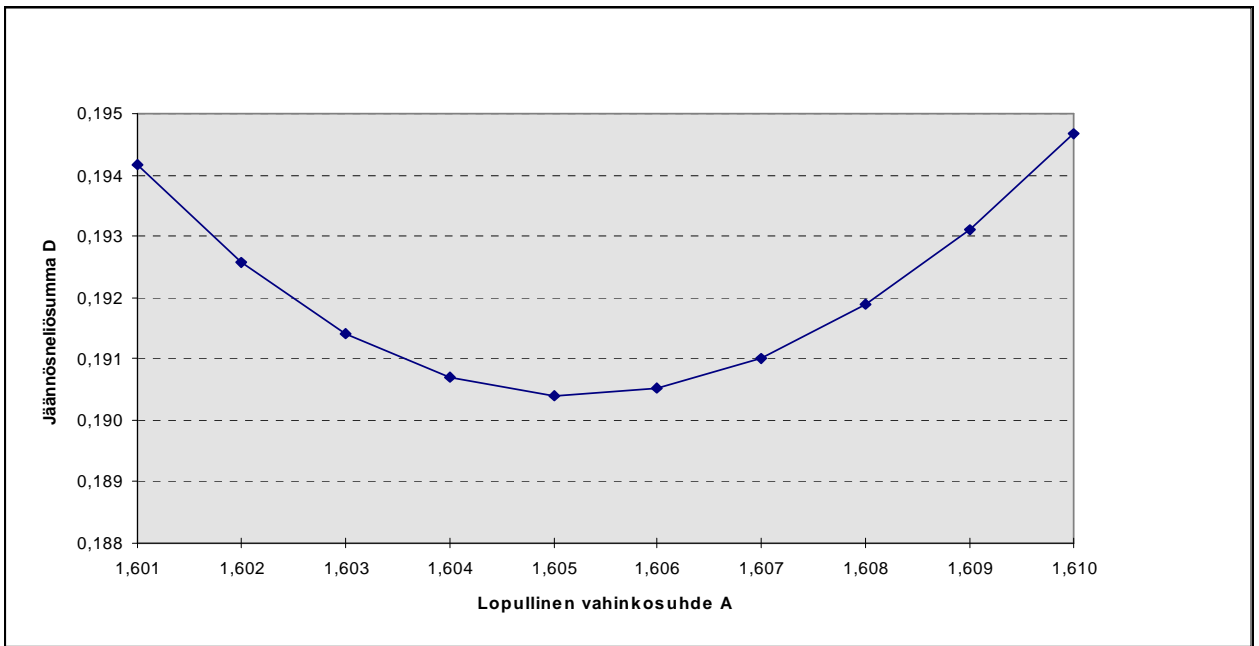
$$A = \frac{\sum w(t) \cdot (1 - e^{-(t/b)^c}) \cdot y_{obs}(t)}{\sum w(t) \cdot (1 - e^{-(t/b)^c})^2}$$

Jos b- ja/tai c-parametreja ei ole kiinnitetty, pitää parametrit A, b ja c etsiä eli minimointi suorittaa numeerisesti arvioimalla.

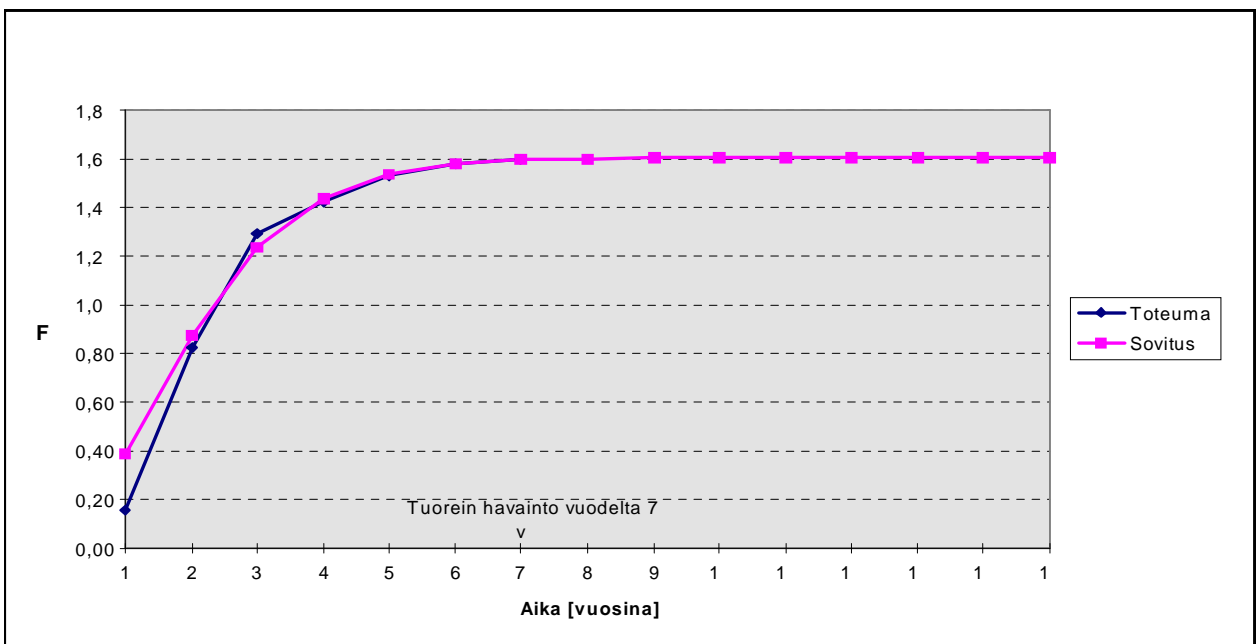
Sovituksen onnistumista voidaan arvioida piirtämällä havaintopisteet $y_{obs}(t)$ ja sovitettu käyrä samaan kuvioon. Sovituksen onnistumista saattaa kuitenkin joskus olla hieman vaikea arvioida vain yksien parametrien A, b ja c perusteella. P. N. Matthews onkin esittänyt mielenkiintoisen esittämistavan Craigheadin menetelmälle. Varioidaan lopullista korvausmenoa A ja etsitään kullekin A:n arvolle pienimmän neliösumman mielessä parhaat mahdolliset estimaatit parametreille b ja c. Piirretään kuvio, jossa x-akselilla on tarkastellut A:n arvot ja y-akselilla vastaavat D:n arvot, missä D on jäännösneliösumma:

$$D = \sum w(t) \cdot (y(t) - y_{obs}(t))^2 .$$

Tällöin ratkaisu löydetään valitsemalla se A:n arvo, jolla jäännösneliösumma eli D-lauseke saavuttaa minimiarvonsa. Kuvioissa 4-6 olevat esimerkit liittyvät ulkomaiseen jälleenvakuutukseen ja lopullisen korvauskulun sijasta on pyritty arvioimaan lopullista vahinkosuhdetta eli korvauskulua suhteessa maksutuottoon.

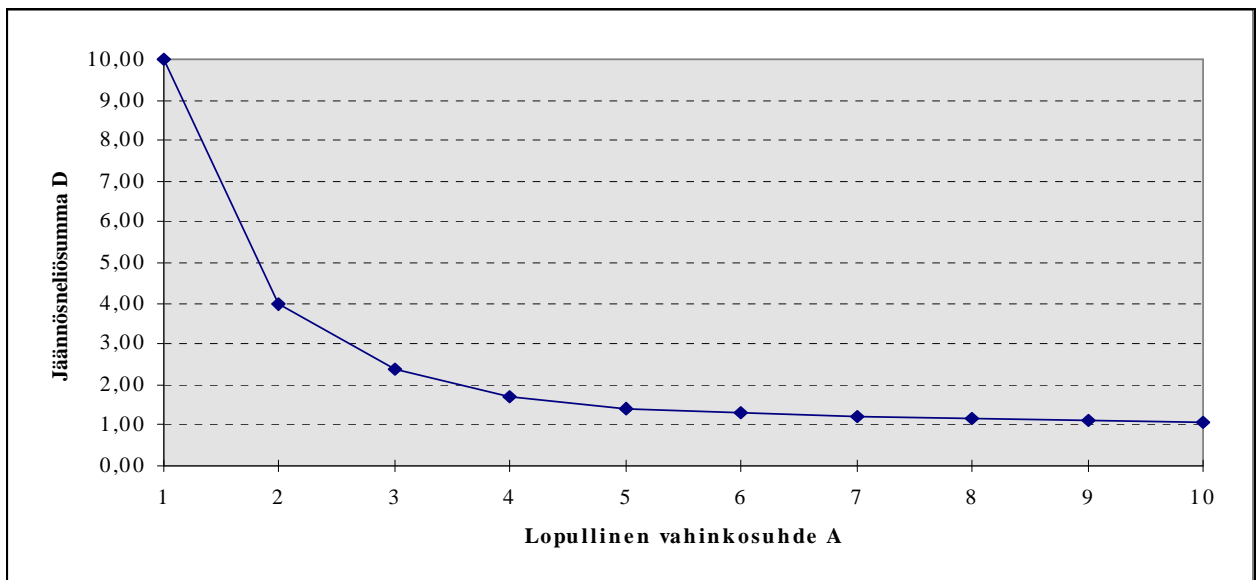


Kuvio 4: Matthews'in esitystapa: Lopulliseksi vahinkosuhteeksi A valitaan 1,605



Kuvio 5: Toteuma ja Craigheadin sovitus, kun $A=1,605$

Kuviosta 4 nähdään helposti, että paras estimaatti lopulliselle vahinkosuhteelle A on 1,605. Tässä pisteessä jäännösneliösumma D saavuttaa minimiarvonsa. Tämä on siis paras mahdollinen sovitus. Havaintokäyrä ja sovitus näkyvät kuviossa 5. Toisinaan käy niin, että jäännösneliösummalle ei löydy yksikäsitteistä minimikohtaa, vaan kuvion 4 mukainen käyrä on paremminkin L:n muotoinen (ks. kuvio 6).



Kuvio 6: L:n muotoinen jäännösneliösummakäyrä

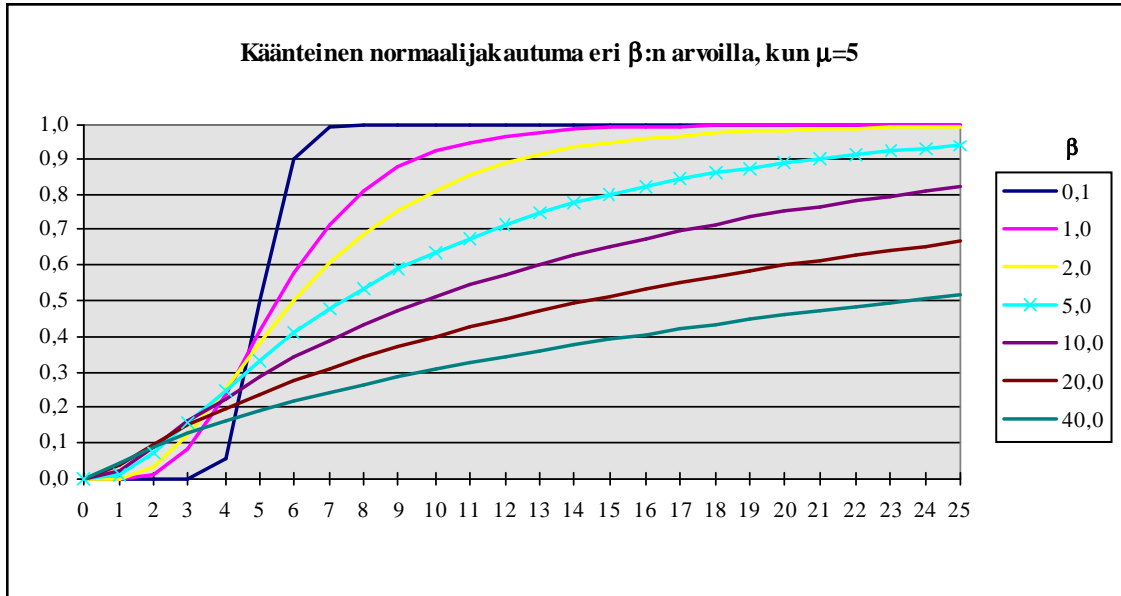
Silloin kannatta valita minimikohdaksi se A:n arvo, jossa kuvion 6 käyrän kulmakerroin alkaa lähestyä nollaa. Kuvion 6 mukaisessa esimerkissä valinta voisi olla esimerkiksi A:n arvo 4. Kun käyrä on L:n muotoinen, saadaan joukko kohtalaisen hyviä A:n arvoja, sen sijaan että saataisiin yksikäsitteinen minimipiste. Näin käy useasti silloin kun tarkasteltava vuosi ei vielä ole tarpeeksi kehittynyt vaan korvauskertymä tai vahinkosuhte on jatkuvasti selvässä kasvussa. Tuoreille sattumisvuosille tilanne on usein tämän kaltainen. Kun vahinkohistoriaa on tarpeeksi ja kertymäkäyrässä on havaittavissa tasaantumista, on jäännösneliösumma U:n muotoinen ja siltä löytyy yksikäsitteinen minimikohta. Menetelmä antaa siis käyttäjälle hyvän intuitiivisen kuvan mahdollisesta A:n minimikohdasta. U:n muodosta voidaan päätellä miten yksiselitteinen minimikohta A:n suhteen on. Jos jäännösneliösummakäyrä muistuttaa V-kirjainta, on minimikohta ilmeinen. Tosin jäännösneliösummakäyrän muotoon vaikuttaa paljon myös x-akselin asteikko.

Craigheadin käyrän (Weibullin jakautuman) sijasta voidaan menetelmässä käyttää muitakin jakautuma-funktioita. Käytännössä Craigheadin käyrää käyttökelpoisemmaksi useassa tapauksessa, kun kyseessä on pitkähäntäinen liike, on osoittautunut käänteinen normaalijakautumafunktio (ks. Johnson, N.L, Kotz, S. ja N. Balakrishnan 1994, 259 - 297). Se tasaantuu Craigheadin käyrää hitaammin. Käänteisen normaalijakautuman kertymäfunktio $F(t)$ on muotoa:

$$F(t) = \Phi\left(\frac{t - \mu}{\sqrt{\beta \cdot t}}\right) - \exp\left(\frac{2 \cdot \mu}{\beta}\right) \cdot \Phi\left(-\frac{t + \mu}{\sqrt{\beta \cdot t}}\right), \quad t > 0, \mu > 0 \text{ ja } \beta > 0$$

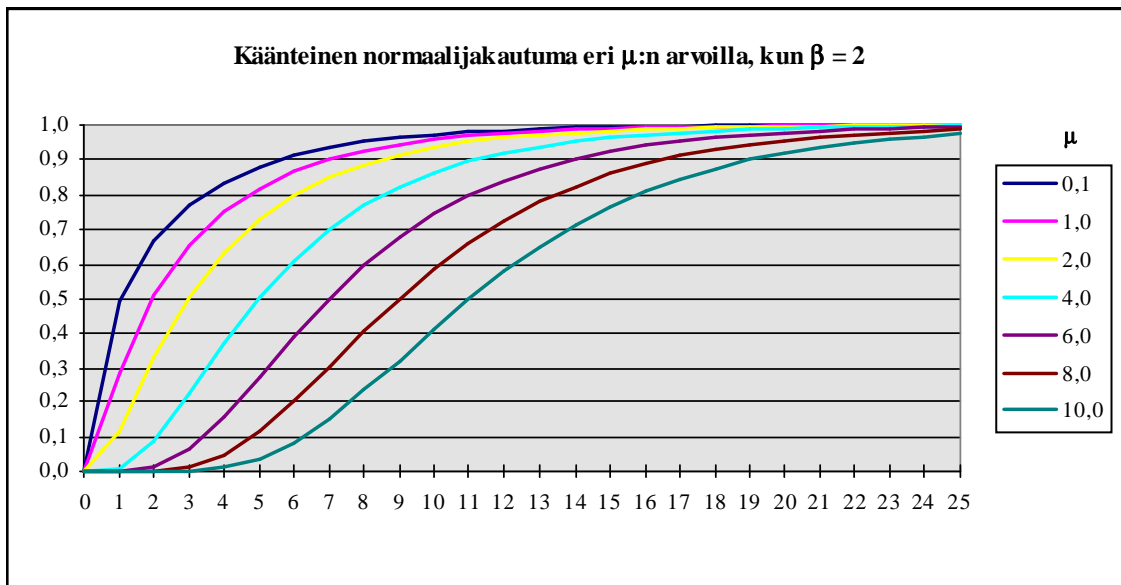
kun Φ on normaalijakautuman kertymäfunktio.

Kuviossa 7 on varioitu parametria β parametrin μ ollessa vakio ($=5$).



Kuvio 7: Käänteisen normaalijakautuman riippuvuus parametrasta β

Vastaavasti kuviossa 8 on varioitu μ -parametria β :n ollessa vakio ($=2$).



Kuvio 8: Käänteisen normaalijakautuman riippuvuus parametrasta μ

Tässä tutkielmassa sovelletaan käänteistä normaalijakautumafunktiota Craigheadin jakautumafunktion sijasta. Perustuen omiin kokemuksiin ulkomaisen jälleenvakuutuksen korvausvastuitten arvioinnissa käänteinen normaalijakautuma on osoittautunut Craigheadin

käyrrää käyttökelpoisemmaksi vaihtoehdoksi. Ulkomainen jälleenvakuutus on lakisääteisen tapaturmavakuutuksen tavoin hitaasti selviävää vakuutusliikettä.

3.4 Erottelumenetelmä

Erottelumenetelmä perustuu Chain Ladder -menetelmän tavoin selviämiskolmion käyttöön. Menetelmää on kuvattu useissa lähteissä (ks. The Institute of Actuaries 1989, Claims Reserving Manual, Volume I, s. J4, Ackman R.C., Green P.A.G., Young A.G., 1983, s.18 ja s. 50 ja Taylor G.C., 1986, s.60). Algoritmi on kopioitu lähteestä The Institute of Actuaries 1989, Claims Reserving Manual, Volume I, s. J4. Menetelmän kehitti alun perin Verbeek 1972 ilmoitettujen vahinkojen lukumäärien arvioimiseksi jälleenvakuutuksessa. Myöhemmin australialainen Taylor kehitti menetelmää sovellettavaksi keskimääräisen vahingon koon arvioimiseksi. Tässä yhteydessä tarkastellaan tätä jälkimmäistä menetelmää.

Erottelumenetelmän perusajatuksena on erotella vahingon selviämiskolmiosta kaksi tekijää:

- a) Vahingon sattumisvuosittainen selviäminen (sarakeittain kuten Chain Ladder -menetelmässä)
- b) Inflaatiokehitys tilivuositain (eli selviämiskolmiossa diagonaaleittain) turvautumatta ulkopuoliseen arvioon toteutuneesta inflaation. Inflaatiolla on tässä yhteydessä laajempi merkitys kuin pelkkä hintatason muutos.

Menetelmän perusolettamuksena on, että nämä kaksi tekijää ovat toisistaan riippumattomat. Oletamus ei yleensä pidä täysin paikkansa, mutta käytännössä usein riittävällä tarkkuudella. Oletuksen paikkansapitävyyttä voidaan testata (ks. Claims Reserving Manual 1989 s. J4.1).

Menetelmä vaatii lähtötietoina vahinkojen selviämiskolmion lisäksi sattumisvuosikohtaisen tiedon, joka kuvastaa sattumisvuoteen kohdistuvan riskin määrää. Tällaisena mittarina voidaan käyttää esimerkiksi vahinkojen lukumäärää, jos se on saatavilla. Jakamalla selviämiskolmion rivit tällä riskin mittarilla, saadaan sattumisvuodet keskenään vertailukelpoisiksi. Jos jakajana on vahinkojen lukumäärä, syntyy kolmio jossa rivit kuvaavat eri sattumisvuosien keskivahingon kertymistä. Toteutuneesta inflaatiosta ei tarvita "ulkopuolista" tietoa, vaan menetelmän perusajatuksena on tuottaa selviämiskolmiosta vahinkotilastoon sisältyvä vuosittainen inflaatio. Menetelmä tuottaa vahinkojen selviämismallin ja estimaatit vahinkojen sisältämälle inflaatiokehitykselle. Toteutuneen

inflaatiokehityksen perusteella voidaan arvioida tuleva inflaatiokehitys. Tämä yhdistettynä vahinkojen selviämiskautumaan tuottaa tulevan vahinkokehityksen inflaatioineen tarkasteltavien vahingon sattumisvuosien osalta.

Menetelmä perustuu malliin

$$P_{ij} = n_i \cdot r_j \cdot \lambda_{i+j} + e_{ij},$$

missä n_i on sattumisvuoden i vahinkojen lukumäärä, r_j on se osuus vahinkomenosta joka selviää j :ntenä selviämiskuorona ja oletetaan yhteiseksi kaikille sattumisvuosille ja λ_{i+j} on indeksiluku suoritusvuoden $i+j$ vahingoille. Tekijään λ vaikuttaa kolmion diagonaalien eli suoritusvuosittaisen vahinkomenon nousun (harvemmin laskun) lisäksi myös vahinkomenon satunnaisheilautelu. Tästä syystä menetelmän tuottama "inflaatio" poikkeaa yleensä ulkopuolisesta lähteestä poimitusta inflaatiototeumasta. Termi e_{ij} on satunnaiskomponentti.

Menetelmän tarvitsemat lähtötiedot ovat vahinkomenon ei-kumulatiivinen selviämiskolmio P_{ij} ja sattumisvuoden i vahinkojen lukumäärä n_i , joka usein on toteuma selviämiskuoran 0 eli sattumisvuoden lopussa. Vanhojen sattumisvuosien osalta vahinkojen lukumäärästä on yleensä enemmänkin tietoa. Käytettävissä voi olla vahinkokappaleitten selviämiskolmio koostuen alkioista n_{ij} , mutta menetelmän kannalta on olennaista että kaikkien sattumisvuosien osalta käytetään nimenomaan yhtä pitkää kehityshistoriaa eli normaalisti ensimmäistä selviämiskuorta n_{i0} eli n_i . Näistä lähtötiedoista lasketaan normalisoitu selviämiskolmio s_{ij} . Jos n_i on sattumisvuoden i vahinkojen lukumäärä, on s_{ij} keskimääräinen sattumisvuoden i vahinkomeno suoritusvuonna j :

$$s_{ij} = \frac{P_{ij}}{n_i}, \quad i=0, \dots, t \text{ ja } j=0, \dots, t$$

Menetelmä olettaa että koko vahinkomeno on tiedossa selviämiskuoran t loppuun mennessä. Menetelmän perusolettamus on että satunnaisuuttajat s_{ij} ovat realisaatioita riippumattomista muuttujista, joilla on odotusarvo

$$E(s_{ij}) = r_j \cdot \lambda_{i+j},$$

missä r_j on se osuus vahinkomenosta joka selviää j :ntenä selviämismuotena (sattumisvuodesta i riippumatta). Koska oletettiin, että kaikki vahingot on ilmoitettu vuoden t loppuun mennessä, niin

$$\sum_{j=0}^t r_j = 1.$$

Suure λ on inflaatioindeksi, joka riippuu ainoastaan vuodesta $i+j$ (selviämiskolmion diagonaali).

Menetelmän tarkoituksena on estimoida suureet r ja λ . Estimaattien avulla voidaan tuottaa selviämiskolmio, joka on puhdistettu satunnaisvaihtelusta. Suure λ kuvaa inflaation suuruutta. Tämä inflaatio voi olla erisuuruista kuin rahan arvon muuttuminen, sillä siihen voi sisältyä myös niin sanottua sosiaalista informaatiota, esimerkiksi vaikutuksia oikeuskäytännössä tapahtuvista muutoksista. Toteutunutta inflaatiokehitystä λ voidaan käyttää arvioitaessa inflaatiokehitystä tulevaisuudessa. Sen avulla selviämiskolmio voidaan täydentää suorakaiteeksi.

Menetelmä ei toimi, jos eri sattumisvuosilla on erilainen selviämiskautuma. Menetelmän toimivuus häiriintyy myös seuraavanlaisissa tapauksissa

1. Muutos vakuutusyhtiön vahinkokäsittelyssä, jolloin esim. tuoreitten sattumisvuosien vahingot selviävät nopeammin kuin vanhojen.
2. Muutos jälleenvakuutusuojassa, mikä aiheuttaa muutoksia vahingon koossa sattumisvuosittain.
3. Jos analysoitava vakuutuskanta sisältää erityyppisiä vakuutuksia, muutokset kannan rakenteessa saattavat aiheuttaa samantyyppisiä ongelmia kuin kohdassa 2.
4. Muutokset vahingon koossa sattumisvuosittain, johtuen esimerkiksi muutoksista lainsäädännössä.
- 5.

Volyymien vaihtelu sattumisvuosien välillä ei häiritse menetelmän toimintaa, koska sen vaikutus eliminoituu, kun vahinkomeno jaetaan vahinkojen lukumäärillä n_i .

Parametrit r_j ja λ_{i+j} ratkaistaan rekursiivisesti mallin mukaisesta selviämiskolmiosta seuraavalla tavalla.

Sattumisvuosi	Selviämisvuosi				
	0	1	2	...	t
0	$r_0 \cdot \lambda_0$	$r_1 \cdot \lambda_1$	$r_2 \cdot \lambda_2$...	$r_t \cdot \lambda_t$
1	$r_0 \cdot \lambda_1$	$r_1 \cdot \lambda_2$	$r_2 \cdot \lambda_3$		
2	$r_0 \cdot \lambda_2$	$r_1 \cdot \lambda_3$	$r_2 \cdot \lambda_4$		
⋮	⋮	⋮			
t	$r_0 \cdot \lambda_t$				

Menetelmä hyödyntää sitä ominaisuutta että sarakesummissa on yhteinen tekijä r_j ja diagonaalisummissa yhteinen tekijä λ_{i+j} . Kun summataan selviämiskolmion diagonaalin j normeerattu vahinkomeno, saadaan diagonaalisummat d_j :

$$d_j = \lambda_j \cdot \sum_{i=0}^j r_i, \quad j=0,1,\dots,t.$$

Selviämiskolmion sarakkeen j summa v_j saadaan kaavalla

$$v_j = r_j \cdot \sum_{k=j}^t \lambda_k, \quad j=0,1,\dots,t.$$

Seuraavalla rekursiivisella algoritmilla lasketaan estimaatit suureille r_j ja λ_j :

$$\hat{\lambda}_t = d_t$$

$$\hat{r}_t = v_t / \hat{\lambda}_t$$

$$\hat{\lambda}_{t-1} = d_{t-1} / (1 - \hat{r}_t)$$

$$\hat{r}_{t-1} = v_{t-1} / (\hat{\lambda}_t + \hat{\lambda}_{t-1})$$

M

$$\hat{\lambda}_0 = d_0 / (1 - \sum_{h=1}^t \hat{r}_h)$$

$$\hat{r}_0 = v_0 / (\sum_{h=0}^t \hat{\lambda}_h).$$

Tällöin korjatun eli teoreettisen selviämiskolmion alkiot saadaan laskemalla

$$\hat{s}_{ij} = \hat{r}_j \cdot \hat{\lambda}_{i+j}, \quad i=0,\dots,t, \quad j=0,\dots,t-i,$$

ja voidaan laskea estimoitu selviämiskolmio

Sattumisvuosi	Selviämisvuosi				
	0	1	2	...	t
0	$\hat{r}_0 \cdot \hat{\lambda}_0$	$\hat{r}_1 \cdot \hat{\lambda}_1$	$\hat{r}_2 \cdot \hat{\lambda}_2$...	$\hat{r}_t \cdot \hat{\lambda}_t$
1	$\hat{r}_0 \cdot \hat{\lambda}_1$	$\hat{r}_1 \cdot \hat{\lambda}_2$	$\hat{r}_2 \cdot \hat{\lambda}_3$		
2	$\hat{r}_0 \cdot \hat{\lambda}_2$	$\hat{r}_1 \cdot \hat{\lambda}_3$	$\hat{r}_2 \cdot \hat{\lambda}_4$		
t	$\hat{r}_0 \cdot \hat{\lambda}_t$				

Jotta selviämiskolmio voidaan täydentää suorakaiteeksi, tarvitaan ennuste tulevasta inflaatiosta. Inflaatiokehitystä voidaan ennustaa esimerkiksi tarkastelemalla suhdelukuja $\hat{\lambda}_{i+1} / \hat{\lambda}_i$ ja ottamalla huomioon mahdolliset inflaatio-odotukset.

Algoritmi:

- Laske selviämiskolmion diagonaalisummat d_j .
- Laske selviämiskolmion sarakesummat v_j .
- Laske edellä esitetyllä rekursiokaavalla estimaatit \hat{r}_j ja $\hat{\lambda}_j$.
- Laske estimoidun selviämiskolmion alkiot kaavalla $\hat{s}_{ij} = \hat{r}_j \cdot \hat{\lambda}_{i+j}$.
- Täydennä selviämiskolmio suorakaiteeksi tulevaisuuden inflaatiokehityksen avulla.
- Laske sattumisvuoden i estimoitu korvauskulu kertomalla saadun suorakaiteen alkiot \hat{s}_{ij} sattumisvuoden i vahinkojen lukumäärällä n_i .

Menetelmän toiminta ja algoritmi selviävät parhaiten esimerkin valossa. Ks. Liite 1.

Rekursiivinen ratkaisu onnistuu myös siinä tapauksessa että

$$\sum_{j=0}^t \hat{r}_j < 1$$

eli vahinkomeno ei selviäkään t vuodessa. Tällöin pitää turvautua arvioon siitä, paljonko vahinkomenosta toteutuu vuoden t jälkeen. Eli yhtälö

$$\sum_{j=0}^t \hat{r}_j = 1$$

korvataan yhtälöllä

$$\sum_{j=0}^t \hat{r}_j = \rho,$$

missä ρ oletetaan tunnetuksi, esim. $\rho=0,8$ eli mikä tarkoittaa että vuoden t loppuun mennessä vahinkomenosta oletetaan selvinneeksi vasta 80 %. Loput 20 % kertyy vuoden t jälkeen.

4. Aineisto

Laskelmissa käytetty aineisto on saatu Tapaturmavakuutuslaitosten Liitosta (lyhyesti TVL). Lakisääteistä tapaturmavakuutusta Suomessa harjoittavilla yhtiöillä on lainmukainen velvollisuus toimittaa TVL:ön tiedot vakuutuskannastaan ja vahingoistaan annettujen ohjeiden mukaisesti. Tästä syystä määrämutoista dataa on saatavilla laajasta suhteellisen hyvin. Nyt käsiteltävään aineistoon on kerätty kaikki Suomessa lakisääteistä tapaturmavakuutusta harjoittavien yhtiöitten tiedot lukuun ottamatta Valtionkonttoria ja TVL:a. Valtioon työ- tai virkasuhteessa olevien henkilöiden tapaturmakorvaukset maksaa Valtionkonttori. TVL hallinnoi työntekijät, joille ei ole vakuuttamisvelvollisuutta tai joiden osalta vakuuttamisvelvollisuus on laiminlyöty. Tiedot on summattu yli yhtiöitten. Vahinkotiedot on järjestetty selviämiskolmioiksi. Aineisto kattaa sattumisvuodet 1992 - 2003. Tuorein mukana oleva suoritusvuosi on 2004. Sattumisvuosi 2004 ei sisälly toimitettuun aineistoon, joten kolmiot eivät ole "täydellisiä". Koska erottelumenetelmä olettaa, että kolmio on täydellinen, kolmioihin on arvioitu sattumisvuoden 2004 ainoa havainto eli suoritusvuoden 2004 arvo tätä menetelmää sovellettaessa. Muut tässä työssä esitellyt menetelmät eivät vaadi täydellistä kolmiota. Vastaavasti ne eivät myöskään anna arviota korvausvastuusta tai lopullisesta korvausmenosta tälle tuoreimmalle sattumisvuodelle (tässä tapauksessa 2004).

Aineisto on jaettu seuraavasti luokkiin

1. Työajan tapaturmat
2. Ammattitaudit ja ammattitautiepäilyt
3. Erillisjärjestelyn piiriin kuuluvat vahingot
4. Vapaa-ajan tapaturmat

Edellä mainittu erillisjärjestelyn piiriin kuuluvat vahingot ovat sellaisia vahinkoja, joiden ilmetessä henkilö ei enää ilmenemishetkellä tee sellaista työtä, jossa olisi voinut altistua kyseisen ammattitaudin aiheuttajalle. Erillisjärjestelyn piiriin kuuluvista vahingoista tunnetuimpia ovat eriaisteiset asbestipölylle altistumiset. Altistuminen on usein sattunut 1960-1970 -luvulla ja oireet altistumisesta ilmenevät vasta vuosia, jopa vuosikymmeniä

altistumisajanhetken jälkeen. Asbestisairauksien ilmenemisviive on erittäin pitkä, keskimäärin 30 vuotta vaihdellen kymmenestä 40 vuoteen. Muita erillisjärjestelyn piiriin kuuluvia ammattitauteja ovat homeen, melun ja erilaisten kemikaalien aiheuttamat ammattitaudit. Näitten merkitys on asbestisairauksiin verrattuna kuitenkin varsin pieni ja niiden ilmenemisaika lyhyempi. Näissä pitkän latenssijajan vahingoissa vahingon sattumisvuodeksi määritellään taudin ilmenemisvuosi. Vahinko on sattunut eli altistus tapahtunut yleensä pitkän ajanjakson kuluessa eli yksittäistä vahingon sattumisvuotta ei pystyttäisi määrittelemäänkään. Erillisjärjestelyn piiriin kuuluva vahinko kohdistetaan sen työnantajan vakuutukseen, jonka palveluksessa työntekijä viimeksi on voinut altistua kyseiselle ammattitaudille. Erillisjärjestelyn piiriin kuuluvia vahinkoja voidaan analysoida selviämiskolmioita hyödyntävillä tekniikoilla vain siltä osin kuin ammattitauti on jo ilmennyt. Siis asbestisairauksien lopullista korvauskuluarviota ei pystytä näillä menetelmillä arvioimaan. Suurelta osin näitten vielä ilmenemättömien asbestialtistumisten sattumisvuosi (=ilmenemisvuosi) on pääosin tulevaisuudessa. Jo ilmenneiden erillisjärjestelyvahinkojen lopullinen korvausvastuu on kuitenkin arvioitu analysoitavia menetelmiä käyttäen. Tosin tämän aineiston lopputuloksella ei ole suurta mielenkiintoa, koska ongelma erillisjärjestelyvahinkojen varaamisessa on altistumistapauksissa, jotka eivät vielä ole tiedossa.

Jako edellä lueteltuihin neljään luokkaan johtuu siitä, että on oletettavissa, että vahingot selviävät eli tulevat vakuutusyhtiöitten tietoon kyseisissä luokissa eri nopeuksilla. Jokaisessa näistä luokista aineisto on edelleen jaettu kahteen osaan: ohimeneviin ja pysyviin korvauksiin samasta syystä. Ohimenevien korvausten aineisto koostuu pelkästään maksetuista korvauksista. Tämä johtuu siitä että ohimenevistä korvauksista ei tehdä vahinkokohtaisia varauksia. Pysyvän korvauksen selviämiskolmiot on saatu yhdistämällä pysyvistä vahingoista maksetut korvaukset, vahvistetut pääomat ja tunnetut arviovaraukset. Eläkkeet on laskettu käyttäen vuonna 2004 lakisääteisessä tapaturmavakuutuksessa ja liikennevakuutuksessa käyttöönotettua kohorttikuolevuusmallia ja 3,5 %:n diskonttauskorkoa. Aineisto on näin ollen luokiteltu kahdeksaksi selviämiskolmioksi, jotka laskennassa on nimetty seuraavasti

- 1 O Työajan tapaturmien ohimenevät korvaukset
- 1 P Työajan tapaturmien pysyvät korvaukset
- 2 O Ammattitautien ja ammattitautiepäilyjen ohimenevät korvaukset
- 2 P Ammattitautien ja ammattitautiepäilyjen pysyvät korvaukset
- 3 O Erillisjärjestelyn piiriin kuuluvien vahinkojen ohimenevät korvaukset

- 3 P Erillisjärjestelyn piiriin kuuluvien vahinkojen pysyvät korvaukset
 4 O Vapaa-ajan tapaturmien ohimenevät korvaukset
 4 P Vapaa-ajan tapaturmien pysyvät korvaukset

Alla esimerkkinä 1 O eli työajan tapaturmien ohimenevien korvausten ei-kumulatiivinen selviämiskolmio tuhansina euroina. Siitä voidaan lukea esimerkiksi, että sattumisvuoteen 1997 kohdistuvista vahingoista maksettiin ohimeneviä korvauksia vuonna 1997 yhteensä 61 839 tuhatta euroa, vuonna 1998 vastaavasti 27 726 tuhatta euroa, jne. ja viimeisenä tarkastelussa mukana olleena tilivuonna 2004 yhteensä 259 tuhatta euroa.

Taulukko 3: Työajan tapaturmien ohimenevät korvaukset ei-kumulatiivisena selviämiskolmiona tuhansina euroina

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Ohimenevät korvaukset	1992	62 583	25 336	1 130	568	333	261	192	179	156	161	123	149	211
	1993	53 471	22 159	1 228	439	312	189	223	184	148	145	141	150	
	1994	55 568	26 356	1 414	495	380	280	255	234	242	219	214		
	1995	59 350	28 820	1 290	408	302	221	174	202	170	228			
	1996	55 131	27 154	1 200	476	292	327	275	222	249				
	1997	61 839	27 726	1 362	622	422	367	300	259					
	1998	66 578	30 530	1 452	789	463	384	337						
	1999	66 873	33 132	1 583	607	419	298							
	2000	71 812	33 286	1 901	710	521								
	2001	76 142	39 157	2 445	1 435									
	2002	79 061	36 609	2 317										
	2003	74 579	44 623											

Vastaava työtapaturmien pysyvien korvausten selviämiskolmio 1 P saadaan summaamalla pysyvistä vahingoista maksetut korvaukset, pääomitettut eläkevaraukset ja eläkkeitten arviovaraukset. Pääomitettut eläkkeet ovat yksittäisille henkilöille lopulliseksi vahvistettuja eläkepääomia, jotka on arvioitu henkilön sukupuolen ja iän eli odotettavissa olevan eliniän ja oletetun 3,5 % diskonttauskoron perusteella. Arviovaraukset ovat ennakoarvioita tunnetuista todennäköisesti eläkkeeseen päätyvistä vahingoista, joissa kuitenkin on vielä epävarmuutta eli esim. mahdollisuudesta siirtää henkilö uudenlaisiin työtehtäviin, joissa työtapaturman seurauksena syntynyt vamma ei ole työnteon este. Joskus käytännön asiat kuten puutteelliset tiedot tapaturmaisesta vuosityöansioista tai perhesuhteista saattavat olla esteenä eläkkeen vahvistamiselle ja eläkkeestä tehdään arviovaraus kunnes tarvittavat tiedot lopullisen eläkepääoman laskemiseksi on saatu.

Taulukko 4: Työajan tapaturmien pysyvät korvaukset ei-kumulatiivisena selviämiskolmiona tuhansina euroina

Pysyvästä maksetut korvaukset

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Pysyvästä maksetut korvaukset	1992	454	5 181	6 473	4 223	3 077	2 095	1 255	1 264	877	614	562	354	453
	1993	526	4 614	5 558	3 045	2 166	1 608	1 190	729	592	516	441	387	
	1994	431	4 824	6 293	3 301	2 325	1 789	1 302	942	717	701	474		
	1995	320	4 430	5 529	3 571	2 174	1 604	1 095	946	784	868			
	1996	297	4 536	5 906	3 408	2 429	1 697	1 092	933	906				
	1997	380	5 707	6 614	4 446	2 927	2 231	1 669	1 282					
	1998	369	5 402	6 919	4 469	2 990	2 245	1 573						
	1999	414	5 177	7 154	4 567	3 065	2 650							
	2000	375	6 177	8 495	5 431	3 848								
	2001	396	7 656	10 614	6 751									
	2002	323	7 019	9 887										
2003	442	7 658												

Tehdyt arviovaraukset

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Varaukset	1992	8 681	37 805	32 263	26 016	19 229	16 064	12 912	13 049	9 711	7 614	6 637	5 247	4 809
	1993	12 625	24 884	21 690	17 702	13 229	11 942	10 085	7 798	6 654	6 882	5 285	2 774	
	1994	8 834	28 691	24 590	21 217	16 611	15 113	13 170	11 727	9 929	7 961	7 576		
	1995	9 756	23 336	22 287	20 155	14 869	13 521	11 174	9 831	7 934	7 213			
	1996	9 021	28 328	27 055	22 884	18 951	16 043	13 378	9 725	9 412				
	1997	7 973	30 452	32 527	26 173	19 118	17 078	14 324	11 485					
	1998	14 115	35 358	34 380	29 339	23 599	19 958	14 800						
	1999	11 304	30 508	31 758	27 596	24 020	14 387							
	2000	9 636	31 088	38 814	32 479	22 845								
	2001	10 578	51 755	47 224	35 669									
	2002	14 327	50 614	48 522										
2003	14 030	54 874												

Lopulliset pääomavaraukset tai niiden muutokset

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Pääomitetut	1992	4 108	10 339	13 900	9 848	8 262	2 955	2 807	1 272	2 429	1 242	1 111	1 314	1 228
	1993	5 862	10 940	11 352	12 849	5 605	1 265	2 454	1 517	1 659	-53	391	942	
	1994	4 147	9 486	13 475	7 487	7 106	4 447	3 179	1 878	1 701	1 965	379		
	1995	1 240	9 685	8 714	6 695	5 152	1 940	1 621	1 619	1 907	1 195			
	1996	3 398	7 473	11 069	9 159	5 651	5 412	3 373	1 740	1 249				
	1997	3 388	12 038	10 911	13 103	5 886	3 025	4 041	2 033					
	1998	3 859	11 772	15 051	13 598	9 621	3 529	4 891						
	1999	3 655	12 424	13 418	9 673	6 482	7 543							
	2000	5 645	11 461	12 234	11 866	9 335								
	2001	4 159	14 446	28 503	23 158									
	2002	4 161	14 891	24 074										
2003	4 944	14 118												

Tunnettu korvauskulu ei-kumulatiivisena selviämiskolmiona

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 P eli pysyvien korvauskulu (korvaukset + pääomitetut + varausten muutos)	1992	13 243	44 644	14 831	7 823	4 553	1 886	910	2 672	-32	-241	696	278	1 243
	1993	19 013	27 812	13 717	11 905	3 299	1 586	1 787	-40	1 106	692	-764	-1 182	
	1994	13 412	34 166	15 667	7 415	4 826	4 737	2 539	1 376	621	697	467		
	1995	11 316	27 694	13 195	8 134	2 039	2 196	370	1 222	795	1 341			
	1996	12 716	31 316	15 703	8 395	4 147	4 200	1 800	-980	1 843				
	1997	11 741	40 223	19 601	11 194	1 758	3 217	2 956	476					
	1998	18 343	38 417	20 992	13 025	6 871	2 133	1 306						
	1999	15 374	36 805	21 823	10 078	5 971	560							
	2000	15 656	39 089	28 455	10 962	3 549								
	2001	15 133	63 280	34 586	18 354									
	2002	18 811	58 197	31 869										
2003	19 417	62 619												

Kaikki neljä luokkaa on käsitelty vastaavalla tavalla. Chain Ladder -menetelmässä ja Craigheadin menetelmässä kolmioista tehdään kumulatiiviset eli lasketaan kustakin sattumisvuodesta kertynyt korvausmeno vahinko- eli sattumisvuosittain. Työajan tapaturmavakuutuksista maksetut ohimenevät korvaukset näkyvät seuraavassa taulukossa kumulatiivisena.

Taulukko 5: Työajan tapaturmien ohimenevät korvaukset kumulatiivisena selviämiskolmiona tuhansina euroina

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Ohime nevät korvau kset	1992	62 583	87 920	89 049	89 618	89 951	90 212	90 404	90 583	90 739	90 900	91 023	91 172	91 383
	1993	53 471	75 630	76 858	77 297	77 609	77 798	78 021	78 205	78 352	78 497	78 639	78 789	
	1994	55 568	81 924	83 338	83 833	84 213	84 493	84 748	84 982	85 224	85 443	85 657		
	1995	59 350	88 170	89 460	89 868	90 171	90 391	90 566	90 767	90 938	91 166			
	1996	55 131	82 285	83 485	83 960	84 252	84 579	84 854	85 077	85 326				
	1997	61 839	89 565	90 927	91 549	91 971	92 338	92 638	92 897					
	1998	66 578	97 108	98 560	99 349	99 812	100 197	100 533						
	1999	66 873	100 005	101 588	102 195	102 614	102 912							
	2000	71 812	105 098	106 999	107 709	108 230								
	2001	76 142	115 299	117 745	119 179									
	2002	79 061	115 670	117 986										
2003	74 579	119 202												

Pysyvien korvausten kumulatiivinen selviämiskolmio saadaan laskemalla yhteen kumulatiiviset pysyvistä maksetut korvaukset, kumulatiiviset pääomitetut ja ei-kumulatiiviset arviovaraukset.

Taulukko 6: Työajan tapaturmien pysyvien vahinkojen tunnettu korvauskulu kumulatiivisena selviämiskolmiona tuhansina euroina

Pysyvistä maksetut korvaukset kumulatiivisesti

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Pysyvi stä makse tut korvau kset kumul atiivise sti	1992	454	5 635	12 108	16 331	19 408	21 504	22 759	24 022	24 899	25 513	26 075	26 429	26 882
	1993	526	5 140	10 698	13 742	15 909	17 517	18 707	19 436	20 028	20 545	20 986	21 373	
	1994	431	5 255	11 548	14 849	17 174	18 963	20 265	21 207	21 925	22 625	23 099		
	1995	320	4 750	10 280	13 850	16 025	17 628	18 724	19 670	20 454	21 322			
	1996	297	4 833	10 739	14 147	16 575	18 272	19 364	20 297	21 203				
	1997	380	6 087	12 702	17 147	20 074	22 306	23 975	25 257					
	1998	369	5 770	12 690	17 159	20 149	22 394	23 967						
	1999	414	5 592	12 746	17 313	20 378	23 029							
	2000	375	6 552	15 047	20 478	24 326								
	2001	396	8 052	18 666	25 416									
	2002	323	7 342	17 229										
2003	442	8 100												

Tehdyt arviovaraukset ei-kumulatiivisesti

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Varaukset ei-kumulatiivisesti	1992	8 681	37 805	32 263	26 016	19 229	16 064	12 912	13 049	9 711	7 614	6 637	5 247	4 809
	1993	12 625	24 884	21 690	17 702	13 229	11 942	10 085	7 798	6 654	6 882	5 285	2 774	
	1994	8 834	28 691	24 590	21 217	16 611	15 113	13 170	11 727	9 929	7 961	7 576		
	1995	9 756	23 336	22 287	20 155	14 869	13 521	11 174	9 831	7 934	7 213			
	1996	9 021	28 328	27 055	22 884	18 951	16 043	13 378	9 725	9 412				
	1997	7 973	30 452	32 527	26 173	19 118	17 078	14 324	11 485					
	1998	14 115	35 358	34 380	29 339	23 599	19 958	14 800						
	1999	11 304	30 508	31 758	27 596	24 020	14 387							
	2000	9 636	31 088	38 814	32 479	22 845								
	2001	10 578	51 755	47 224	35 669									
	2002	14 327	50 614	48 522										
	2003	14 030	54 874											

Lopulliset pääomavaraukset tai niiden muutokset kumulatiivisesti

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Pääomitetut kumulatiivisesti	1992	4 108	14 447	28 347	38 194	46 456	49 411	52 218	53 490	55 919	57 162	58 272	59 586	60 814
	1993	5 862	16 802	28 154	41 004	46 608	47 873	50 327	51 844	53 502	53 450	53 841	54 783	
	1994	4 147	13 632	27 108	34 595	41 701	46 148	49 327	51 205	52 906	54 870	55 249		
	1995	1 240	10 924	19 639	26 334	31 486	33 426	35 047	36 666	38 573	39 768			
	1996	3 398	10 871	21 941	31 100	36 750	42 162	45 535	47 276	48 525				
	1997	3 388	15 425	26 337	39 439	45 325	48 350	52 391	54 424					
	1998	3 859	15 631	30 682	44 280	53 901	57 430	62 321						
	1999	3 655	16 080	29 498	39 171	45 653	53 195							
	2000	5 645	17 106	29 340	41 206	50 541								
	2001	4 159	18 605	47 108	70 267									
	2002	4 161	19 052	43 126										
	2003	4 944	19 062											

Tunnettu korvauskulu kumulatiivisena selviämiskolmiona (edellisten summa)

1 000 euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 P eli pysyvien kumulatiivinen korvauskulu	1992	13 243	57 887	72 718	80 541	85 094	86 979	87 889	90 561	90 530	90 288	90 984	91 262	92 505
	1993	19 013	46 826	60 542	72 448	75 746	77 332	79 119	79 078	80 184	80 876	80 112	78 930	
	1994	13 412	47 578	63 245	70 660	75 486	80 223	82 762	84 138	84 759	85 457	85 924		
	1995	11 316	39 010	52 205	60 340	62 379	64 575	64 944	66 167	66 961	68 303			
	1996	12 716	44 032	59 735	68 130	72 277	76 478	78 278	77 297	79 140				
	1997	11 741	51 964	71 566	82 759	84 518	87 734	90 691	91 167					
	1998	18 343	56 760	77 752	90 777	97 649	99 782	101 088						
	1999	15 374	52 179	74 002	84 080	90 051	90 611							
	2000	15 656	54 745	83 201	94 163	97 712								
	2001	15 133	78 412	112 998	131 352									
	2002	18 811	77 008	108 877										
	2003	19 417	82 036											

Erottelumenetelmä käyttää vahinkomenon lisäksi tietoja myös analysoitavasta vakuutuskannasta eli käytetään tietoa vahinkojen lukumääristä. Suurimmasta osasta vahinkoja syntyy pelkästään ohimeneviä korvauksia eli tapaturmasta selvittää usein pelkillä sairaanhoitokuluilla ja mahdollisilla päiväraha korvauksilla. Pysyviä korvauksia syntyy vain osasta vahinkoja, mutta niistäkin maksetaan yleensä aina myös ohimeneviä korvauksia. Tästä syystä lukumäärätietoja ei voida laskea yhteen. Ohimenevien korvausten analysoinnissa käytetään hyväksi ohimenevien korvausten lukumäärien kertymää kahdelta ensimmäiseltä vuodelta sattumisen jälkeen. Pysyvien korvausten keskivahingon laskennassa hyödynnetään vain niiden vahinkojen lukumääriä, joista on maksettu pysyviksi luokiteltuja korvauksia. Jotta

keskimääräiset vahinkomenot eri sattumisvuosina olisivat yhteismitallisia, on tärkeää että jokaisesta sattumisvuodesta hyödynnetään yhtä monta suoritusvuotta (tässä tapauksessa kaksi).

Työajan tapaturmien pysyvien korvausten lukumäärätiedot poimitaan taulukosta 7.

Taulukko 7: Niitten työajan tapaturmahinkojen lukumäärät, joista on maksettu pysyviä korvauksia

Ikm		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
P0	1992	434	983	479	132	53	20	15	21	9	12	10	6	4
	1993	248	866	462	111	75	32	16	12	8	11	4	5	
	1994	248	905	510	142	49	35	14	9	9	5	4		
	1995	261	822	526	119	45	33	20	14	9	6			
	1996	178	892	442	112	52	31	19	13	13				
	1997	251	1 010	475	118	53	33	22	15					
	1998	275	1 009	476	146	51	39	10						
	1999	254	988	484	120	77	36							
	2000	270	1 030	527	149	58								
	2001	286	1 140	506	172									
	2002	271	1 114	471										
	2003	276	1 109											

Korvausmeno suhteutetaan kahden ensimmäisen sarakkeen summaan. Tämä ei ole oikea keskivahinko, koska yksi vahinko saattaa esiintyä sekä ensimmäisessä että toisessa sarakkeessa. Sillä, että kyseessä ei ole oikein laskettu keskivahinko, ei ole merkitystä. Tärkeää on, että eri sattumisvuodet ovat keskenään siinä mielessä yhteismitalliset että mahdollinen volyymin vaihtelu sattumisvuodesta toiseen tulee eliminoiduksi.

5. Kuinka hyvin valitut varausmenetelmät ennustavat

Seuraavassa sovelletaan kappaleessa 2 lueteltuja menetelmiä edellä kuvattuun TVL:sta saatuun aineistoon kaikissa kahdeksassa luokassa. Menetelmiä on sovellettu ensinnäkin koko saatuun historiadaan: sattumisvuodet 1992 - 2003 ja suoritusvuodet 1992 - 2004.

Menetelmien toimivuuden testaamiseksi niitä on sovellettu myös aineistoon josta on jätetty pois viisi tuoreinta suoritus- eli tilivuotta. Tuoreitten tilivuosien karsiminen pudottaa tarkastelusta automaattisesti myös neljä tuoreinta sattumisvuotta, koska niistä ei ole käytävissä yhtään havaintoa. Testiaineistoksi jää tällöin sattumisvuodet 1992 - 1998 eli seitsemän sattumisvuotta. Tällä menettelyllä on pyritty tutkimaan menetelmän herkkyyttä historian pituudelle. On oletettu että "mitä pidempi historia" sitä oikeampi on menetelmän antama lopputulos.

5.1 Chain Ladder -menetelmä

Chain Ladder -menetelmä toimii parhaiten suureen aineistoon sovellettuna. Menetelmä tuottaa sivutuloksena tunnetun korvausmenon selviämiskäytön. Selviämiskäytön ilmoittaa kuinka suuri osa vahingosta on vakuutusyhtiön tiedossa kunkin vuoden lopussa vahingon sattumisvuodesta lähtien. Vanhimmasta sattumisvuodesta 1992 on kertynyt jo 13 vuoden vahinkohistoria. On oletettu, että vahingot selviävät kokonaan tässä ajassa. Toisin sanoen 13 vuotta vahingon sattumisen jälkeen kyseiseen sattumisvuoteen ei enää kerry uutta korvausmenoa. Taulukossa 8 on esitetty ohimenevien korvausten selviämiskäytöt eri lajiryhmissä. Taulukosta nähdään esimerkiksi, että työajan tapaturmista on tiedossa keskimäärin 64,5 % vahingon sattumisvuoden päättyessä ja että ammattitautista on tiedossa keskimäärin 84,1 % kaksi vuotta sattumisvuoden päättymisestä. Taulukossa 9 on eriteltyä pysyvien korvausten selviämiskäytöt.

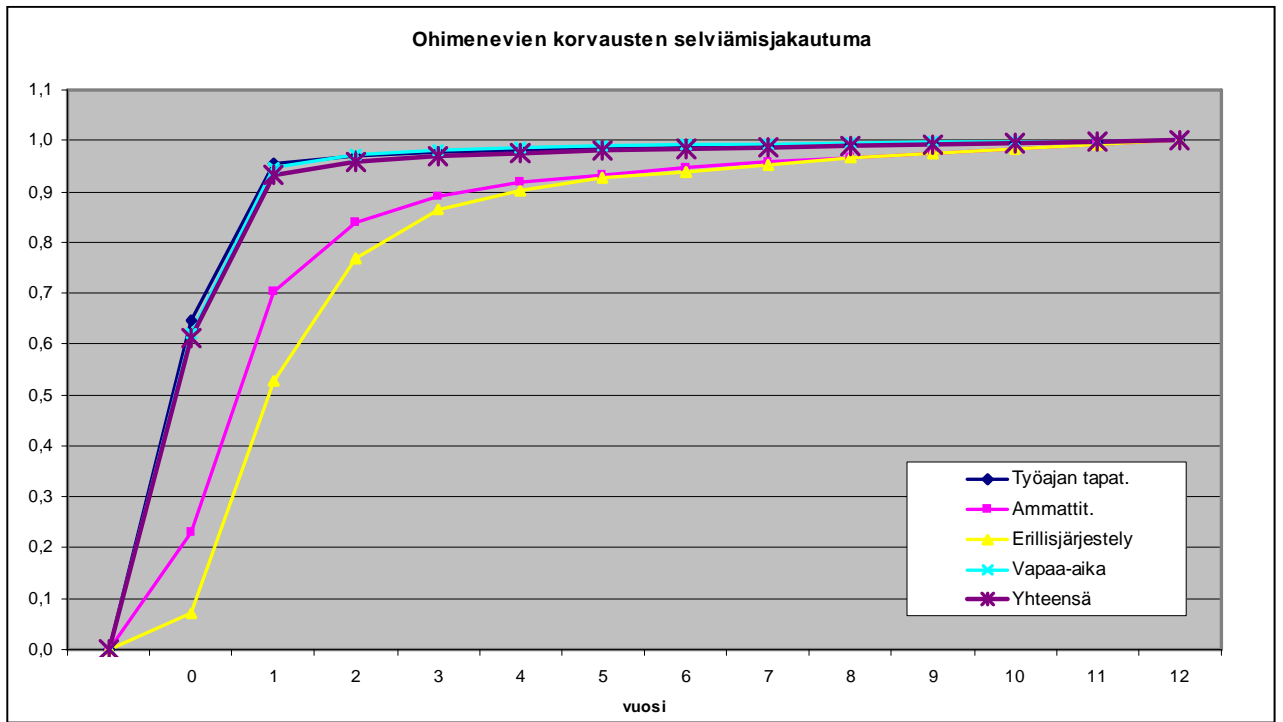
Taulukko 8: Ohimenevien korvausten selviämiskäytöt

Vuosi	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
Työajan tapat.	0	0,645	0,955	0,970	0,977	0,981	0,984	0,987	0,990	0,992	0,994	0,996	0,998	1,000
Ammattit.	0	0,230	0,703	0,841	0,890	0,918	0,934	0,947	0,958	0,967	0,975	0,984	0,992	1,000
Erillisjärjestely	0	0,072	0,527	0,769	0,865	0,902	0,926	0,938	0,953	0,967	0,976	0,984	0,993	1,000
Vapaa-aika	0	0,620	0,947	0,971	0,980	0,985	0,989	0,991	0,993	0,995	0,997	0,998	0,999	1,000
Yhteensä	0	0,613	0,933	0,960	0,970	0,976	0,980	0,984	0,987	0,990	0,993	0,995	0,997	1,000

Taulukko 9: Pysyvien korvausten selviämiskäytöt

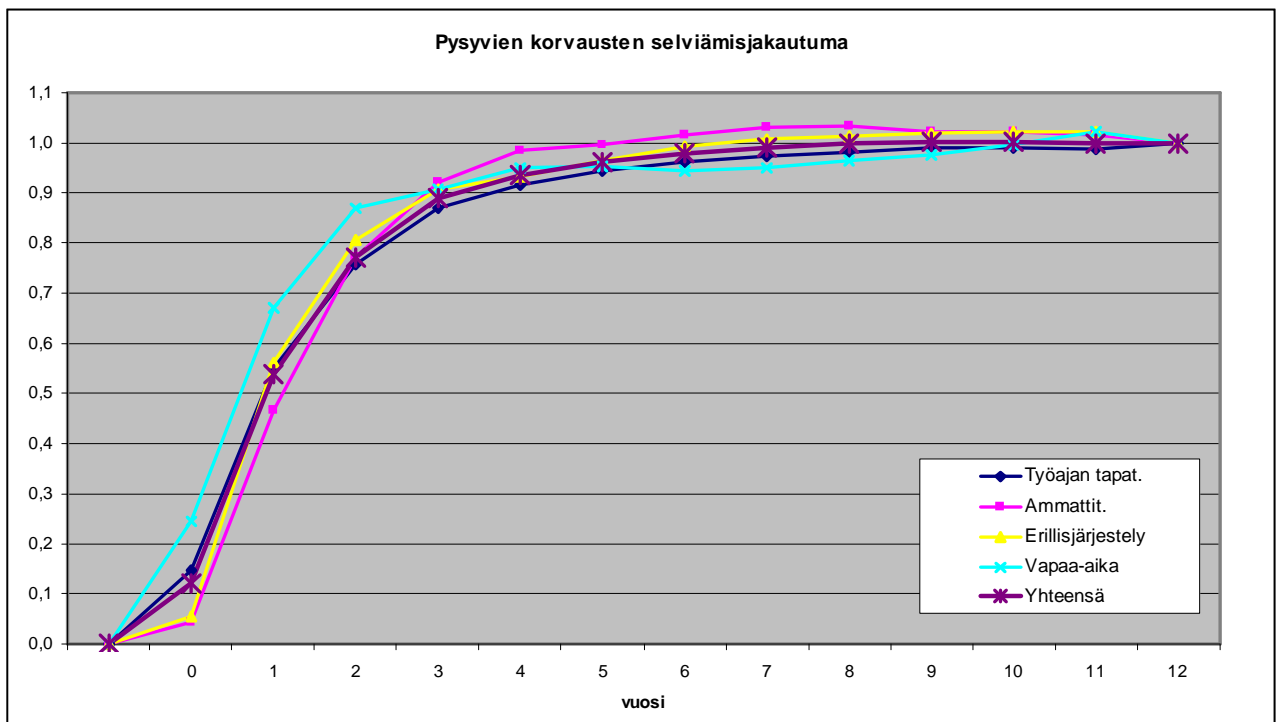
Vuosi	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
Työajan tapat.	0	0,147	0,549	0,757	0,869	0,914	0,943	0,963	0,972	0,983	0,990	0,992	0,987	1,000
Ammattit.	0	0,043	0,467	0,772	0,923	0,986	0,998	1,017	1,032	1,034	1,024	1,021	1,017	1,000
Erillisjärjestely	0	0,053	0,561	0,807	0,908	0,933	0,964	0,992	1,007	1,013	1,020	1,022	1,023	1,000
Vapaa-aika	0	0,245	0,672	0,869	0,906	0,949	0,952	0,945	0,950	0,965	0,975	0,997	1,023	1,000
Yhteensä	0	0,121	0,538	0,771	0,888	0,937	0,961	0,980	0,992	1,000	1,002	1,003	0,999	1,000

Seuraavassa on esitetty selviämiskäyrät kuvina



Kuvio 9: Ohimenevien korvausten selviämiskautuma

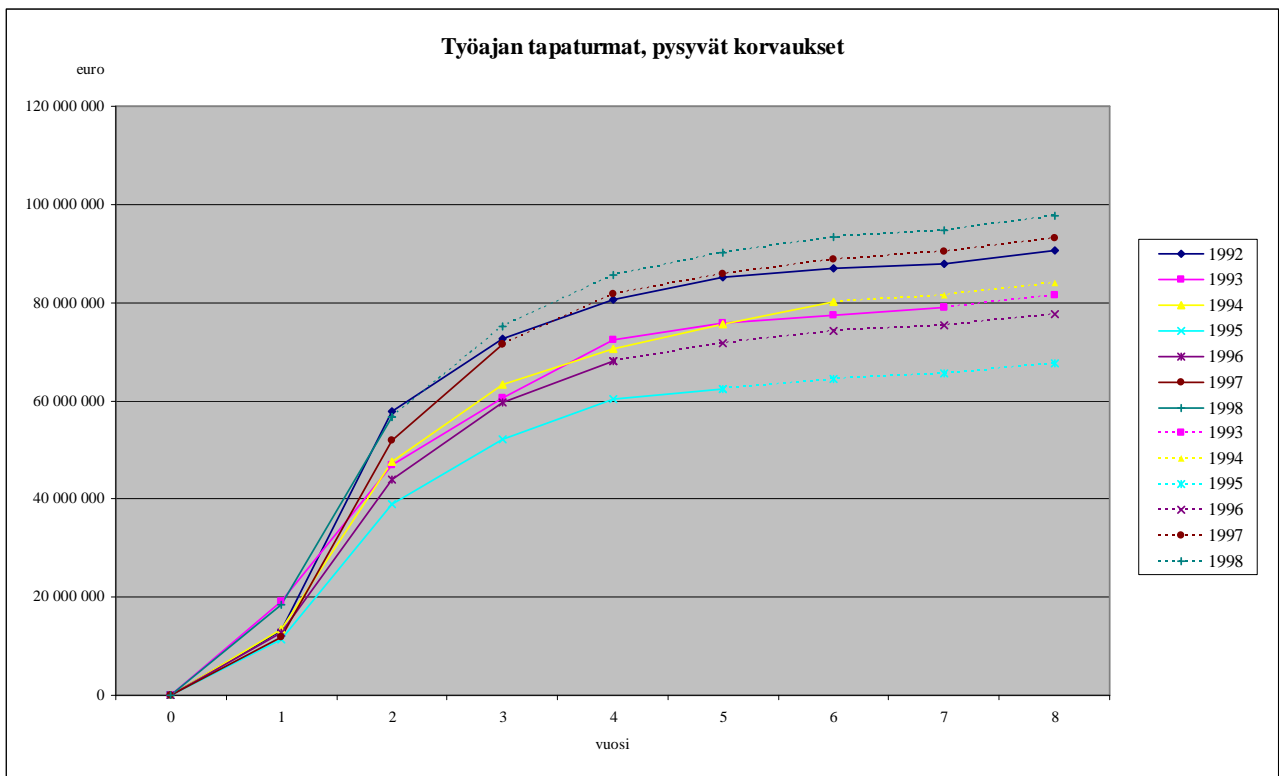
Työajan ja vapaa-ajan tapaturmien selviäminen on selvästi nopeampaa kuin ammattitautien tai erillisjärjestelyn piiriin kuuluvien vahinkojen. Koska työajan tapaturmien osuus ohimenevistä korvauksista on noin 85 %, noudattaa "Yhteensä" - käyrä pitkälti työajan tapaturmien selviämiskautumaa.



Kuvio 10: Pysyvien korvausten selviämiskautuma

Pysyvät korvaukset selviävät hitaammin kuin ohimenevät. Tämä johtuu osittain siitä, että eläkkeeseen johtavasta tapaturmasta maksetaan ensimmäinen vuosi päivärahaa, joka on ohimenevää korvausta. Kaksi vuotta sattumisvuoden päättymisestä ohimenevistä vahingoista on selvinnyt keskimäärin vasta 77,1 % kun ohimenevistä vahingoista on selvinnyt jo 96,0 %. Pysyvien korvausten osalta työajan tapaturmien pysyvät korvaukset muodostavat keskimäärin 65 % kaikista pysyvistä vahingoista. Taulukosta ja graafistakin voidaan havaita että sekä tavallisten ammattitautien että erillisjärjestelyn piiriin kuuluvien vahinkojen selviämisyksiköt ylittää 100 % 6-7 vuotta vahingon sattumisvuoden jälkeen ja palautuu sataan prosenttiin vasta viimeisenä tarkasteluvuotena. Tämä oudolta tuntuva ilmiö johtuu siitä, että vakuutusyhtiöt pyrkivät tekemään varaukset turvaavasti, eli osa arviovarauksista purkaantuu ajan myötä, eivätkä ne koskaan päädy vahvistetuiksi eläkkeiksi. Joskus tapaturmainen saattaa myös kuntoutua ja palata eläkkeeltä työelämän pariin joidenkin eläkevuosien jälkeen. Myös viiveellä syntyvät regressipäätökset vaikuttavat tähän ilmiöön. Regressi- eli takautumisoikeudella tarkoitetaan sitä, että vakuutusyhtiö voi periä maksamansa korvauksen vahingon aiheuttajalta: lakisääteisen tapaturmavakuutuksen kohdalla useimmiten liikennevakuutuksesta, harvemmin vastuuvakuutuksesta.

Kun menetelmää sovelletaan aineistoon josta on poistettu viimeiset viisi tilivuotta, ei varsinkaan pysyvien korvausten aineisto ole loppuun kehittynyt, vaan viimeisen havainnon jälkeen on oletettavissa että korvauksia edelleen kertyy eli korvauskehitys jatkuu. Tällaisissa tapauksissa käytännössä tehdään jollain menettelyllä arvio vahinkokehityksen jatkumisesta viimeisen havainnon jälkeen. Voidaan esimerkiksi sovittaa sopivan muotoinen käyrä ennustamaan jatkokehitystä. Koska tässä yhteydessä kuitenkin on haluttu testata menetelmiä ilman modifikaatiota, on oletettu että kehitystä ei kahdeksannen vuoden jälkeen sattumisvuodesta enää tapahdu. Alla olevassa kuviossa 11 on esitetty työtapaturmien pysyvien korvausten toteutunut (yhtenäinen viiva) ja Chain Ladder -menetelmällä ennustettu (katkoviiva) vahinkokehitys vahingon sattumisvuosittain. Ohimenevät korvaukset kertyvät siinä määrin nopeammin, että vahinkomeno voidaan olettaa loppuun kehittyneeksi kahdeksan vuoden tarkasteluajanjakson kuluessa.



Kuvio 11: Työajan tapaturmien pysyvien korvausten toteutunut (yhtenäinen viiva) ja menetelmän antama (katkoviiva) kertyminen sattumisvuosittain

Kun verrataan korvausvastuita sattumisvuosille 1992 - 1998, laskettuna koko käytettävissä olevalla historialla ja toisaalta jättämällä viisi viimeistä kirjanpito vuotta tarkastelun ulkopuolelle, saadaan seuraava yhteenveto.

Taulukko 10: Chain Ladder -menetelmällä arvioitu lopullinen korvausmeno sattumisvuosille 1992-1998 käyttämällä lähtötietoina koko aineistoa kirjanpituvuoteen 2004 asti ja katkaistulla aineistolla (-5 vuotta) kirjanpituvuoteen 1999 asti lajiryhmittäin ja sattumisvuosittain.

**Lopullinen korvausmeno
Chain ladder**

Vajaa aineisto (- 5 vuotta)
(-5)

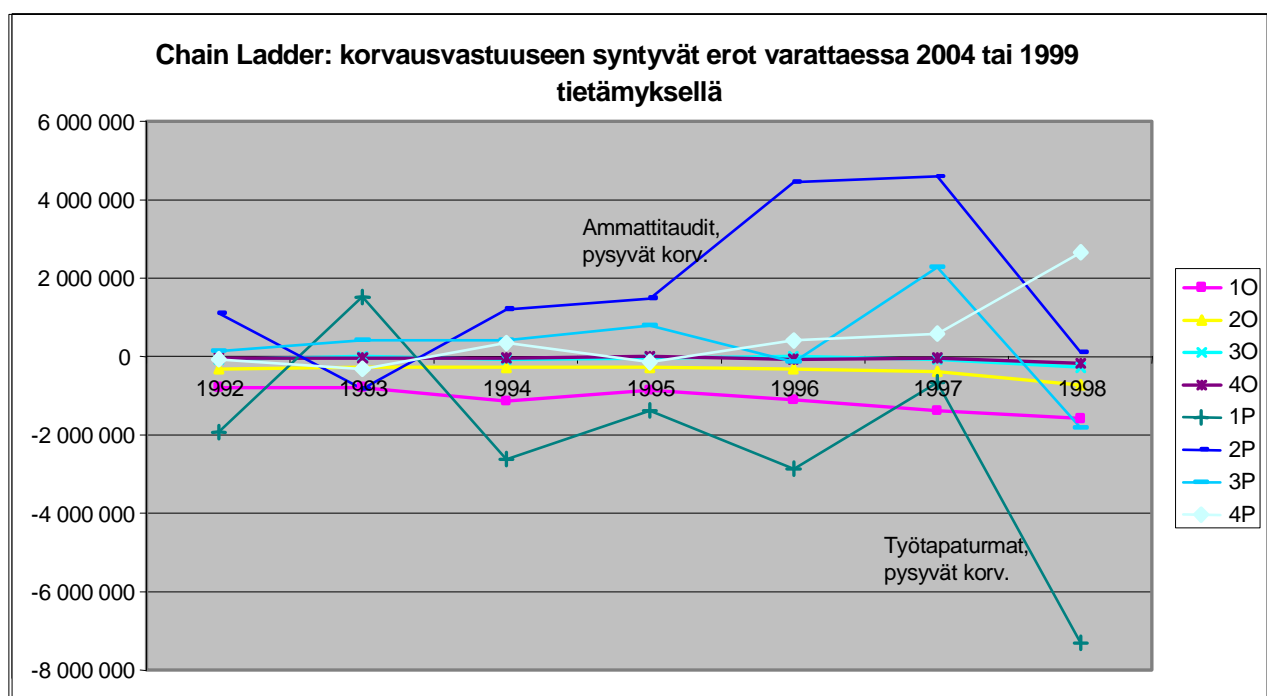
	1O	2O	3O	4O	ΣO	1P	2P	3P	4P	ΣP	ΣO + ΣP
1992	90 583 031	6 516 818	1 609 216	5 322 500	104 031 565	90 561 186	40 809 503	17 232 785	3 476 855	152 080 329	256 111 894
1993	78 175 472	6 615 199	1 176 471	5 747 342	91 714 484	81 524 152	42 898 930	11 960 083	2 482 316	138 865 480	230 579 964
1994	84 869 820	7 087 108	1 951 856	6 339 246	100 248 030	84 018 940	38 014 344	16 443 703	3 393 423	141 870 410	242 118 440
1995	90 835 158	6 758 675	1 412 178	6 682 636	105 688 648	67 599 479	30 989 372	10 931 898	2 467 047	111 987 796	217 676 444
1996	84 908 709	5 955 175	1 449 614	6 862 931	99 176 429	77 658 263	38 035 020	11 927 079	3 745 635	131 365 997	230 542 426
1997	92 474 368	5 664 917	1 342 621	8 125 322	107 607 228	93 124 078	34 996 932	13 106 960	4 358 040	145 586 011	253 193 239
1998	100 249 695	5 491 688	1 484 843	8 871 062	116 097 289	97 692 584	36 552 868	12 833 439	11 412 932	158 491 823	274 589 112

Koko aineisto

	1O	2O	3O	4O	ΣO	1P	2P	3P	4P	ΣP	ΣO + ΣP
1992	91 382 732	6 841 880	1 693 987	5 346 834	105 265 433	92 504 874	39 713 306	17 096 646	3 562 585	152 877 411	258 142 844
1993	78 971 251	6 886 034	1 183 118	5 787 243	92 827 647	80 004 982	43 724 804	11 545 191	2 807 988	138 082 965	230 910 611
1994	86 006 630	7 356 065	2 035 501	6 378 598	101 776 794	86 633 983	36 798 397	16 027 818	3 058 124	142 518 322	244 295 116
1995	91 710 094	7 048 382	1 441 810	6 682 542	106 882 828	68 974 371	29 492 006	10 121 919	2 600 380	111 188 677	218 071 505
1996	86 022 189	6 267 573	1 432 823	6 930 056	100 652 641	80 535 141	33 573 335	12 080 981	3 334 715	129 524 172	230 176 813
1997	93 865 438	6 053 545	1 418 078	8 159 705	109 496 766	93 785 899	30 421 806	10 839 661	3 785 895	138 833 261	248 330 027
1998	101 831 051	6 216 500	1 746 021	9 055 275	118 848 847	105 007 636	36 453 731	14 675 307	8 741 040	164 877 714	283 726 561

Ero

	1O	2O	3O	4O	ΣO	1P	2P	3P	4P	ΣP	ΣO + ΣP
1992	-799 701	-325 062	-84 771	-24 334	-1 233 868	-1 943 688	1 096 197	136 139	-85 730	-797 082	-2 030 950
1993	-795 779	-270 835	-6 648	-39 901	-1 113 163	1 519 170	-825 873	414 892	-325 673	782 516	-330 647
1994	-1 136 810	-268 957	-83 645	-39 352	-1 528 764	-2 615 043	1 215 947	415 885	335 300	-647 911	-2 176 675
1995	-874 936	-289 706	-29 632	93	-1 194 181	-1 374 891	1 497 366	809 979	-133 333	799 120	-395 061
1996	-1 113 480	-312 398	16 792	-67 126	-1 476 212	-2 876 878	4 461 685	-153 902	410 920	1 841 825	365 613
1997	-1 391 070	-388 628	-75 457	-34 383	-1 889 538	-661 821	4 575 127	2 267 299	572 145	6 752 750	4 863 212
1998	-1 581 356	-724 811	-261 178	-184 213	-2 751 558	-7 315 052	99 137	-1 841 868	2 671 893	-6 385 891	-9 137 449
	-7 693 132	-2 580 397	-524 538	-389 216	-11 187 284	-15 268 204	12 119 586	2 048 423	3 445 521	2 345 326	-8 841 958



Kuvio 12: Erot lopullisissa korvausmenoarvioissa varattaessa Chain Ladder -menetelmällä 2004- tai 1999-tietämyksellä tehtyjä arvioita sattumisvuosista 1992 - 1998 eri lajiryhmissä

Yhteenvedoista nähdään helposti, että ohimenevien korvausten ennustaminen vajaallakin aineistolla (- 5 vuotta) johtaa lähes samoihin lopputuloksiin kuin koko historiadataalla lasketut arviot. Työajan tapaturmien, ammattitautien ja erillisjärjestelyn piiriin kuuluvien ammattitautien pysyvien korvausten varaaminen lyhyemmällä historialla johtaa kauttaaltaan poikkeaviin arvioihin verrattuna koko aineistosta laskettuihin tuloksiin. Varsinkin kaksi tai kolme tuoreinta sattumisvuotta eroavat toisistaan huomattavasti suuntaan tai toiseen. Voidaan siis todeta että menetelmä toimii kohtalaisen hyvin ohimeneville korvauksille ja pysyvien korvausten vanhemmille vahinkovuosille. Mikä toisaalta on odotettavissakin, koska ohimenevät korvaukset selviävät nopeasti ja pysyvien korvausten vanhoilla vahinkovuosilla on jo suurin kehityskausi ohitettu.

Menetelmän herkkyyttä historia-aineiston pituudelle on tarkasteltu myös vertailemalla katkaistusta aineistosta (-5 vuotta) estimoitua korvauskulua toteutuneeseen korvauskuluun kirjanpito vuosina 2000-2004. Eri lajiryhmien tulokset on laskettu yhteen ja saatu yhteenveto ohimenevien ja pysyvien korvausten eroista.

Taulukko 11: Chain Ladder -menetelmän antaman ennusteen poikkeama toteutumasta kirjanpito vuosina 2000-2004 sattumisvuosina 1993 -1999

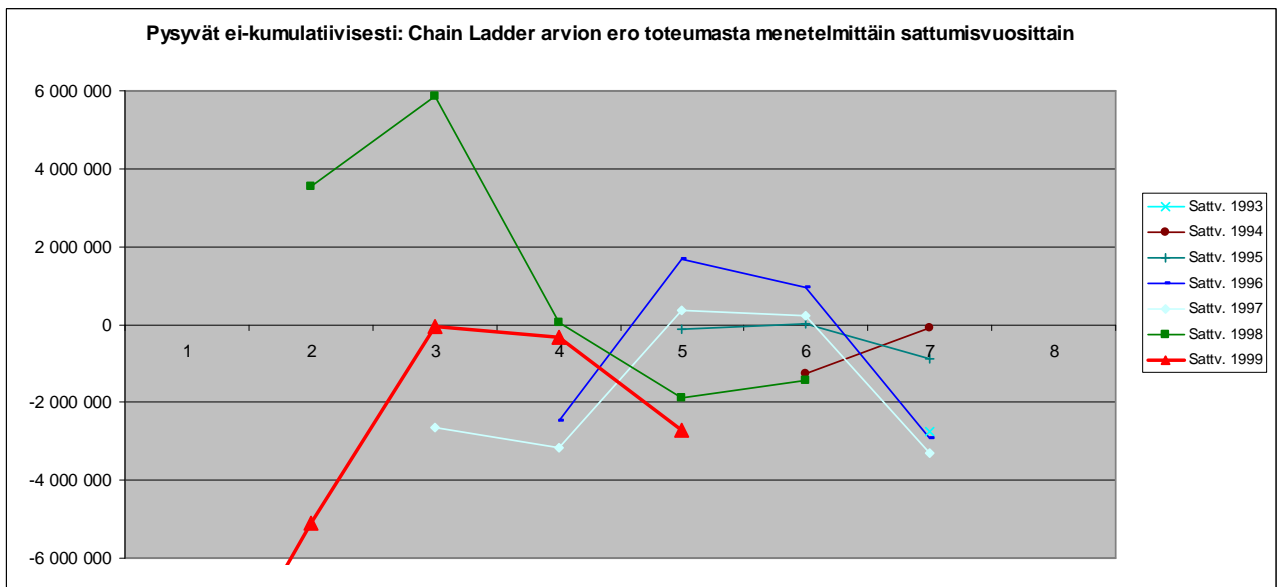
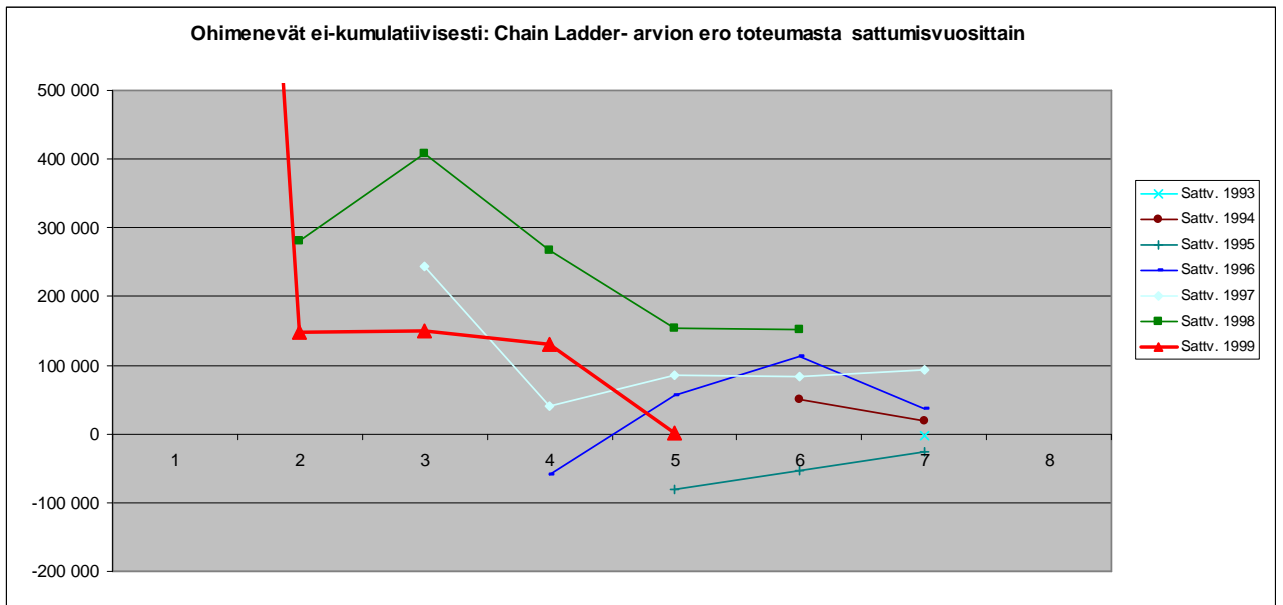
Ohimenevien korvausten ero: toteuma miinus Chain Ladder

Diagonaali	2000	2001	2002	2003	2004
Sattumisvuosi					
1993	-3 086				
1994	51 194	18 792			
1995	-79 963	-54 274	-26 543		
1996	-58 422	56 066	113 019	36 758	
1997	244 437	40 319	85 609	82 813	92 604
1998	281 909	407 901	268 071	153 908	151 840
1999	2 973 695	147 773	149 951	130 110	1 391

Pysyvien korvausten ero: toteuma miinus Chain Ladder

Diagonaali	2000	2001	2002	2003	2004
Sattumisvuosi					
1993	-2 734 022				
1994	-1 257 366	-73 964			
1995	-129 432	31 101	-898 291		
1996	-2 486 374	1 678 911	957 448	-2 934 594	
1997	-2 661 472	-3 159 437	380 135	224 223	-3 298 963
1998	3 544 657	5 872 557	48 829	-1 901 354	-1 429 723
1999	-10 659 806	-5 108 563	-63 990	-343 673	-2 702 020

Taulukon 11 tulokset on esitetty graafeina kuviossa 13.



Kuvio 13: Chain Ladder -menetelmällä laskettujen korvauskuluarvioitten ero toteumasta. Eri sattumisvuosia on tarkasteltu suoritusvuosittain (x-akseli).

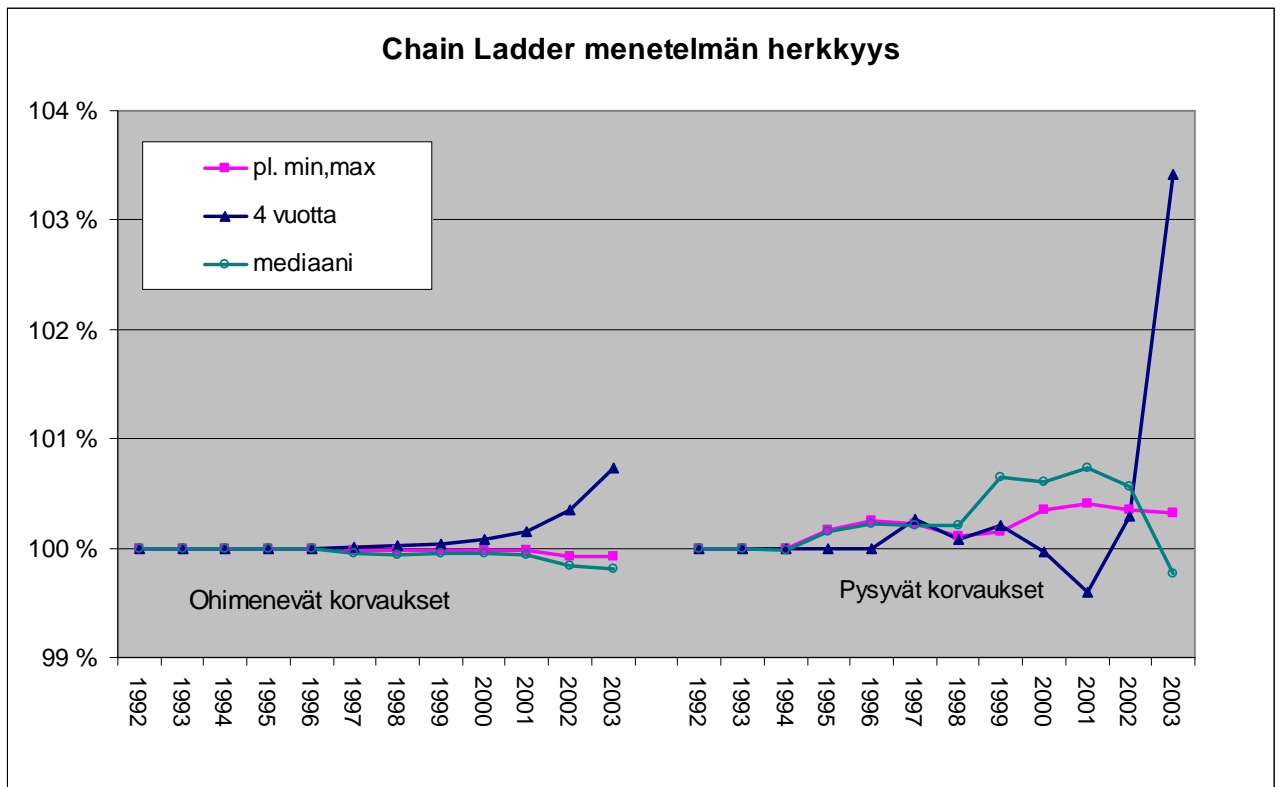
Kuviosta nähdään helposti, että tuoreilla sattumisvuosilla 1999 ja 1998 menetelmän antamat korvauskuluarviot poikkeavat eniten toteutuneista arvoista. Tämä johtuu pääosin siitä, että näitten sattumisvuosien osalta mukana ovat "varhaiset" suoritusvuodet, jolloin korvauskulu vielä on suhteellisen suurta verrattuna myöhäisempiin suoritusvuosiin, joissa korvauskulun kertyminen on jo laantunut. Kuviosta 13 nähdään että kaikkien sattumisvuosien kohdalla erot pienenevät suoritusvuoden kasvaessa. Tarkasteltaessa yksittäistä sattumisvuotta, voidaan todeta että ero toteutuneen ja menetelmän tuottaman korvauskulun välillä saa sekä negatiivisia että positiivisia arvoja, menetelmä ei siis tuota systemaattisesti liian pieniä tai liian suuria arvoja. Tarkasteltaessa vastaavalla tavalla eroja eri lajiryhmien välillä, voidaan todeta että

euroissa mitattuna suurimmat erot syntyvät työajan tapaturmissa, jossa volyymin on suurin. Jos siirrytään tarkastelemaan suhteellisia eroja, eli lasketaan ero suhteessa toteutuneeseen korvauskuluun, on tilanne monessakin suhteessa käänteinen. Suurimmat erot syntyvät volyymitaan pienissä lajiryhmissä ja erot kasvavat suoritusvuoden myötä.

Kuten jo aiemmin todettiin, Chain Ladder -menetelmästä on olemassa useita variaatiota. Tähän on valittu kolme erilaista muunnelmaa menetelmästä. Ne on tässä yhteydessä on nimetty seuraavasti:

- Selviämiskertoimia D_j laskettaessa jätetään laskennasta pois sattumisvuodet i , joilla $D_{ij} = \frac{C_{ij}}{C_{i,j-1}}$ saa minimi- tai maksimiarvon. Pois jätettävät kaksi sattumisvuotta valitaan erikseen jokaiselle selviämisvuodelle erikseen. Muutoin kertoimet D_j lasketaan kuten menetelmää kuvattaessa on esitetty. Tällä menettelyllä pyritään eliminoimaan selviämiskolmiosta mahdolliset poikkeukselliset tilanteet. Versio on nimetty lyhyesti "pl. min,max".
- Selviämiskerrointen D_j laskennassa ei käytetä kaikkia kolmiossa olevia sattumisvuosia. Mukaan valitaan ainoastaan neljä tuoreinta sattumisvuotta. Perusteluna menettelyn käyttöönotolle on että vahinkojen selviäminen on erilaista tuoreimmilla tilivuosilla eli diagonaaleilla. Versio on nimetty lyhyesti "4 vuotta".
- Selviämiskertoimeksi D_j valitaan eri sattumisvuosille erikseen laskettujen D_{ij} -lukujen mediaani. Tämä versio on nimetty "mediaani":ksi.

Lopulliset korvauskuluestimaatit on laskettu lajiryhmittäin koko aineistolle erikseen ohimenevälle ja pysyvälle korvauskululle näillä Chain Ladder -menetelmän eri versioilla. Tulokset on summattu yli lajiryhmien ja tulokset suhteutettu alkuperäiseen Chain Ladder -korvauskuluarvioon. Näin saadaan käsitys Chain Ladder -menetelmän herkkyydestä eri sattumisvuosien painotukselle selviämiskerrointen laskennassa. Tulokset on koottu seuraavaan kuvioon.



Kuvio 14: Chain Ladder -menetelmän herkkyysanalyysi. Eri variaatioilla laskettujen lopullisten korvauskulujen suhde perusmenetelmällä laskettuun korvauskuluun.

On luonnollista, että vanhemmille sattumisvuosille erot menetelmien välillä ovat pieniä eli suhdeluvut ovat lähellä 100 %, koska niitten osalta korvauskulu on jo pitkälti realisoitunut eli vakio eikä menetelmän tuottamalla korvausvastuuarviolla ole niin suurta painoa. Tämä näkyy selvästi varsinkin ohimenevien korvausten osalta. Mitä tuoreempi on sattumisvuosi, sitä suuremmat erot menetelmien välillä ovat.

Kaiken kaikkiaan erot menetelmien välillä ovat kohtalaisen pienet. Tuoreimman mukana olevan sattumisvuoden 2003 pysyvät korvaukset ovat "4 vuotta" -variaatiolla 3,4 % perusmenetelmää korkeammat. Tätä havaintoa lukuun ottamatta tulokset ovat alle 1 %:n etäisyydellä perusmenetelmän tuloksista. "4 vuotta" -menetelmä näyttäisi johtavan muita hieman turvaavampiin korvausvastuuarvioihin. Tähän vaikuttaa todennäköisesti tilivuosittain eli kolmion diagonaaleittain kasvava inflaatio. Menetelmä "pl. min,max" on lähimpänä alkuperäistä Chain Ladder -arviota. Aineistossa ei siis ollut itseisarvoltaan suuria poikkeamia eri sattumisvuosien välillä laskettaessa selviämiskertoimia. Tämä johtuu ainakin osittain aineiston suuruudesta, joka käsittää koko Suomen lakisääteisen tapaturmavakuutuksen korvauskulut tarkastelujaksolta. Laskettaessa lajiryhmittäisiä tuloksia olivat poikkeamat suurimmillaan vapaa-ajan vahinkojen ja erillisjärjestelyvahinkojen kohdalla, joissa massa on

pienempää kuin muissa lajiryhmissä. Tosin vaihtelut silti olivat varsin vähäiset eri variaatioitten välillä. Myös "mediaani" -menetelmä antoi lähellä alkuperäisiä arvioita olevia tuloksia. Tämäkin tuntuu luonnolliselta, koska sattumisvuodet ovat keskenään volyymitaan yhtä suuret siinä mielessä että ne kattavat koko Suomessa tehdyn työn määrän pois lukien vain valtion teettämät työt. Tosin suhdannevaihtelut vaikuttavat tehdyn työn määrään. Jos herkkyysanalyysi tehtäisiin yksittäisen vakuutusyhtiön aineistolla, olisivat heilahtelut eri variaatioitten välillä suuremmat, johtuen aineiston pienenemisestä ja yksittäisen yhtiön markkinaosuuden vaihtelemisesta eri sattumisvuosien välillä.

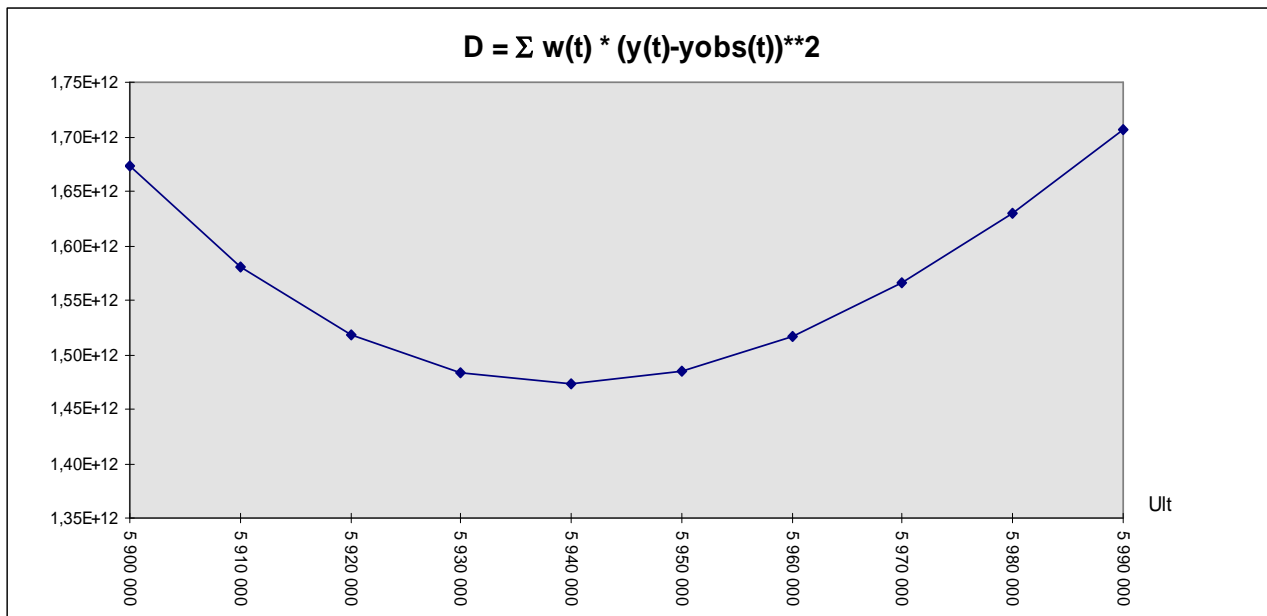
5.2 Craigheadin menetelmä käänteisellä normaalijakautumalla

Craigheadin menetelmästä valittiin versio, jossa sovittava käyrä on käännteinen normaalijakautuma. Tämä on kokemusten perusteella osoittautunut Craigheadin käyrää paremmaksi hitaasti selviävässä eli pitkähäntäisessä vakuutusliikkeessä kuten lakisääteinen tapaturmavakuutus. Craigheadin käyrän sovittaminen johtaa melkein pä systemaattisesti pienempään korvausvastuuarvioon kuin käännteinen normaalijakautuma tehden näin ollen alivarausta.

Painokertoimina käytettiin pääsääntöisesti $w(t) = t^3$ eli jos toteutumasta oli käytettävissä 5 havaintoa (havainnot 1, 2, 3, 4 ja 5), painot $w(t)$ olivat $1^3, 2^3, 3^3, 4^3$ ja 5^3 eli 1, 8, 27, 64 ja 125 siten että ensimmäisen havainnon paino oli 1 ja tuoreimman havainnon paino oli suurin 125. Tällä valinnalla haluttiin varmistaa, että sovittava käyrä kulkisi tuoreimman havainnon kautta, koska siihen on tiivistyneenä koko menneisyys. Painotukselle ei ole mitään teoreettista perustelua. Se on kuitenkin käytännössä usein osoittautunut hyväksi painotukseksi. Seuraavassa on esimerkinomaisesti arvioitu "O2" eli ammattitautien ja ammattitautiepäilyjen ohimenevien korvausten sattumisvuoden 1998 lopullinen korvausmeno. Laskelmat on tehty Microsoft Excel-ohjelmiston Ratkaisimella (Solver englanninkielisessä versiossa). Kiinnittämällä lopullinen korvauskuluarvio, minimoidaan jäännöseliösumma varioimalla parametreja μ ja β . Varioimalla lopullista korvausmenoarviota, saadaan kuvion 15 mukainen yhteenveto kunkin lajiryhmän jokaiselle sattumisvuodelle.

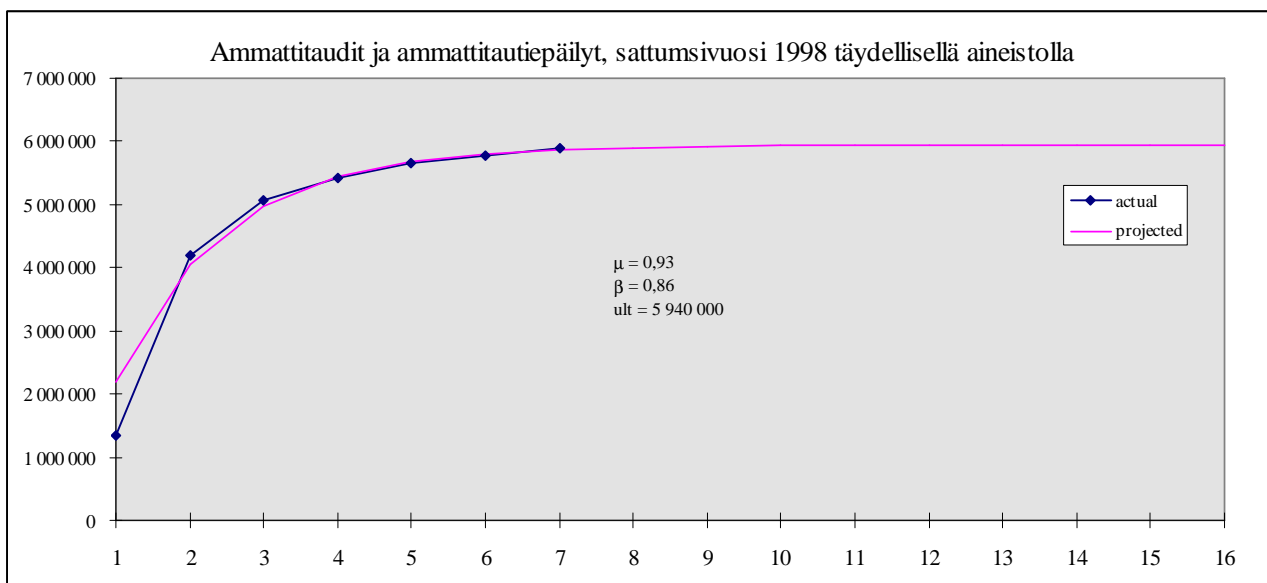
Pienimmän neliösumman $D = \sum w(t) \cdot (y(t) - y_{\text{obs}}(t))^2$ antaa lopullinen korvauskuluarvio 5 940 000 parametreilla $\mu = 0,93$ ja $\beta = 0,86$. Vastaavalla tavalla on arvioitu kaikkien

lajiryhmien kaikki sattumisvuodet.



Kuvio 15: Lopullinen korvauskuluarvio on 5 940 000 minimoi neliösumman $D =$

$$\sum w(t) \cdot (y(t) - y_{obs}(t))^2$$



Kuvio 16: Havaittu korvauskulu (paksumpi viiva) ja Craigheadin menetelmällä arvioitu käänteisen normaalijakautuman mukainen teoreettinen korvauskulun kertyminen (ohuempi viiva) ammattitautien ja ammattitautiepäilyjen sattumisvuoden 1998 ohimeneville korvauksille

Vastaavasti kuin Chain Ladder -menetelmässä verrataan korvausvastuita sattumisvuosille 1992 - 1998, laskettuna koko käytettävissä olevalla historialla ja toisaalta jättämällä viisi viimeistä kirjanpito vuotta tarkastelun ulkopuolelle. Saadaan seuraava yhteenveto:

Taulukko 12: Craigheadin menetelmällä arvioitu lopullinen korvausmeno sattumisvuosille 1992-1998 käyttämällä lähtötietoina koko aineistoa kirjanpitovuoteen 2004 asti ja katkaistulla aineistolla (-5 vuotta) kirjanpitovuoteen 1999 asti lajiryhmittäin ja sattumisvuosittain.

**Lopullinen korvausmeno
Craigheadin menetelmä käänteisellä normaalijakautumalla**

Vajaa aineisto (- 5 vuotta)

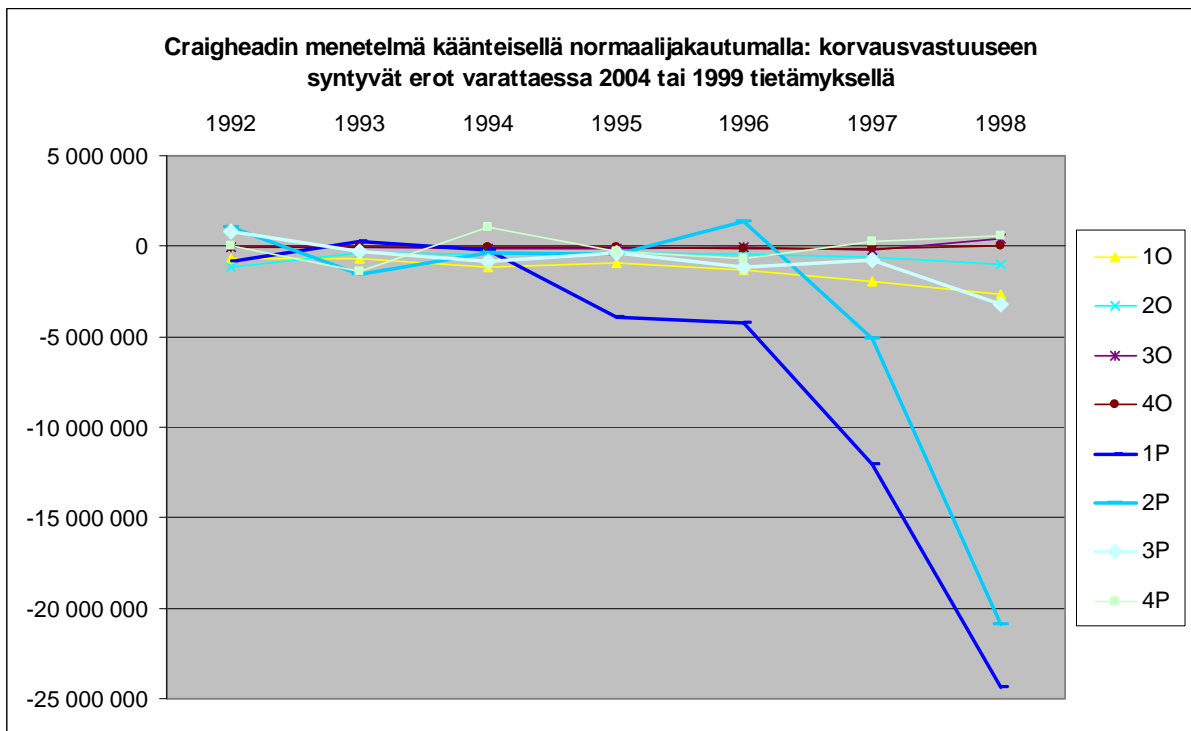
(-5)	1O	2O	3O	4O	ΣO	1P	2P	3P	4P	ΣP	ΣO + ΣP
1992	90 584 000	6 677 000	1 660 000	5 322 500	104 243 500	91 152 000	41 370 000	18 183 000	3 637 000	154 342 000	258 585 500
1993	78 021 000	6 648 000	1 141 000	5 735 000	91 545 000	80 109 000	43 357 000	11 493 000	2 518 000	137 477 000	229 022 000
1994	84 494 000	6 965 000	1 896 000	6 313 000	99 668 000	86 514 000	37 014 000	15 537 000	4 159 000	143 224 000	242 892 000
1995	90 171 000	6 665 000	1 323 000	6 623 000	104 782 000	64 509 000	30 575 000	10 011 000	2 296 000	107 391 000	212 173 000
1996	83 960 000	5 665 000	1 312 000	6 773 000	97 710 000	75 211 000	36 495 000	11 326 000	3 144 000	126 176 000	223 886 000
1997	90 978 000	5 343 000	1 159 000	7 955 000	105 435 000	80 076 000	26 544 000	10 276 000	3 922 000	120 818 000	226 253 000
1998	97 809 000	4 935 000	2 076 000	8 969 000	113 789 000	78 070 000	16 256 000	11 392 000	9 068 000	114 786 000	228 575 000

Koko aineisto

	1O	2O	3O	4O	ΣO	1P	2P	3P	4P	ΣP	ΣO + ΣP
1992	91 300 000	7 850 000	1 720 000	5 347 000	106 217 000	92 010 000	40 310 000	17 400 000	3 620 000	153 340 000	259 557 000
1993	78 700 000	7 040 000	1 184 000	5 780 000	92 704 000	79 880 000	44 940 000	11 820 000	3 900 000	140 540 000	233 244 000
1994	85 650 000	7 430 000	2 050 000	6 365 000	101 495 000	86 700 000	37 420 000	16 410 000	3 110 000	143 640 000	245 135 000
1995	91 100 000	7 030 000	1 420 000	6 662 000	106 212 000	68 460 000	31 060 000	10 380 000	2 550 000	112 450 000	218 662 000
1996	85 300 000	6 080 000	1 385 000	6 897 000	99 662 000	79 440 000	35 110 000	12 490 000	3 850 000	130 890 000	230 552 000
1997	92 900 000	5 940 000	1 352 000	8 103 000	108 295 000	92 150 000	31 640 000	11 000 000	3 660 000	138 450 000	246 745 000
1998	100 500 000	5 940 000	1 657 000	8 976 000	117 073 000	102 470 000	37 175 000	14 640 000	8 500 000	162 785 000	279 858 000

Ero

	1O	2O	3O	4O	ΣO	1P	2P	3P	4P	ΣP	ΣO + ΣP
1992	-716 000	-1 173 000	-60 000	-24 500	-1 973 500	-858 000	1 060 000	783 000	17 000	1 002 000	-971 500
1993	-679 000	-392 000	-43 000	-45 000	-1 159 000	229 000	-1 583 000	-327 000	-1 382 000	-3 063 000	-4 222 000
1994	-1 156 000	-465 000	-154 000	-52 000	-1 827 000	-186 000	-406 000	-873 000	1 049 000	-416 000	-2 243 000
1995	-929 000	-365 000	-97 000	-39 000	-1 430 000	-3 951 000	-485 000	-369 000	-254 000	-5 059 000	-6 489 000
1996	-1 340 000	-415 000	-73 000	-124 000	-1 952 000	-4 229 000	1 385 000	-1 164 000	-706 000	-4 714 000	-6 666 000
1997	-1 922 000	-597 000	-193 000	-148 000	-2 860 000	-12 074 000	-5 096 000	-724 000	262 000	-17 632 000	-20 492 000
1998	-2 691 000	-1 005 000	419 000	-7 000	-3 284 000	-24 400 000	-20 919 000	-3 248 000	568 000	-47 999 000	-51 283 000
	-9 433 000	-4 412 000	-201 000	-439 500	-14 485 500	-45 469 000	-26 044 000	-5 922 000	-446 000	-77 881 000	-92 366 500



Kuvio 17: Erot lopullisissa korvausmenoarviossa varattaessa Craigheadin menetelmällä (käyttäen käänteisistä normaalijakautumaa) 2004- tai 1999-tietämyksellä tehtyjä arvioita sattumisvuosista 1992 - 1998 eri lajiryhmissä.

Yhteenvedoista nähdään heti, että kahden tuoreimman sattumisvuoden 1997 ja 1998 korvausvastuuarviot eroavat toisistaan kymmeniä miljoonia euroja. Menetelmän ongelmana ovatkin aina tuoreet vuodet, joista ei ole kertynyt vielä havaintoja. Lähes kaikissa lajiryhmissä vajaalla aineistolla (- 5 vuotta) lasketut korvausvastuuarviot ovat laajemmalla aineistolla laskettuja arvioita pienemmät. Käytännössä kaikkein tuoreimmille sattumisvuosille joudutaan tekemään subjektiivinen arvio lopullisesta korvauskuluarviosta ja ratkaistavaksi jää vain kertymäkäyrän muodon määrittelevät β - ja μ -parametrit.

Menetelmiä verrattaessa on huomattava että y-akselin asteikot poikkeavat toisistaan. Positiivisia erotuksia löytyy Craigheadin menetelmässä yhdeksälle sattumisvuodelle, kun vastaava lukumäärä Chain Ladder -menetelmässä on 18. Sattumisvuosia testiaineistossa on kaikkiaan $8 \cdot 7 = 56$ (kahdeksan luokkaa ja kussakin seitsemän sattumisvuotta).

Kuten Chain Ladder -menetelmää arvioitaessa tarkastellaan eroa toteutuneen ja ennustetun korvausmenon välillä kun aineistosta on karsittu viimeiset viisi kirjanpito vuotta. Koska menetelmää ei sellaisenaan voida käyttää sattumisvuodelle, josta on olemassa vain yksi havainto, on sattumisvuosi 1999 jätetty tarkastelun ulkopuolelle.

Taulukko 13: Craigheadin menetelmän antaman ennusteen poikkeama toteutumasta kirjanpito vuosina 2000-2004 sattumisvuosina 1992-1998

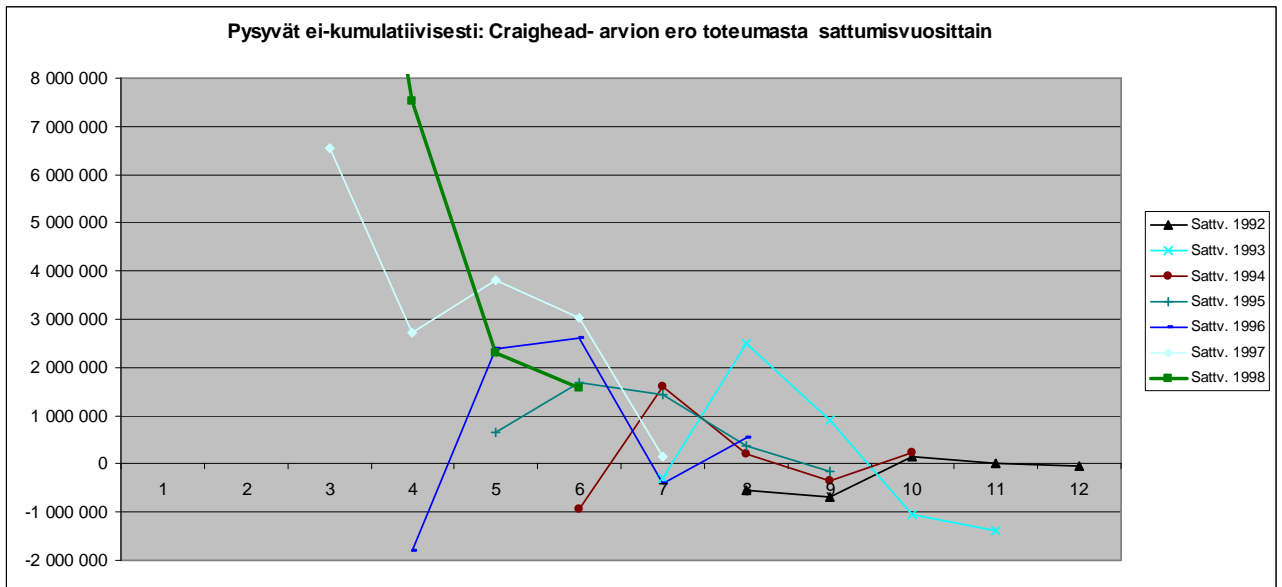
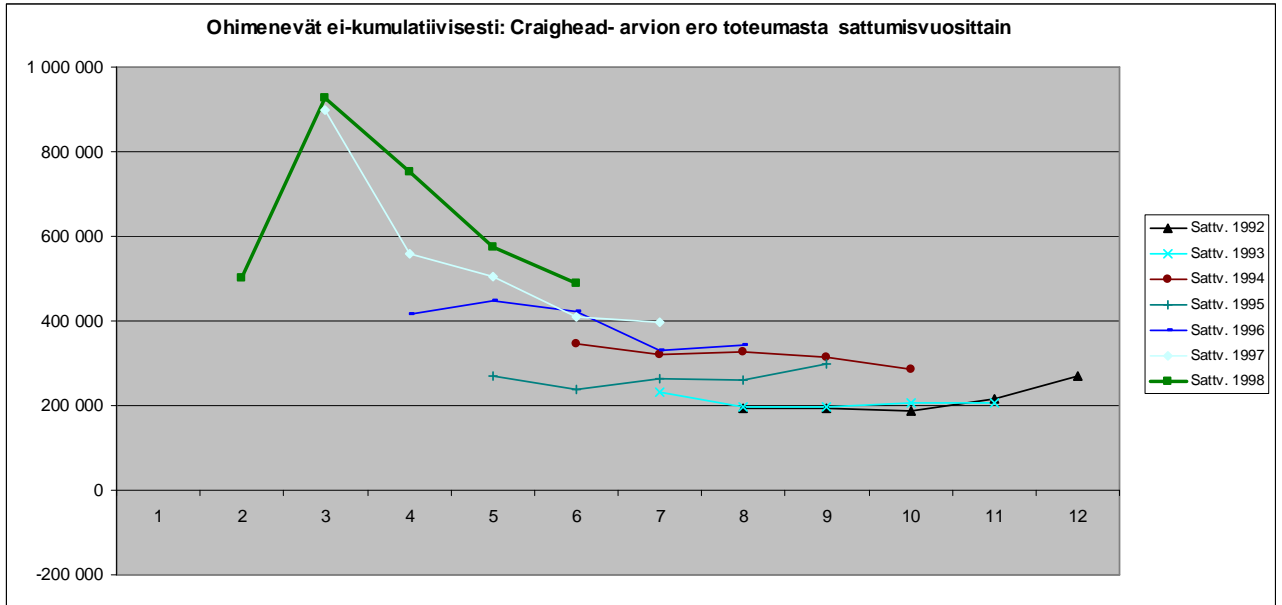
Ohimenevien korvausten ero: toteuma miinus Craighead

Diagonaali	2000	2001	2002	2003	2004
Sattumisvuosi					
1992	194 684	193 609	187 498	216 729	269 063
1993	231 954	196 095	198 241	206 594	206 274
1994	347 578	319 453	326 322	314 829	285 131
1995	268 848	238 029	263 261	259 938	299 641
1996	415 625	447 426	421 256	329 764	343 059
1997	897 187	559 985	504 608	409 107	397 205
1998	503 034	927 549	753 633	575 597	490 436
1999					

Pysyvien korvausten ero: toteuma miinus Craighead

Diagonaali	2000	2001	2002	2003	2004
Sattumisvuosi					
1992	-552 127	-697 559	161 501	-2 266	-56 477
1993	-300 392	2 497 314	916 202	-1 059 124	-1 394 401
1994	-942 674	1 614 675	200 325	-342 442	241 094
1995	663 752	1 677 046	1 435 279	373 121	-154 237
1996	-1 801 131	2 382 125	2 618 221	-418 494	540 206
1997	6 561 019	2 716 795	3 802 038	3 039 487	145 608
1998	16 998 627	17 817 656	7 517 357	2 306 889	1 575 826
1999					

Taulukko voidaan esittää myös graafina.



Kuvio 18: Craigheadin menetelmällä laskettujen korvauskuluarvioitten ero toteumasta. Eri sattumisvuosia on tarkasteltu suoritusvuosittain (x-akseli).

Craigheadin menetelmän lopullisen korvausmenon ennustamiskyky osoittautui selvästi Chain Ladder -menetelmää huonommaksi. Ohimenevien korvausten ennustaminen onnistuu sitä paremmin mitä vanhempi sattumisvuosi on kyseessä. Vain kaksi tuoreinta sattumisvuotta erottuu epäedukseen. Pysyvien vahinkojen osalta trendi on vastaavanlainen, mutta erot itseisarvoltaan ohimeneviin verrattuina huomattavasti isommat.

5.3 Erottelumenetelmä

Esimerkkinä menetelmän soveltamisesta on esitetty työajan tapaturmien ohimenevien korvausten eli lajiryhmän "10" analysointi. Taulukossa 14 on esitetty ei-kumulatiiviset korvaukset ja lukumäärät monestako vahingosta kyseinen korvaussumma on kertynyt.

Taulukko 14: Työajan tapaturmista maksetut ohimenevät korvaukset

euroa		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
00	1992	62 583 434	25 336 201	1 129 767	568 406	333 016	261 331	191 555	179 321	156 360	160 621	122 742	149 151	210 827
	1993	53 470 579	22 159 263	1 228 217	438 502	312 189	189 097	222 866	183 849	147 594	145 055	141 416	150 431	
	1994	55 567 657	26 355 959	1 414 323	494 863	380 108	280 484	255 105	233 669	241 516	218 918	214 354		
	1995	59 349 787	28 819 721	1 290 352	408 191	302 452	220 972	174 344	201 647	170 240	228 344			
	1996	55 130 942	27 153 905	1 199 718	475 565	291 599	327 117	275 433	222 266	249 260				
	1997	61 839 112	27 726 225	1 362 157	621 525	421 725	366 923	300 143	259 091					
	1998	66 577 882	30 530 160	1 451 992	789 188	463 121	384 379	336 748						
	1999	66 873 192	33 131 802	1 582 740	607 359	418 670	298 064							
	2000	71 811 545	33 286 359	1 901 047	710 419	520 574								
	2001	76 141 938	39 157 170	2 445 397	1 434 869									
	2002	79 060 793	36 609 023	2 316 631										
	2003	74 578 716	44 623 023											

Taulukko 15: Niitten vahinkojen lukumäärät, joista taulukon 14 korvaussummat koostuvat

lkm		T												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
00	1992	89 769	18 496	285	63	27	17	3	7	1	3	1	2	2
	1993	81 317	17 016	382	93	38	14	2	3	3	5	0	1	
	1994	85 035	19 543	505	91	32	9	4	1	1	0	1		
	1995	86 522	23 787	499	77	26	11	7	4	7	2			
	1996	82 693	21 030	400	62	23	10	7	5	1				
	1997	91 078	21 109	384	81	16	13	7	6					
	1998	95 676	21 526	463	103	27	15	10						
	1999	92 735	22 859	486	70	48	20							
	2000	95 074	20 938	480	110	30								
	2001	94 131	23 093	529	107									
	2002	95 284	21 277	610										
	2003	85 900	27 725											

Valitaan kunkin sattumisvuoden vahinkojen lukumääräksi $nR(0)$ kahden ensimmäisen sarakkeen summa. Lasketaan näitten lukumäärien avulla sattumisvuosittaiset vahinkokeskiarvot jakamalla korvauskolmion rivit vastaavilla lukumäärillä. Saadaan maksetut korvaukset keskimäärin per vahinko

nR(0)		d												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
108 265	1992	578,058	234,020	10,435	5,250	3,076	2,414	1,769	1,656	1,444	1,484	1,134	1,378	1,947
98 333	1993	543,770	225,349	12,490	4,459	3,175	1,923	2,266	1,870	1,501	1,475	1,438	1,530	
104 578	1994	531,351	252,022	13,524	4,732	3,635	2,682	2,439	2,234	2,309	2,093	2,050		
110 309	1995	538,032	261,264	11,698	3,700	2,742	2,003	1,581	1,828	1,543	2,070			
103 723	1996	531,521	261,793	11,567	4,585	2,811	3,154	2,655	2,143	2,403				
112 187	1997	551,215	247,143	12,142	5,540	3,759	3,271	2,675	2,309					
117 202	1998	568,061	260,492	12,389	6,734	3,951	3,280	2,873						
115 594	1999	578,518	286,622	13,692	5,254	3,622	2,579							
116 012	2000	619,001	286,922	16,387	6,124	4,487								
117 224	2001	649,542	334,037	20,861	12,240									
116 561	2002	678,278	314,076	19,875										
113 625	2003	656,358	392,722											
	2004	693,490												

Menetelmä vaatii täydellisen kolmion, joten sattumisvuoden 2004 alkio on pelkkä arvio.

Lasketaan kolmiosta sarakesummat ja diagonaalisummat. Menetelmä vaatii täydellisen kolmion, joten sattumisvuoden 2004 alkio on pelkkä arvio.

diagonaali- a+d summat	a	d												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
578,058	1992	578,058	234,020	10,435	5,250	3,076	2,414	1,769	1,656	1,444	1,484	1,134	1,378	1,947
777,790	1993	543,770	225,349	12,490	4,459	3,175	1,923	2,266	1,870	1,501	1,475	1,438	1,530	
767,135	1994	531,351	252,022	13,524	4,732	3,635	2,682	2,439	2,234	2,309	2,093	2,050		
807,794	1995	538,032	261,264	11,698	3,700	2,742	2,003	1,581	1,828	1,543	2,070			
813,844	1996	531,521	261,793	11,567	4,585	2,811	3,154	2,655	2,143	2,403				
835,027	1997	551,215	247,143	12,142	5,540	3,759	3,271	2,675	2,309					
837,798	1998	568,061	260,492	12,389	6,734	3,951	3,280	2,873						
865,083	1999	578,518	286,622	13,692	5,254	3,622	2,579							
934,119	2000	619,001	286,922	16,387	6,124	4,487								
970,603	2001	649,542	334,037	20,861	12,240									
1 050,579	2002	678,278	314,076	19,875										
1 015,591	2003	656,358	392,722											
1 140,575	2004	693,490												
sarake- summat		7 717,195	3 356,462	155,060	58,618	31,258	21,306	16,258	12,040	9,200	7,122	4,622	2,908	1,947

Ratkaistaan rekursiivisesti

Algoritmi																
{1} diagonaalisumma	1 140,575	1 015,591	1 050,579	970,603	934,119	865,083	837,798	835,027	813,844	807,794	767,135	777,790	578,058			
{2} {1} / {8}	1 140,575	1 017,328	1 053,798	974,984	939,942	872,050	846,258	845,487	826,357	823,282	786,876	810,536	885,610			
{3} sarakesumma	1,947	2,908	4,622	7,122	9,200	12,040	16,258	21,306	31,258	58,618	155,060	3 356,462	7 717,195			
{4} Σ {2}	1 140,575	2 157,903	3 211,701	4 186,685	5 126,627	5 998,677	6 844,935	7 690,422	8 516,778	9 340,060	10 126,937	10 937,472	11 823,083			
{5} {3} / {4}	0,0017	0,0013	0,0014	0,0017	0,0018	0,0020	0,0024	0,0028	0,0037	0,0063	0,0153	0,0369	0,6527			
{6} Σ {5}	0,0017	0,0031	0,0045	0,0062	0,0080	0,0100	0,0124	0,0151	0,0188	0,0251	0,0404	0,03473	1,0000			
{7} 1 - Σ {6}	0,9983	0,9969	0,9955	0,9938	0,9920	0,9900	0,9876	0,9849	0,9812	0,9749	0,9596	0,6527	0,0000			
{8} {7} siirrettyä	1,0000	0,9983	0,9969	0,9955	0,9938	0,9920	0,9900	0,9876	0,9849	0,9812	0,9749	0,9596	0,6527			

- {1} Diagonaalisummat tuoreimmasta vanhimpaan
- {3} Sarakesummat käänteisessä järjestyksessä
- {8} Ensimmäinen alkio saa arvon 1. Loput saadaan rekursiivisesti riviltä {7}.
- {4} Rivin {2} kumulatiivinen summa
- {5} Rivi {3} jaettuna rivillä {4}
- {6} Rivin {5} kumulatiivinen summa
- {7} 1 miinus rivi {6}

Algoritmin tuloksena saadaan

Rivi {2} : diagonaali generaattori, merkitään D/gen

Rivi {5} : sarake generaattori, merkitään S/gen

Näitten avulla voidaan generoida mallin antama toteutunut keskimääräisten korvausten ei-kumulatiivinen kolmio:

S/gen		0,6527	0,3069	0,0153	0,0063	0,0037	0,0028	0,0024	0,0020	0,0018	0,0017	0,0014	0,0013	0,0017	
a+d D/gen	a	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	885,610	1992	578,058	248,735	12,048	5,167	3,033	2,342	2,010	1,750	1,687	1,659	1,517	1,371	1,947
2	810,536	1993	529,055	241,475	12,606	5,186	3,103	2,345	2,071	1,887	1,750	1,793	1,464	1,537	
3	786,876	1994	513,612	252,647	12,653	5,306	3,106	2,416	2,233	1,957	1,891	1,731	1,641		
4	823,282	1995	537,375	253,590	12,946	5,311	3,201	2,604	2,316	2,115	1,826	1,940			
5	826,357	1996	539,382	259,461	12,958	5,473	3,450	2,701	2,503	2,042	2,047				
6	845,487	1997	551,869	259,697	13,353	5,899	3,578	2,920	2,416	2,289					
7	846,258	1998	552,372	267,612	14,392	6,119	3,868	2,818	2,709						
8	872,050	1999	569,207	288,447	14,929	6,614	3,734	3,160							
9	939,942	2000	613,521	299,201	16,135	6,385	4,186								
10	974,984	2001	636,394	323,387	15,577	7,158									
11	1053,798	2002	687,838	312,195	17,464										
12	1017,328	2003	664,033	350,017											
13	1140,575	2004	744,479												

Tätä voidaan verrata alkuperäiseen lähtötietoon maksetuista korvauksista keskimäärin per vahinko (ei kumulatiivisena)

		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1992		578,058	234,020	10,435	5,250	3,076	2,414	1,769	1,656	1,444	1,484	1,134	1,378	1,947
1993		543,770	225,349	12,490	4,459	3,175	1,923	2,266	1,870	1,501	1,475	1,438	1,530	
1994	a	531,351	252,022	13,524	4,732	3,635	2,682	2,439	2,234	2,309	2,093	2,050		
1995		538,032	261,264	11,698	3,700	2,742	2,003	1,581	1,828	1,543	2,070			
1996		531,521	261,793	11,567	4,585	2,811	3,154	2,655	2,143	2,403				
1997		551,215	247,143	12,142	5,540	3,759	3,271	2,675	2,309					
1998		568,061	260,492	12,389	6,734	3,951	3,280	2,873						
1999		578,518	286,622	13,692	5,254	3,622	2,579							
2000		619,001	286,922	16,387	6,124	4,487								
2001		649,542	334,037	20,861	12,240									
2002		678,278	314,076	19,875										
2003		656,358	392,722											
2004		693,490												

Saadaan prosentuaaliset erot toteutuneen ja mallin antaman tiedon välillä.

Ero alkup. datasta		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1992		0 %	-6 %	-13 %	2 %	1 %	3 %	-12 %	-5 %	-14 %	-11 %	-25 %	1 %	0 %
1993		3 %	-7 %	-1 %	-14 %	2 %	-18 %	9 %	-1 %	-14 %	-18 %	-2 %	0 %	
1994	a	3 %	0 %	7 %	-11 %	17 %	11 %	9 %	14 %	22 %	21 %	25 %		
1995		0 %	3 %	-10 %	-30 %	-14 %	-23 %	-32 %	-14 %	-15 %	7 %			
1996		-1 %	1 %	-11 %	-16 %	-19 %	17 %	6 %	5 %	17 %				
1997		0 %	-5 %	-9 %	-6 %	5 %	12 %	11 %	1 %					
1998		3 %	-3 %	-14 %	10 %	2 %	16 %	6 %						
1999		2 %	-1 %	-8 %	-21 %	-3 %	-18 %							
2000		1 %	-4 %	2 %	-4 %	7 %								
2001		2 %	3 %	34 %	71 %									
2002		-1 %	1 %	14 %										
2003		-1 %	12 %											
2004		-7 %												

Suurin ero kolmion alkioitten välillä on 71,0 % ja pienin -31,7 %. Erot ovat melko suuret eli malli ei erityisen hyvin kuvaa todellisuutta.

D/gen-luvut kuvaavat sisäistä inflaatiota toteutuneessa korvaushistoriassa. Generoidusta D/gen-lukusarjasta saadaan toteutuneeseen dataan sisältyvä inflaatio. Useissa varausmenetelmissä historiassa toteutunut inflaatio tuodaan malliin ulkoisena, annettuna tietona. Tässä esimerkissä inflaation vaikutus saadaan seuraavasti:

a	1	2	3	4	5	6	7
Indeksi	885,610	810,536	786,876	823,282	826,357	845,487	846,258
1+j		0,915	0,971	1,046	1,004	1,023	1,001
$\pi(1+j)$	1,286	1,406	1,448	1,384	1,379	1,348	1,346
		8	9	10	11	12	13
	1,030	872,050	939,942	974,984	1053,798	1017,328	1140,575
		1,078	1,037	1,081	0,965	1,121	1,121
		1,307	1,213	1,169	1,082	1,121	1,000

Alkuvuosien inflaatio näyttää kovin alhaiselta verrattuna seuraavien vuosien inflaatioon.

Kuuden tuoreimman kalenterivuoden inflaatio on keskimäärin 5 %:n luokkaa. Tätä arviota käytetään arviona tulevasta inflaatiosta. Valitaan tulevaisuuden inflaatio-oletukseksi tuo 5 % ja kasvatetaan D/gen -sarjan viimeistä (tuoreinta) alkiota vuosittain 5 %:lla. Saadaan

a+d	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
D/gen projektio	1 140,575	1 197,604	1 257,484	1 320,358	1 386,376	1 455,695	1 528,480	1 604,904	1 685,149	1 769,406	1 857,876	1 950,770	2 048,309

Tämän avulla päästään projisoimaan tulevia korvauksia. Eli täydennetään toteutuneeseen korvauskolmioon (vasen yläkolmio) mallin antama arvio tulevista korvauksista (oikea alakolmio).

S/gen		d												D/gen		
a		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	a+d	
1	885,610 1992															
2	810,536 1993															
3	786,876 1994															
4	823,282 1995															
5	826,357 1996															
6	845,487 1997															
7	846,258 1998															
8	872,050 1999															
9	939,942 2000															
10	974,984 2001															
11	1053,798 2002															
12	1017,328 2003															
13	1140,575 2004															

Malli antaa keskimääräisen vahingon tulevina vuosina, sisältäen inflaation. Kun nämä keskivahingot kerrotaan vahinkojen lukumäärillä, saadaan maksettavaksi tulevat kokonaisvahingot.

nR(0)		d												
a		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
108 265	1992													
98 333	1993													201 027
104 578	1994												168 778	224 484
110 309	1995											190 116	186 929	248 625
103 723	1996										211 310	187 704	184 557	245 470
112 187	1997									241 108	239 981	213 172	209 598	278 776
117 202	1998								281 721	264 480	263 244	233 836	229 915	305 799
115 594	1999							328 811	291 749	273 894	272 614	242 159	238 099	316 684
116 012	2000						384 918	346 500	307 444	288 629	287 280	255 186	250 908	333 721
117 224	2001				515 247	408 386	367 626	326 188	306 227	304 795	270 745	266 206	354 068	
116 561	2002			876 088	537 950	426 380	383 824	340 561	319 719	318 225	282 674	277 935	369 668	
113 625	2003		2 083 573	896 722	550 619	436 422	392 864	348 582	327 249	325 720	289 332	284 481	378 375	
	2004	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Oletetaan että korvauksia ei kerry enää vuoden 12 jälkeen. Alakolmion rivisummat (Σ) antavat kunkin sattumisvuoden korvausvastuun vuoden 2004 lopussa. Sattumisvuosittaiset lopulliset korvauskuluarviot saadaan summaamalla yläkolmion ja alakolmion rivisummat keskenään.

nR(0)	a	d											Σ	Lopullinen korvausmeno			
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			11	12	≥ 13
108 265	1992														0	0	91 382 732
98 333	1993													201 027	0	201 027	78 990 085
104 578	1994											168 778	224 484	0	393 262	86 050 218	
110 309	1995									190 116	186 929	248 625	0	625 670	91 791 721		
103 723	1996								211 310	187 704	184 557	245 470	0	829 040	86 154 845		
112 187	1997							241 108	239 981	213 172	209 598	278 776	0	1 182 634	94 079 536		
117 202	1998						281 721	264 480	263 244	233 836	229 915	305 799	0	1 578 996	102 112 466		
115 594	1999					328 811	291 749	273 894	272 614	242 159	238 099	316 684	0	1 964 010	104 875 837		
116 012	2000				384 918	346 500	307 444	288 629	287 280	255 186	250 908	333 721	0	2 454 585	110 684 528		
117 224	2001			515 247	408 386	367 626	326 188	306 227	304 795	270 745	266 206	354 068	0	3 119 487	122 298 861		
116 561	2002		876 088	537 950	426 380	383 824	340 561	319 719	318 225	282 674	277 935	369 668	0	4 133 024	122 119 471		
113 625	2003	2 083 573	896 722	550 619	436 422	392 864	348 582	327 249	325 720	289 332	284 481	378 375	0	6 313 938	125 515 677		
														22 795 673	1 216 055 977		

Kokonaisvaraus

22 795 673

Maksetut korvaukset

1 193 260 303

Kokonaiskorvausmeno

1 216 055 976

Vastaavalla tavalla lasketaan Excel-sovelluksena kaikki lajiryhmät sekä täydellisellä että vajaalla (- 5 vuotta) aineistolla. Yhteenvetona saadaan erottelumenetelmästä edellisten menetelmien tapaan taulukko 16 ja kuvio 19 eri lajiryhmien lopullisista korvauskuluarvioista sattumisvuosittain

Taulukko 16: Erottelumenetelmällä arvioitu lopullinen korvausmeno sattumisvuosille 1992-1998 käyttämällä lähtötietoina koko aineistoa kirjanpituvooteen 2004 asti ja katkaistulla aineistolla (-5 vuotta) kirjanpituvooteen 1999 asti lajiryhmittäin ja sattumisvuosittain.

**Lopullinen korvausmeno
Eroittelumenetelmä**

Vajaa aineisto (- 5 vuotta)

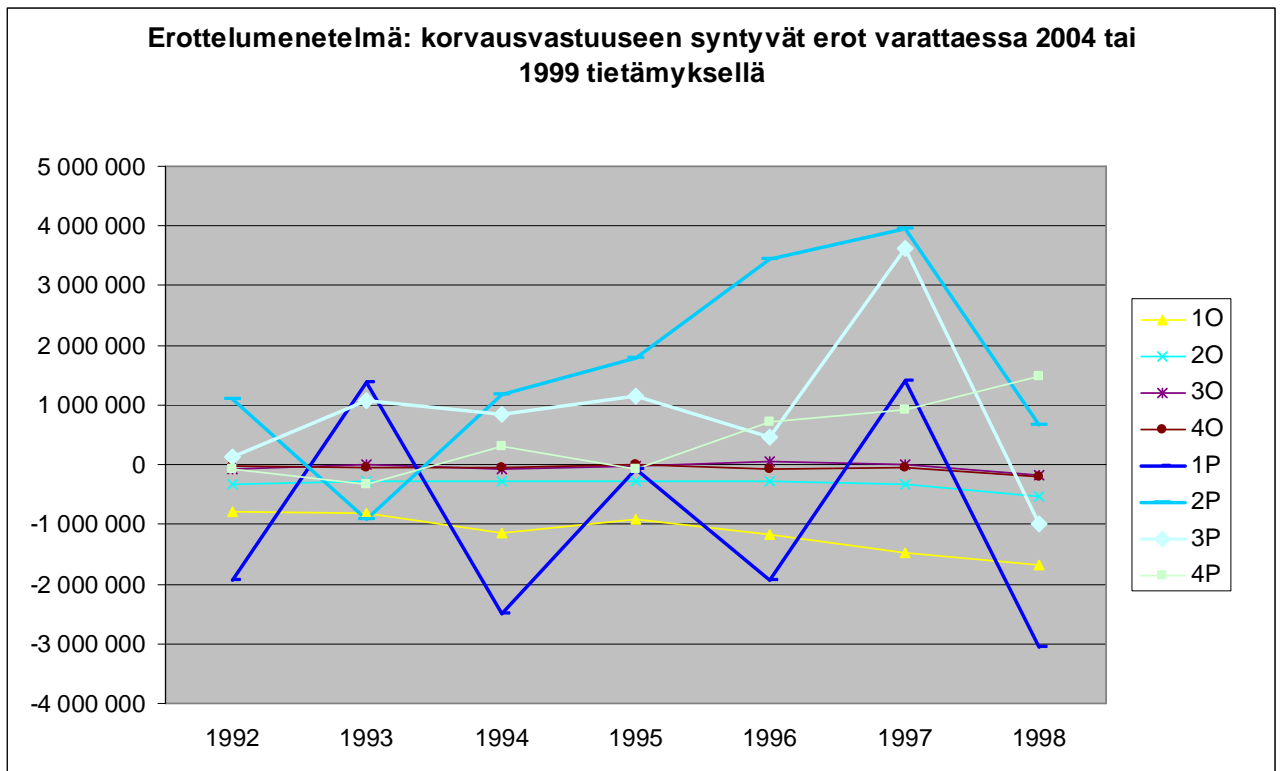
(-5)	1O	2O	3O	4O	Σ O	1P	2P	3P	4P	Σ P	Σ O + Σ P
1992	90 583 031	6 516 818	1 609 216	5 322 500	104 031 565	90 561 186	40 809 503	17 232 785	3 476 855	152 080 329	256 111 894
1993	78 187 623	6 613 240	1 190 469	5 746 358	91 737 690	81 324 449	42 890 128	12 380 545	2 484 227	139 079 350	230 817 040
1994	84 895 662	7 086 946	1 950 799	6 336 851	100 270 258	83 979 710	37 990 912	16 715 909	3 371 537	142 058 068	242 328 326
1995	90 876 707	6 785 396	1 434 922	6 679 173	105 776 198	68 834 178	31 183 058	11 153 037	2 558 814	113 729 087	219 505 285
1996	84 988 059	6 023 900	1 496 125	6 861 570	99 369 654	78 493 451	37 176 344	12 392 458	4 125 550	132 187 803	231 557 457
1997	92 611 218	5 797 129	1 446 503	8 116 978	107 971 828	95 312 103	34 375 039	14 228 882	4 783 155	148 699 180	256 671 008
1998	100 426 080	5 740 570	1 571 574	8 860 157	116 598 381	101 828 072	37 039 939	13 492 865	10 154 782	162 515 658	279 114 038

Koko aineisto

	1O	2O	3O	4O	Σ O	1P	2P	3P	4P	Σ P	Σ O + Σ P
1992	91 382 732	6 841 878	1 693 986	5 346 833	105 265 429	92 504 874	39 713 306	17 096 646	3 562 585	152 877 411	258 142 840
1993	78 990 085	6 884 841	1 186 279	5 786 824	92 848 028	79 934 524	43 801 461	11 306 341	2 807 422	137 849 747	230 697 775
1994	86 050 218	7 357 970	2 033 930	6 377 693	101 819 811	86 469 945	36 804 790	15 877 070	3 073 267	142 225 072	244 044 883
1995	91 791 721	7 067 150	1 450 449	6 682 299	106 991 619	68 909 632	29 402 989	9 999 462	2 636 711	110 948 793	217 940 412
1996	86 154 845	6 307 373	1 450 869	6 931 266	100 844 353	80 439 697	33 741 177	11 918 302	3 415 767	129 514 943	230 359 296
1997	94 079 536	6 113 980	1 447 783	8 160 334	109 801 633	93 900 762	30 425 704	10 593 039	3 874 448	138 793 952	248 595 586
1998	102 112 466	6 282 202	1 757 933	9 057 063	119 209 665	104 874 449	36 377 220	14 483 733	8 684 885	164 420 286	283 629 951

Ero

	1O	2O	3O	4O	Σ O	1P	2P	3P	4P	Σ P	Σ O + Σ P
1992	-799 701	-325 060	-84 770	-24 333	-1 233 864	-1 943 688	1 096 197	136 139	-85 730	-797 082	-2 030 946
1993	-802 462	-271 601	4 190	-40 466	-1 110 338	1 389 926	-911 333	1 074 204	-323 194	1 229 603	119 265
1994	-1 154 556	-271 024	-83 131	-40 842	-1 549 553	-2 490 235	1 186 123	838 839	298 269	-167 004	-1 716 557
1995	-915 013	-281 754	-15 527	-3 126	-1 215 421	-75 454	1 780 069	1 153 576	-77 897	2 780 294	1 564 873
1996	-1 166 785	-283 473	45 257	-69 696	-1 474 699	-1 946 246	3 435 167	474 156	709 782	2 672 860	1 198 161
1997	-1 468 318	-316 852	-1 280	-43 356	-1 829 805	1 411 342	3 949 335	3 635 843	908 707	9 905 227	8 075 422
1998	-1 686 386	-541 632	-186 359	-196 906	-2 611 284	-3 046 376	662 719	-990 868	1 469 897	-1 904 628	-4 515 913
	-7 993 222	-2 291 396	-321 620	-418 725	-11 024 964	-6 700 732	11 198 278	6 321 890	2 899 834	13 719 270	2 694 306



Kuvio 19: Erot korvausvastuuarviossa varattaessa erottelumenetelmällä 2004 tai 1999 tietämyksellä sattumisvuodet 1992 - 1998 eri lajiryhmissä

Erottelumenetelmän yhteenvedoista nähdään että sattumisvuoden 1997 arviot poikkeavat eniten, jopa 1998 sattumisvuoden korvausvastuuarviot ovat lähempänä toisiaan verrattaessa täydellisellä ja vajaalla aineistolla laskettuja tuloksia. Erot jakaantuvat tasaisemmin kaikille sattumisvuosille kuin edellä tarkastelluissa menetelmissä. Kahdessakymmenessä tapauksessa 56:sta erotus on positiivinen. Merkillepantavaa on että koko korvausvastuu laskettuna yli kaikkien lajiryhmien ja kaikkien sattumisvuosien on vain 2,7 miljoonaa, kun vastaava ero Chain Ladder -menetelmässä on 8,8 miljoonaa ja Craigheadin menetelmällä jopa 92, 4 miljoonaa.

Tarkastellaan vielä eroja ennustetun ja toteutuneen korvausmenon välillä vastaavalla tavalla kuin muissakin menetelmissä.

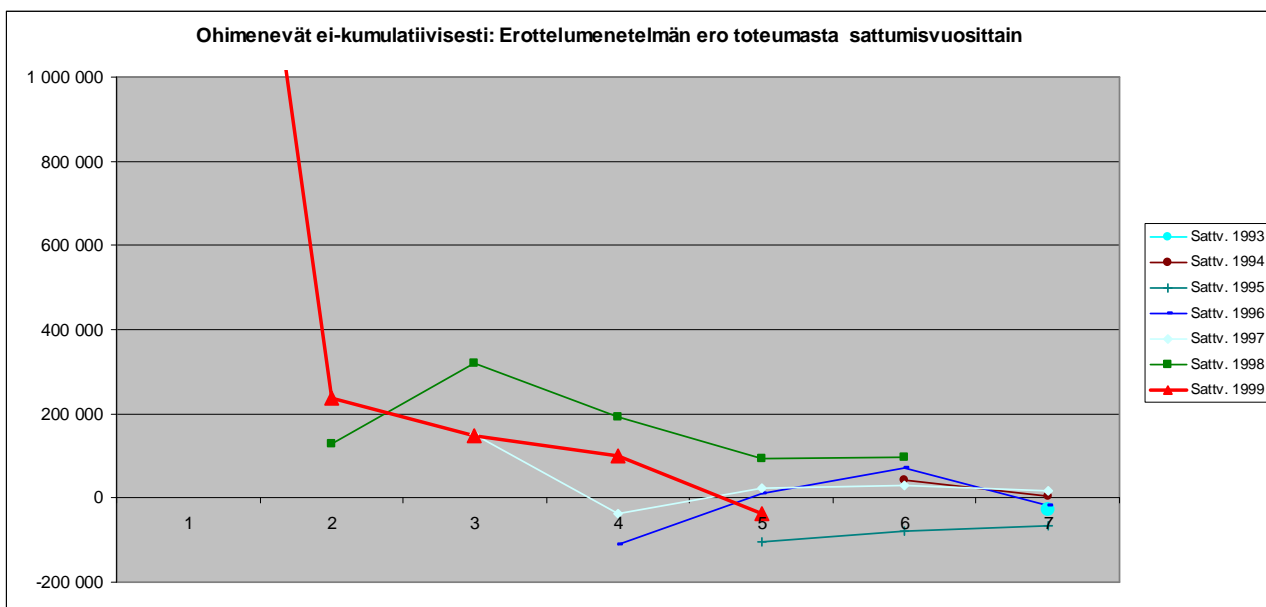
Taulukko 17: Erottelumenetelmän antaman ennusteen poikkeama toteutumasta kirjjanpito vuosina 2000 - 2004 sattumisvuosina 1992 - 1998

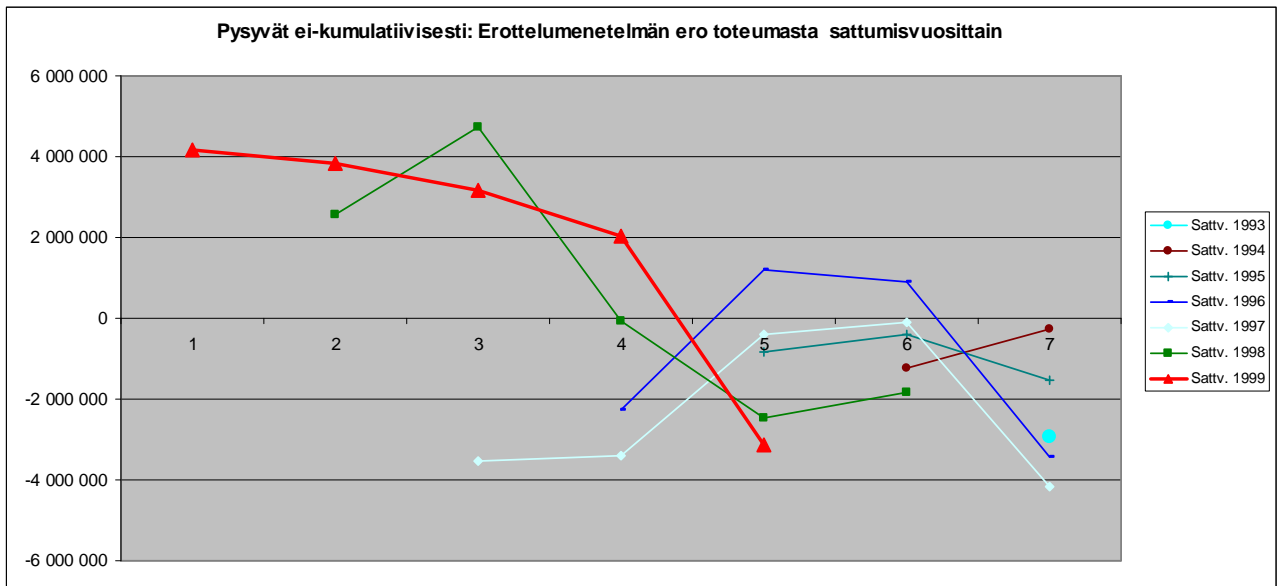
Ohimenevien korvausten ero: toteuma miinus erottelumenetelmällä laskettu korvauskulu

Diagonaali	2000	2001	2002	2003	2004
Sattumisvuosi					
1993	-26 292				
1994	42 535	5 223			
1995	-103 764	-79 587	-64 979		
1996	-109 748	10 742	72 424	-19 224	
1997	150 459	-38 009	22 113	28 422	18 196
1998	128 344	321 506	193 712	92 172	96 942
1999	2 692 593	237 311	147 993	98 687	-37 247

Pysyvien korvausten ero: toteuma miinus erottelumenetelmä laskettu korvauskulu

Diagonaali	2000	2001	2002	2003	2004
Sattumisvuosi					
1993	-2 947 892				
1994	-1 241 471	-277 517			
1995	-824 510	-386 570	-1 526 832		
1996	-2 258 875	1 186 438	916 021	-3 449 998	
1997	-3 548 404	-3 401 166	-402 745	-98 472	-4 177 896
1998	2 580 082	4 717 497	-52 225	-2 482 444	-1 823 070
1999	4 176 469	3 843 740	3 180 475	2 033 639	-3 139 522





Kuvio 20: Erot toteumasta Erottelumenetelmällä kirjanpito vuosina 2000-2004

Ohimenevien osalta sattumisvuoden 1999 ensimmäisen suoritusvuoden laskennallinen korvausmeno on 2,7 miljoona euroa liian suuri. Muuten ohimenevien ennustaminen on onnistunut kohtalaisen hyvin.

Pysyvien korvausten osalta vuosien 1999 ja 1998 estimaatit ovat ensimmäisten suoritusvuosien osalta liian suuria.

Erot jakaantuvat positiivisiin ja negatiivisiin lukumääräisesti edellisiä menetelmiä tasaisemmin.

6. Vakuutusyhtiöitten omat varaukset

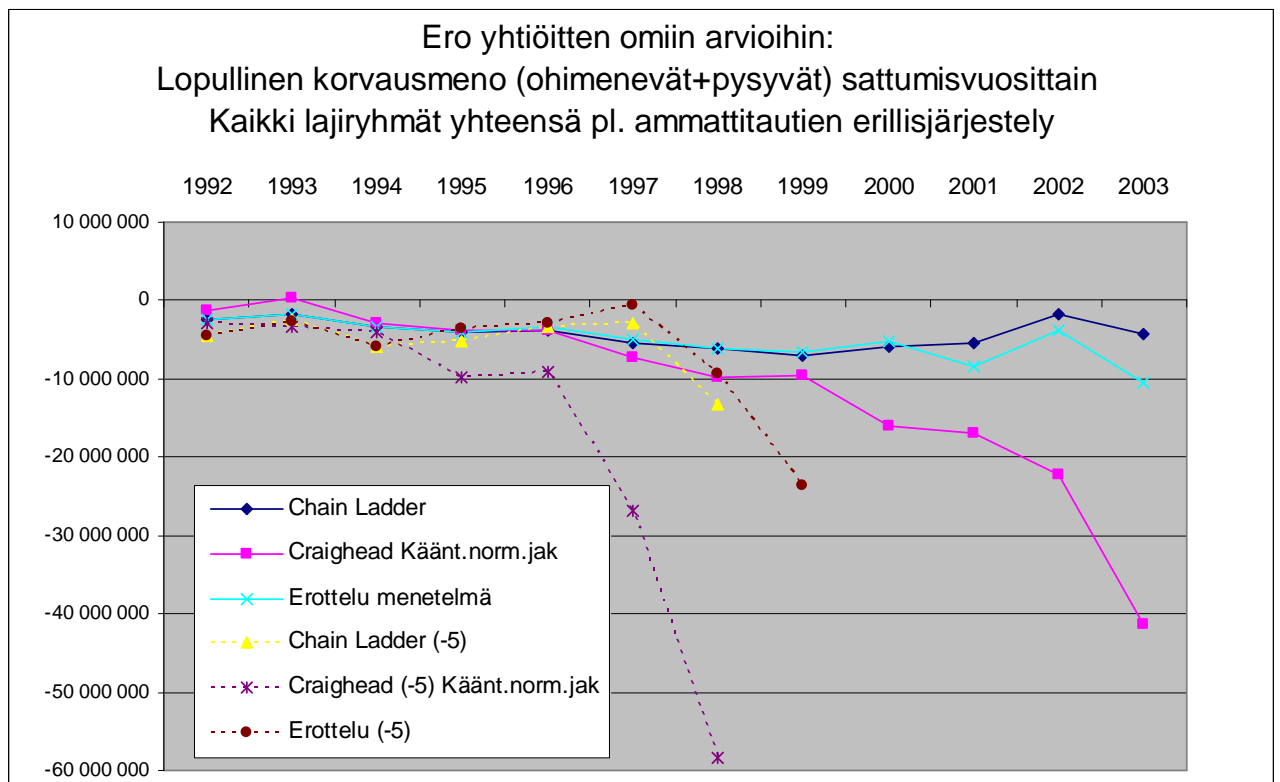
Suomessa lakisääteistä tapaturmavakuutusta harjoittavat vakuutusyhtiöt raportoivat vuosittain Vakuutusvalvontavirastolle omat tilinpäätöksen mukaiset korvausvastuuarvionsa sattumisvuosittain jaoteltuina. Vakuutusvalvontavirasto julkaisee nämä arviot yhteenlaskettuna yli yhtiöitten. Tällöin yksittäisillä yhtiöillä on mahdollisuus peilata omia lukujaan valtakunnallisiin arvioihin. Vakuutusvalvontavirastolle raportoidaan erikseen "varaukset muille tunnetuille ja tuntemattomille vahingoille". Nämä ovat vertailukelpoiset tässä työssä laskettuihin korvausvastuuarvioihin työajan tapaturmien, ammattitautien ja ammattitautiepäilyjen sekä vapaa-ajan tapaturmien osalta. Vakuutusvalvontaviraston julkaisusta puuttuu kuitenkin ammattitautien erillisjärjestelyn piiriin kuuluvat vahingot. Alla

yhteenveto Vakuutusvalvontaviraston vuoden 2004 raportista, jossa näkyy yhtiöitten tekemät arviot myös vuosien 2003 ja 2002 lopussa (sarakkeet 2003 ja 2002).

Taulukko 18: Yhtiöitten tekemät tuntemattomien vahinkojen korvausvastuuarviot tilinpäätöksissä 2004, 2003 ja 2002

1.000 euro	Tilinpäätös vuosi (t)		
	2004	2003	2002
Varaukset muille tunnetuille ja tuntemattomille vahingoille sattumisvuosittain			
t	223 509	207 698	192 853
t - 1	97 133	88 818	80 956
t - 2	48 327	46 121	41 041
t - 3	32 320	27 178	25 462
t - 4	18 835	19 316	18 135
t - 5	15 041	15 122	13 897
t - 6	11 646	11 362	8 883
t - 7	8 626	6 907	6 499
t - 8	5 086	5 352	5 432
t - 9	4 888	4 354	4 058
t - 10	3 777	3 666	3 687
t - 11	2 194	2 940	2 749
t - 12	2 337	2 694	2 621
t - 13	2 640	1 984	2 140
t - 14	1 514	2 362	2 025
t - 15	2 571	2 433	1 668
< t - 15	21 336	10 605	12 473
Yhteensä	501 780	458 912	424 581

Kun verrataan edellä laskettuja korvausvastuita ilman erillisjärjestelyn piiriin kuuluvia vahinkoja, saadaan seuraava yhteenveto eroista sattumisvuosittain (= menetelmillä laskettu lopullinen korvausmenoarvio vähennettynä yhtiöitten omilla arvioilla). Lyhyellä historialla lasketut arviot (-5) tekevät selkeää alivarausta, Craigheadin menetelmä selvästi eniten. Tähän vertailuun on otettu mukaan myös sattumisvuodet 1999 - 2003 ja voidaan havaita Craigheadin menetelmän tekemä alivaraus näille kaikille tuoreille vuosille. Myös Chain Ladder - ja erottelumenetelmä tuottavat pienempiä varauksia kuin yhtiöitten tekemät varaukset. Osan eroista selittää se, että yhtiöt lisäävät normaalisti laskennallisiin varauksiinsa muutaman prosenttiyksikön suuruisen varmuuslisän laskennan epätarkkuuden kattamiseksi. Yhtiöitten käyttämä painotettu diskonttauskorko vuonna 2004 oli 3,42 % eli 0,08 prosenttiyksikköä pienempi, kuin TVL:n aineistossa käytetty. Myös tästä syystä yhtiöitten arviot ovat hieman suuremmat.



Kuvio 21: Erot korvausvastuuarviossa verrattuna yhtiöitten itse tekemiin arvioihin (pl. ammattitautien erillisjärjestelyn piiriin kuuluvat vahingot)

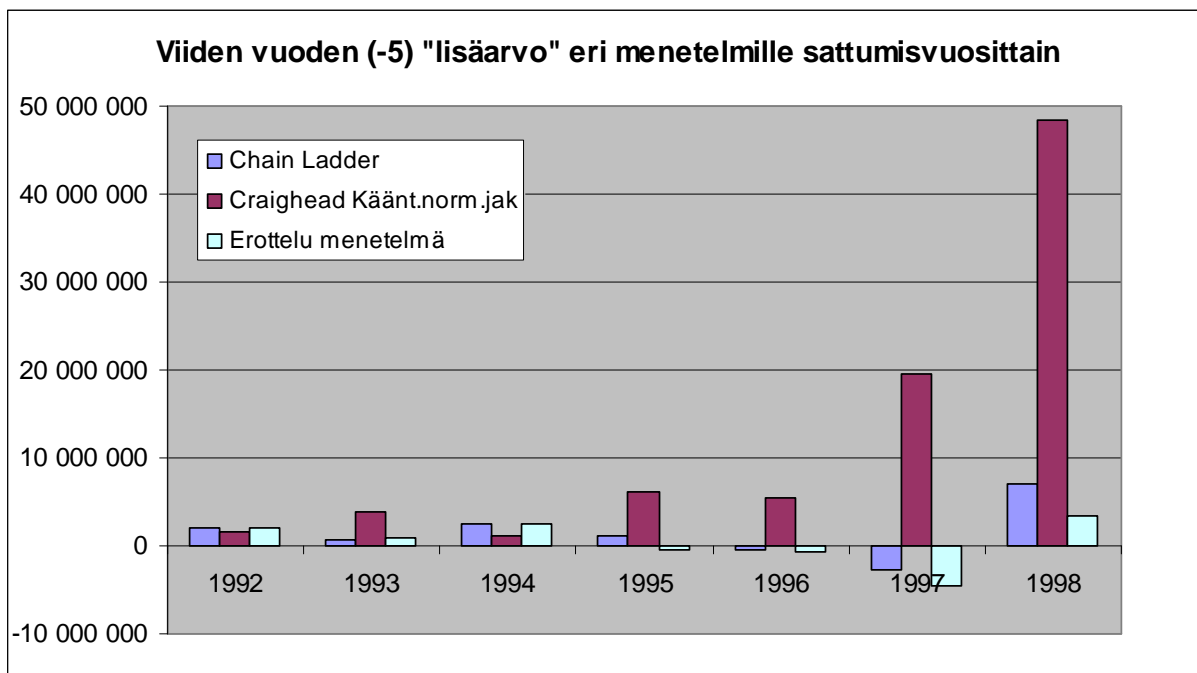
Varsinkin katkaistulla aineistolla tehdyt arviot tekevät kaikilla menetelmillä arvioituna alivarausta. Tämä oli odotettavissa, koska katkaistu aineisto on kohtalaisen lyhyt varsinkin arvioitaessa pysyvien korvausten korvausmenoa. Lisäksi Chain Ladder -menetelmässä ei sovellettu häntäkerrointa, jolla yleensä ennustetaan toteutuneen korvaushistorian jälkeinen

kehitys. Vastaavasti erottelumenetelmää sovellettaessa oletettiin, että $\sum_{j=0}^t r_j = 1$. Tuoreitten

sattumisvuosien historia on aina lyhyt, ja käytännössä niitten arvioimisessa joudutaan lähes aina turvautumaan johonkin subjektiiviseen arvioon lopullisesta korvausmenosta. Mikään menetelmä ei yksinään osaa arvioida tuoreimpien sattumisvuosien tulevaa korvauskulua.

Täydellisellä aineistolla lasketut arviot ovat joitakin poikkeuksia lukuun ottamatta selvästi lähempänä yhtiöitten arviota kuin katkaistulla aineistolla lasketut. Tämäkin oli odotettavissa ja tuntuu luonnolliselta. Craigheadin menetelmä epäonnistuu selvästi muihin menetelmiin verrattuna tilanteissa, joissa käytettävissä oleva historia on lyhyt. Vain yhdessä tapauksessa menetelmän antama korvauskuluarvio ylittää yhtiöitten oman arvon: sattumisvuodelle 1993 Craigheadin menetelmä täydelliselle aineistolle arvioi korvausmenon 387 615 euroa yhtiöitten arviota suuremmaksi.

Tarkastellaan vielä, mikä oli viiden poisleikatun tilivuoden merkitys eri menetelmille tai paremminkin, paljonko viiden historiavuoden karttuminen toi "lisäarvoa" eri menetelmille. Oletuksena on että täydellisestä aineistosta laskettu lopullinen korvausmeno on lähempänä oikeaa korvausmenoarviota kuin vajaasta (-5 vuotta) aineistosta laskettu korvausmeno. Vähennetään menetelmittäin ja sattumisvuosittain koko aineistosta lasketusta lopullisesta korvausmenosta vajaalla aineistolla laskettu korvausmenoarvio ilman ammattitautien erillisjärjestelyn piiriin kuuluvia vahinkoja, koska ne puuttuivat myös edellisestä kuviosta.



Kuvio 22: Erot menetelmittäin ja sattumisvuosittain lopullisessa korvausmenoarviossa, kun verrataan täydellisestä aineistosta laskettua arviota vajaalla (-5 vuotta) aineistolla laskettuun lopulliseen korvausmenoarvioon (pl. ammattitautien erillisjärjestelyn piiriin kuuluvat vahingot)

Nopeallakin silmäilemisellä nähdään, että Craigheadin menetelmä kärsii selvästi eniten jos käytettävissä oleva aineisto ei ole riittävän pitkä. Menetelmä tekee kaikille sattumisvuosille alivarausta eli tuottaa liian pieniä korvauskuluarvioita. Chain Ladder - ja erottelumenetelmille lisävuosien merkitys on selkeästi pienempi ja erottelumenetelmä näyttäisi selvinneen hieman Chain Ladder -menetelmää paremmin katkaistulla aineistolla.

7. Yhteenveto

Työssä on vertailtu kolmea erityyppistä varausmenetelmää soveltamalla niitä Suomen lakisääteisen tapaturmavakuutuksen valtakunnalliseen tilastoaineistoon toteutuneesta korvauskulusta. Menetelmien onnistumista mitattiin kahdella tavalla. Ensinnäkin siten että pudotettiin historiasta eli käytettävissä olevasta aineistosta pois 5 tuoreinta suoritus- eli historiavuotta ja vertailtiin tyypistetyllä aineistolla (-5 vuotta) tehtyjä arvioita täydellä aineistolla tehtyihin laskelmiin jäljelle jäävien sattumisvuosien 1992-1998 osalta pitäen täydellä aineistolla tehtyjä arvioita "oikeina" tai vähintäänkin "oikeampina" arvioina. Toisaalta vertailtiin menetelmiä suomalaisten yhtiöitten omilla tilinpäätöksissään tekemiin korvausvastuuarvioihin ja oletettiin näitten olevan ne "oikeat" korvausvastuuarviot, muistaen kuitenkin että yhtiöitten tekemissä tilinpäätösarvioissa on todennäköisesti mukana muutaman prosenttiyksikön suuruinen varmuuslisä menetelmien epätarkkuuksia varten. Mielenkiintoista on, että lopullinen totuus oikeasta korvausvastuusta tilanteessa 31.12.2004 tiedetään todellisuudessa vasta vuosien tai jopa vuosikymmenin kuluttua, jolloin korvausvastuut ovat realisoituneet maksetuiksi korvauksiksi ohimenevien korvausten osalta ja tarkastelussa mukana olleisiin vahinkovuosiin ei enää tule uusia eläketapauksia.

Menetelmiksi valittiin Chain Ladder -menetelmä, Craigheadin menetelmä ja erottelumenetelmä. Chain Ladder -menetelmä lienee kaikkein yleisimmin yhtiöitten käyttämä korvausvastuun varausmenetelmä. Käytännössä yhtiöt käyttävät muita menetelmiä laskettaessa tuoreimpien vakuutuskausien korvausvastuuarvioita. Chain Ladder -menetelmä johtaa usein virhearvioon varsinkin yksittäisten yhtiöitten osalta, kun yksittäiset suurvahingot tai suurten vahinkojen puuttuminen johtaa liian suuriin tai pieniin korvausvastuuarvioihin. Yleisesti käytössä lienee Bornhuetter-Ferguson -menetelmä, joka perustuu vakuutusmatemaatikon subjektiiviseen arvioon kyseisen sattumisvuoden korvauskulusta. Chain Ladder -menetelmä perustuu oletukseen että kaikki vahinkovuodet kehittyvät samalla keskimääräisellä nopeudella suoritusvuosien saatossa. Tämä oletus ei kuitenkaan aina päde, vaan esimerkiksi erilaiset muutokset lainsäädännössä saattavat muuttaa vahinkojen kertymisnopeutta. Esimerkkinä tällaisesta lainsäädäntömuutoksesta mainittakoon yli yhdeksän vuotta vanhojen sairaanhoitokulujen ja lääkinnällisen kuntoutuksen kulukorvausten siirtäminen jakojärjestelmään, jolla rahoitetaan näitten lisäksi myös mm. eläkkeitten indeksikorotukset. Näitä kuluja yhtiöitten ei enää kuulu varata korvausvastuuseensa, vaan kulut kerätään nykyisiltä vakuutusnottajilta vuosittain sitä mukaa kuin niitä syntyy. Lakimuutos katkaiseekin näitten kustannusten hännän kymmeneen vuoteen ja helpottaa näin

yhtiöitten varaamisproblematiikkaa. Chain Ladder osoittautui edellä tehdyissä vertailuissa parhaaksi menetelmäksi. Vertailtaessa menetelmää katkaistulla (-5 vuotta) aineistolla tai yhtiöitten tekemiin korvausvastuuarvioihin menetelmä pärjasi muita paremmin.

Toiseksi menetelmäksi valittu Craigheadin menetelmä on mielenkiintoinen siitä syystä että se on tavallaan paljon vaatimattomampi datan suhteen kuin useimmat muut menetelmät. Se perustuu yksittäisten vahinkovuosien, -kvartaalien tai -kuukausien "yksilölliseen" käyttäytymiseen eikä hae mallia tai tukea aiempien tai myöhempien vahinkovuosien käyttäytymisestä. Menetelmä etsii valitusta käyräparvesta (edellä käännteinen normaalijakautuma) tarkasteltavan yksittäisen vahinkovuoden toteutuneeseen kertymään parhaiten "istuvan" käyrän varioimalla käyrän parametreja. Menetelmän hyviä puolia on myös se että se ei tarvitse täydellistä historiaa siinä mielessä että kertymässä voi olla aukkoja eli sieltä voi puuttua havaintoarvoja. Tämä ominaisuus menee lakisääteisen tapaturmavakuutuksen osalta hukkaan siinä mielessä että lajin lain vaatima raportointi takaa sen että lajista on saatavilla historiadataa kohtuullisen hyvin. Menetelmän riippumattomuus muitten vahinkovuosien käyttäytymisestä näyttäisi kuitenkin kääntyvän menetelmän menestymistä vastaan. Toisaalta tuntuu luonnolliselta, että käyrän mekaaninen sovittaminen yhden, kahden tai kolmen havainnon historiakertymään ei voi johtaa järkevään lopputulokseen. Eri havaintoarvojen painottamisella on myös iso merkitys ja kaikissa tapauksissa tuoreimpien havaintojen voimakas painottaminen ei johda parhaaseen lopputulokseen. Tämä vain lisää jo ennestään liiallista vapautta. Craigheadin menetelmä pärjasi tehdyissä vertailuissa kaikkein huonoimmin. Varsinkin kaksi tuoreinta sattumisvuotta katkaistulla aineistolla antoi täysin puutteellisen varauksen.

Kolmas tarkasteluun valituista menetelmistä oli erottelumenetelmä. Sen lähestymistapa on edellisiin menetelmiin verrattuna mielenkiintoinen siinä mielessä että se huomioi selviämiskolmioissa tapahtuvan kehittymisen myös kolmion diagonaalien suunnassa eli tilivuositaisen kehittymisen. Menetelmä pyrkiikin erottelemaan (separoimaan) diagonaalisuunnassa tapahtuvan inflaatiokehityksen ja inflaatiosta puhdistetun vahinkojen ajallisesta viiveestä johtuvan vahinkojen selviämisen toisistaan. Menetelmää sovellettaessa toteutuneet menetelmän antamat inflaatioarviot saattoivat vaihdella huomattavasti eri vuosina ja eri lajiryhmien välillä. Tulevaisuuden inflaatio-oletukseksi pyrittiin kuitenkin valitsemaan yli lajiryhmien katsottu keskimääräinen inflaatio-arvo, joka ohimeneville korvauksille oli lähellä 5 prosenttia ja pysyville korvauksille pari prosenttiyksikköä alempi. Pysyvien korvausten inflaatio seuraa pitkälti ansiotasoindeksiä, jonka pitkän aikavälin keskiarvo 1990-

2000 luvulla on ollut keskimäärin reilun kolmen prosentin luokkaa vuodessa. Ohimenevien korvausten inflaatio seurailee päivärahojen osalta ansiotasoindeksiä ja sairaanhoitokulujen osalta kuluttajahintaindeksin osaa "terveyden- ja sairaanhoito", joka on kasvanut vuosina 2001-2006 keskimäärin 2,5 % vuodessa. Kasvu on ollut laskussa vuodesta 2002 lähtien. Korvausvastuuarvioille tärkeää tulevaisuuden inflaatio-oletusta tehtäessä, voidaan hyödyntää myös valtakunnallisia inflaatio-odotuksia ansiotason ja terveydenhuollon osalta siinä määrin kuin niitä on saatavilla. Varsinkin typistetyssä (-5 vuotta) aineistossa sattumisvuosille 1992-1998 menetelmän tuottamat inflaatioarviot heittelehtivät huomattavasti erityisesti pienissä lajiryhmissä toisinaan jopa huomattavan deflaation puolelle. Tämä kertoo siitä että menetelmä ei sovellu kovinkaan hyvin kyseisen lajiryhmän korvausvastuun arviointiin, koska tällaista inflaatiokehitystä ei ole havaittavissa tarkastellulla aikavälillä. Jos vertaillaan lopputuloksia eli korvausvastuuarvioita typistetyn ja typistämättömän aineiston välillä, voidaan todeta että kokonaiskorvausvastuuarviot yli kaikkien lajien olivat hyvinkin lähellä toisiaan, mutta eroja syntyi tuoreille sattumisvuosille suuntaan ja toiseen ja erimerkkiset erot osittain kumosivat toisiaan.

Oletetaan, että yhtiöitten omat korvausvastuuarviot tilinpäätöksessä vuodelle 2004 ovat "oikein". Todennäköisesti nämä arviot sisältävät muutaman prosenttiyksikön varmuuslisän ja niissä käytetty kesimääräinen diskonttaus korko on 3,42 % eli 0,08 prosenttiyksikköä pienempi kuin tutkielmassa käytetty 3,5 %. Nämä seikat osittain selittävät sen, että menetelmät johtavat systemaattisesti hieman pienempiin korvausvastuuarvioihin kuin nämä yhtiöitten tilinpäätösarviot. Kun vertaillaan menetelmiä keskenään suhteessa yhtiöitten tilinpäätösarvioihin, voidaan todeta, että Chain Ladder -menetelmä jopa perusversiona (ilman tuoreitten vuosien säätämistä) onnistui parhaiten kokonaiskorvausvastuita verrattaessa yli kaikkien lajiryhmien sattumisvuosien 1992-2003 osalta. Hyvänä kakkosena tuli erottelumenetelmä. Huonoimmaksi osoittautui Craigheadin menetelmä varsinkin tuoreitten sattumisvuosien osalta. Jos tarkastellaan typistetyn (-5 vuotta) aineiston käyttöä eli sattumisvuosia 1992-1998, päätyi erottelumenetelmä lähimmäksi yhtiöitten tilinpäätösarvioita. Chain Ladder -menetelmä oli hieman heikompi ja Craigheadin menetelmä tälläkin aineistolla huonoimmin menestynyt. Kun otetaan huomioon että erottelumenetelmä poikkesi lajiryhmittäin eri suuntiin arvioitaessa korvausvastuita vajaalla ja täydellisellä aineistolla, voitaneen todeta Chain Ladder parhaaksi menestyjäksi tässä vertailussa. Tosin on pidettävä mielessä että valtakunnallisen aineiston suuruus ja sen myötä vakaus ovat edellytyksiä tämän menetelmän onnistumiselle. Toisaalta tuoreitten vuosien arvioiminen

muita menetelmiä apuna käyttäen lienee lähes sääntö sovellettaessa Chain Ladder -menetelmää käytännössä.

Kirjallisuutta

Ackman R.C., Green P.A.G., Young A.G. 1983: Estimating Claims Outstanding, General Insurance Monograph, Actuarial Education Service, Oxford, UK.

Benjamin S., Eagles I.M., 1986. Reserves in Lloyd's and the London Market submitted to the Institute of Actuaries on 27th January 1986, to be published in J.I.A.Vol. 113 Part II

Craighead David, 1989. Financial Analysis of a Reinsurance Office. London

The Institute of Actuaries 1989. Claims Reserving Manual, Lontoo.

http://www.actuaries.org.uk/Display_Page.cgi?url=/library/crm/index.html

Jacobsson Jarmo 1992. Vakuutusyhtiön korvausvastuusta, SHV-tutkielma, Helsinki

Johnson, N.L, Kotz, S. ja N. Balakrishnan (1994): Continuous Univariate Distributions Vol. 1 (sec.ed), New York: John Wiley & Sons

Kukkonen S., Valtanen T.,1999. Työtapaturmakirja. Jyväskylä: Gummerus

Palosaari Piia, Pursiheimo Anna 1997: Korvausvastuun estimointimenetelmistä, Sovelletun matematiikan Pro gradu -tutkielma, Turku

Pentikäinen Teivo , Rantala Jukka 1995. Vakuutusoppi. Jyväskylä: Gummerus.

Taylor G.C., 1986. Claims Reserving in Non-Life Insurance, Amsterdam: Elsevier Science Pub. Co.

Vakuutusvalvontaviraston julkaisu 9.9.2005 "Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen tilastotutkimus"

<http://www.vakuutusvalvonta.fi/sivu.asp?f=21&p=592&l=1>

Liite: Esimerkki erottelumenetelmän soveltamisesta

Esimerkki on kopioitu lähteestä The Institute of Actuaries 1989. Claims Reserving Manual, Volume I, s. J4

Maksetut korvaukset kumulatiivisena selviämiskolmiona

a	d						
	0	1	2	3	4	5	ult
1	1 001	1 855	2 423	2 988	3 335	3 483	3 705
2	1 113	2 103	2 774	3 422	3 844		
3	1 265	2 433	3 233	3 977			
4	1 490	2 873	3 880				
5	1 725	3 261					
6	1 889						

ult on lopullinen korvausmenoarvio (ultimate estimate)

Maksetut korvaukset (ei kumulatiivisena)

a	d						
	0	1	2	3	4	5	ult
1	1 001	854	568	565	347	148	222
2	1 113	990	671	648	422		
3	1 265	1 168	800	744			
4	1 490	1 383	1 007				
5	1 725	1 536					
6	1 889						

Maksetut korvaukset keskimäärin per vahinko (ei kumulatiivisena)

nR(0)	a	d					
		0	1	2	3	4	5
414	1	2,418	2,063	1,372	1,365	0,838	0,357
453	2	2,457	2,185	1,481	1,430	0,932	
494	3	2,561	2,364	1,619	1,506		
530	4	2,811	2,609	1,900			
545	5	3,165	2,818				
557	6	3,391					

nR(0) on kyseisen sattumisvuoden vahinkojen lukumäärä sattumisvuoden lopussa

Diagonaalisummat ja sarakesummat

a+d	diagonaali- summat	d						
		a	0	1	2	3	4	5
	2,418	1	2,418	2,063	1,372	1,365	0,838	0,357
	4,520	2	2,457	2,185	1,481	1,430	0,932	
	6,118	3	2,561	2,364	1,619	1,506		
	8,021	4	2,811	2,609	1,900			
	9,661	5	3,165	2,818				
	10,904	6	3,391					
	sarake- summat		16,803	12,039	6,372	4,301	1,770	0,357

Algoritmi

{1}	diagonaalisumma	10,904	9,661	8,021	6,118	4,520	2,418
{2}	{1} / {8}	10,904	9,988	9,089	8,278	7,895	7,758
{3}	sarakesumma	0,357	1,770	4,301	6,372	12,039	16,803
{4}	S {2}	10,904	20,892	29,981	38,258	46,153	53,911
{5}	{3} / {4}	0,0327	0,0847	0,1435	0,1666	0,2608	0,3117
{6}	S {5}	0,0327	0,1175	0,2609	0,4275	0,6883	1,0000
{7}	1 - S {6}	0,9673	0,8825	0,7391	0,5725	0,3117	0,0000
{8}	{7} siirrettyinä	1	0,9673	0,8825	0,7391	0,5725	0,3117

- {1} Diagonaalisummat tuoreimmasta vanhimpaan
- {3} Sarakesummat käänteisessä järjestyksessä
- {8} Ensimmäinen alkio on 1. Loput saadaan rekursiivisesti riviltä {7}.
- {4} Rivin {2} kumulatiivinen summa
- {5} Rivi {3} jaettuna rivillä {4}
- {6} Rivin {5} kumulatiivinen summa
- {7} 1 miinus rivi {6}

Algoritmin tuloksena saadaan:

Rivi {2} : diagonaali generaattori, merkitään D/gen

Rivi {5} : sarake generaattori, merkitään S/gen

Näitten avulla voidaan generoida mallin antama toteutunut keskimääräisten korvausten ei-kumulatiivinen kolmio:

S/gen		0,3117 0,2608 0,1666 0,1435 0,0847 0,0327						
a		d						
a+d	D/gen	0	1	2	3	4	5	
1	7,758	1	2,418	2,059	1,379	1,304	0,846	0,357
2	7,895	2	2,461	2,159	1,514	1,433	0,924	
3	8,278	3	2,580	2,371	1,664	1,564		
4	9,089	4	2,833	2,605	1,816			
5	9,988	5	3,113	2,844				
6	10,904	6	3,399					

Alkuperäinen lähtödata oli

Maksetut korvaukset keskimäärin per vahinko (ei kumulatiivisena)

		d					
		0	1	2	3	4	5
a	1	2,418	2,063	1,372	1,365	0,838	0,357
	2	2,457	2,185	1,481	1,430	0,932	
	3	2,561	2,364	1,619	1,506		
	4	2,811	2,609	1,900			
	5	3,165	2,818				
	6	3,391					

Vertailemalla todellista lähtökolmiota mallin antamaan kolmioon, voidaan todeta että ne ovat hyvinkin lähellä toisiaan (ero max 5%).

Ero alkup. datasta		d					
		0	1	2	3	4	5
a	1	0 %	0 %	0 %	5 %	-1 %	0 %
	2	0 %	1 %	-2 %	0 %	1 %	
	3	-1 %	0 %	-3 %	-4 %		
	4	-1 %	0 %	5 %			
	5	2 %	-1 %				
	6	0 %					

Generoidusta D/gen-lukusarjasta saadaan toteutuneen inflaation vaikutus korvauskolmiossa.

Lukusarja kuvaavaa sisäistä inflaatiota toteutuneessa korvaushistoriassa. D/gen-luvuista saadaan toteutuneeseen dataan sisältyvä inflaatio, joka usein tuodaan olettamuksina eri varausmenetelmissä. Tässä esimerkissä inflaation vaikutus saadaan seuraavasti:

a	1	2	3	4	5	6
Indeksi	7,758	7,895	8,278	9,089	9,988	10,904
1+j	1,018	1,049	1,098	1,099	1,092	
p(1+j)	1,407	1,382	1,318	1,200	1,092	1,000

Esimerkissä vuoden 2 inflaatio näyttää kovin alhaiselta verrattuna seuraavien vuosien inflaatioon. Se voi kuitenkin olla selitettävissä kun tiedetään tarkasteltavan lajin erityispiirteet. Kolmen tuoreimman kalenterivuoden inflaatio on hyvinkin vakaasti 10 %: luokkaa. Tämä helpottaa tulevan inflaation arvioimista. Eli tuntuu luontevalta valita tulevaisuuden inflaatiooletukseksi tuo 10 %.

Kasvatetaan siis D/gen -sarjan viimeistä (tuoreinta) alkiota vuosittain 10 %:lla. Saadaan

a+d	6	7	8	9	10	11
D/gen projektio	10,904	11,994	13,194	14,513	15,965	17,561

Nyt päästään projisoimaan tulevia korvauksia. Eli täydennetään toteutuneeseen korvauskolmioon (vasen yläkolmio) mallin antama arvio tulevasta korvauksista (oikea alakolmio).

		S/gen	0,3117	0,2608	0,1666	0,1435	0,0847	0,0327		
			d							
a+d	D/gen	a	0	1	2	3	4	5	D/gen	a+d
1	7,758	1								7
2	7,895	2						0,393	11,994	8
3	8,278	3					1,016	0,432	13,194	9
4	9,089	4				1,721	1,118	0,475	14,513	10
5	9,988	5			1,998	1,893	1,230	0,523	15,965	11
6	10,904	6		3,129	2,197	2,082	1,353	0,575	17,561	12

Näin malli antaa keskimääräisen vahingon tulevina vuosina, sisältäen inflaation. Kun nämä keskivahingot kerrotaan vahinkojen lukumäärillä $nR(0)$, saadaan maksettavaksi tulevat kokonaisvahingot.

nR(0)	a	d					
		0	1	2	3	4	5
414	1						
453	2						178
494	3					502	213
530	4				912	592	252
545	5			1 089	1 032	670	285
557	6	1 743	1 224	1 160	753	320	

Vielä viimeisenä vaiheena otetaan huomioon että vanhimman sattumisvuoden toteutuma oltiin arvioitu toteutumaa suuremmaksi, eli viimeisimmän (kuudennen) vuoden jälkeen keskivahinko kasvaa keskimäärin 222 yksikköä. Tämä on nyt otettava huomioon kun vahinkojen kertyminen on ennustettu esimerkissä kuudennen vuoden loppuun. Vahinkomenoa kertyy siis vielä kuudennen vuoden jälkeenkin. Yksinkertaisin tapa lienee laskea ult-arvon ja viimeisimmän toteutuman välinen suhde (esimerkissä $222/148=1,500$) ja korjata kaikkia vuosia tällä kertoimella.

nR(0)	a	d					ult	S
		0	1	2	3	4		
414	1						222	222
453	2						178	267
494	3					502	213	320
530	4				912	592	252	378
545	5			1 089	1 032	670	285	427
557	6	1 743	1 224	1 160	753	320	480	5 680
								13 019
Kokonaisvaraus								13 019
Maksetut korvaukset								<u>20 556</u>
Kokonaiskorvausmeno								33 575