



WORKING PAPERS

ISSN 0781-4410

SUOMEN AKTUAARIYHDISTYS

The Actuarial Society of Finland

32

Pentti Tervola

LAKISÄÄTEISEN TAPATURMAVAKUUTUKSEN  
TARIFFIN LAATIMINEN CAPTIVE-YHTIÖLLE  
(1991)



**Pentti Tervola**

**LAKISÄÄTEISEN TAPATURMAVAKUUTUKSEN TARIFFIN LAATIMINEN  
CAPTIVE-YHTIÖLLE**



### **ABSTRACT**

Tervola, P. (1991): Workmen's Compensation Insurance  
Tariff in a Captive Insurance Company.

This paper considers the factors affecting Workmen's Compensation Insurance claims in a certain field of industry. A tariff structure is built so that non-serious claims are considered individually in each risk unit by the so-called Bühlmann-Straub credibility method. The part of the premium which is collected for serious accidents is based on the nature of the work and calculated collectively for all the risk units.

The premium calculation consists of a balance system and the change in the premium of a single risk is restricted. The behaviour of the premiums is tested using a simple sensitivity analysis and simulation.



## Esipuhe

Työn tarkoituksena on tutkia erään teollisuuden toimialan lakisääteisen tapaturmavakuutuksen korvausmenoon vaikuttavia tekijöitä ja laatia alalle sopiva yksilöllinen tariffi.

Tarkastellulla alalla toimii ns. ryhmäcaptiiviyhtiö, jolla on voimassa oma lakisääteisen tapaturmavakuutuksen maksujärjestelmä.

Rakennettavan tariffin tavoitteena on, että sen riskimaksu ottaa huomioon riskin yksilöllisyyden niin pitkälle kuin se on riskiteoreettisesti perusteltua. Tämä toteutetaan credibility-tekniikalla ohimenevän korvauksen maksuosassa. Pysyvän korvauksen maksuosa johdetaan työnlaaturyhmittäin korvausmenoa ajallisesti tasoittaen.

Saatua mallia testataan yhtiön 1986-1989 vahinkoaineistolla.

Esitän parhaimmat kiitokseni filosofian kandidaatti Jarmo Jacobssonille erittäin hyödyllisistä keskusteluista ja arvokkaista neuvoista työni aikana.

Järvenpäässä 15.2.1991

Pentti Tervola





## S I S Ä L L Y S

<b>1. Nykytilanteen kuvaus</b>	
1.1. Riskikollektiivi	1
1.2. Nykyinen tariffi	1
<b>2. Tariffilta odotettavat ominaisuudet ja niiden toteutuminen nykytariffissa</b>	
2.1. Kokonaismaksun taso	2
2.2. Vakuutuksen yksilöllisyyden huomioon ottaminen	2
2.3. Vakuutusmaksun tasaisuus	2
2.4. Turvaavuus	3
2.5. Muut ominaisuudet	3
<b>3. Vahinkohistoria</b>	
3.1. Korvausmenon kehitys	4
3.2. Tariffitekijöistä	4
3.2.1. Ohimenevä ja pysyvä korvaus	4
3.2.2. Työnlaatu	4
3.2.3. Työmatkat	5
<b>4. Tariffimalleista</b>	6
<b>5. Tariffin rakentaminen</b>	
5.1. Maksun rakenne	7
5.2. Ohimenevän korvauksen maksuosa	7
5.2.1. Riskikollektiivi	7
5.2.2. Credibilitymaksun lauseke	9
5.2.3. Jakautumavapaa menetelmä	10
5.2.4. v:n estimointi vahinkomenon jakaumaa hyväksi käyttäen	11
5.3. Ohimenevän korvauksen maksuosan tarkastelua	
5.3.1. Riskin sisäinen varianssi	13
5.3.2. Riskien välinen varianssi	14
5.3.3. Aikajänteen n pituus	15
5.3.4. Yksittäisen riskin häiriö	16
5.4. Pysyvän korvauksen riskimaksu	16
5.5. Hoitokustannusosa	19
5.6. Saldon huomioon ottaminen	19
5.7. Lakisäätteiset lisät	21
5.8. Kokonaismaksun muutoksen yläraja	21
5.9. Kokonaismaksu kaavana	22
<b>6. Yhteenveto</b>	24
<b>Kuva- ja taulukkoliite</b>	
<b>Lähdekirjallisuus</b>	



"A good tariff structure is one which reflects efficiently the heterogeneity of the collective."

Erwin Straub

## 1. Nykytilanteen kuvaus

### 1.1 Riskikollektiivi

Puheena olevan teollisuudenalan työtapaturmavakuutus on hoidettu jo 70 vuotta alan omassa captiivivakuutusyhtiössä. Nykyisin yhtiön omistajajoukkoon kuuluu noin 90 % kyseisen toimialan yrityksistä sekä joukko niiden omistamia markkinointi-, tutkimus- ja muita yhteisöjä.

Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen vakuutuksenottajia on nykyisin noin 130 ja vakuutuksen perusteena oleva palkkasumma on hieman yli yksi miljardi markkaa. Vakuutettujen työntekijöiden lukumäärä on noin 10.000.

Kuvissa 1 ja 2 on kuvattu vakuutuksenottajien suuruusjakautuman muuttuminen vuosina 1987-1989. Kuvista nähdään, että esimerkiksi korkeintaan kymmenen työntekijän yrityksiä on noin 60 eli 2/3, ja niissä on vain noin 3 prosenttia vakuutetuista. Vastaavasti yli tuhannen työntekijän yrityksiä on tarkastelujaksolla vain yksi, ja se yksin muodostaa noin 30 prosenttia vakuutuskanasta.

Vakuutuksenottajien lukumäärän on ennustettu vähenevän voimakkaasti seuraavan viiden vuoden kuluessa. Koska meneillään oleva toimialan rationointi koskee ensisijassa alan pienimpiä yrityksiä, vähenee vakuutettujen lukumäärä lievemmin. Tässä tutkimuksessa on kohdassa 5 tutkittu kannan pienenemisen vaikutusta muodostettavan tariffin käyttäytymiseen.

### 1.2 Nykyinen tariffi

Käytössä oleva tariffi on varsin yksinkertainen. Se tuntee vain kaksi vastuuluokkaa, tuotantotyöt ja muut, lähinnä toimistotyöt. Edellisen maksukerroin on tasan kaksi kertaa suurempi kuin jälkimmäisen; mitään muuta erottelua tariffissa ei ole.

Tuotantotyön palkkasumman osuus koko kannasta on noin kaksi kolmasosaa.

## 2. Tariffilta odotettavat ominaisuudet ja niiden toteuminen nykytariffissa.

### 2.1 Kokonaismaksun taso

Vakuutusmaksuja on kerättävä niin paljon että ne yhdessä vastuuvelan korkotuoton kanssa riittävät maksettuihin korvauksiin, vastuun muutokseen, erinäisiin lakisääteisiin lisiin ja hoitokuluihin.

Captiiviyhtiön luonteeseen kuuluu, että näkyvää voittoa ei tarvitse kerätä, vaan "voitonjako" näkyy alennetuissa vakuutusmaksuissa eli maksuja kerätään vain ja vain sen verran, kuin turvattu toiminta edellyttää.

Tämä ominaisuus toteutuu nykytariffissa ja se on myös uudelta tariffilta edellytettävä ominaisuus.

### 2.2. Vakuutuksen yksilöllisyyden huomioon ottaminen

Nykyisessä tariffissa riskin oma vahinkomeno vaikuttaa sen maksuun vain kokonaisvahinkomenon kautta. Koska vastuuluokkia on vain kaksi ja vastuuluokittaiset maksupromillet ovat kaikille vakuutuksenottajille samat, ei vakuutuksenottajan yksilöllinen vahinkokehitys vaikuta juurikaan maksuun kuin aivan suurimmissa vakuutuksissa. Tämä ominaisuus on nykyisen tariffin huonoin piirre; se ei huomioi riskin yksilöllisyyttä millään suoralla tavalla ja tämä piirre tulisi uudessa tariffissa välttämättä olla.

### 2.3 Vakuutusmaksun tasaisuus

Missään vakuutusalan kirjallisuudessa ei liene ehdotonta määritelmää sille, paljonko maksu saa heilahdella vuodesta toiseen. Yhteistä tariffia noudattavien vakuutusyhtiöiden täysyksilöllinen vakuutusmaksujärjestelmä (Bonsdorff ja Nyrhinen [1]) rajoittaa vuosittaisen heilahduksen 50 %:iin. Myös nyt toteutettavassa tariffissa on hyvä rajoittaa maksun heilahtelu kohtuulliseen väliin, joka voisi olla maksimissaan 30 - 50 % vuodessa.

Maksutason vaihtelevuus ja yksilöllisyyden painottaminen ovat jossain määrin keskenään ristiriitaisia vaatimuksia. Jos vaatimusten välillä pitäisi tehdä valinta, lienee yksilöllisyyden huomioon ottaminen tässä tapauksessa etusijalla.

Nykyisessä tariffissa maksun tasaisuuteen ei ole kiinnitetty huomiota. Käytännössä kuitenkin kokonaismaksutason muuttuminen on ollut suurista varausten muutoksista huolimatta - kiitos tasoitusvastuutekniikan - maksimissaan 25 prosentin luokkaa. Koska riskin vastuuluokkakohtaisten palkkasummien suhteet ovat pysyneet lyhyellä tähtämellä varsin vakaina, kaikkien riskien maksut ovat muuttuneet samassa suhteessa, joten käytännössä tuo tasaisuusvaatimus on totetunut.

#### 2.4 Turvaavuus

Tariffissa ei ole nykyisin erillistä varmuuslisää, niin kuin ei yleensääkään lakisääteisen tapaturmavakuutuksen tariffeissa (Bonsdorff ja Nyrhinen [1]). Tämä johtunee siitä, että tapaturmavakuutuslain 35 §:n sanamuoto ei sellaista salli. Varmuuslisäksi katsotaan se osa vastuuelan korkotuotosta, jota ei ole osoitettu muuhun käyttöön. Varmuuslisään voi katsoa kuuluvan myös toteutunut säästö hoitokuluissa.

Nykyisin vastuuelan korkotuotto sisältää vastuuelalle laskettavan perustekorona, indeksikorotuksille yms. hyvitetävän osan, luottotappio-osan ja ammattitautien varausten erillisjärjestelyyn tarvittavan osan. Voi siis käydä, että varmuuslisä on nolla tai jopa negatiivinen.

Yksi keino sekä turvaavuudelle että maksutason tasaisuudelle asetettavien tavoitteiden saavuttamiseksi on saldojärjestelmä. Sen avulla voidaan vakuutusliikkeessä syntyvä ylijäämä palauttaa tai syntynyt alijäämä kuroa umpeen harkitusti tulevina vuosina.

#### 2.5 Muut ominaisuudet

Koska tehtävänä on suhteellisen pienelle vakuutuksenottajajoukolla tarkoitettu tariffi, sen on oltava kohtuullisen kevyt rakentaa ja käyttää. Maksun riippuvuus vakuutuksenottajan ja koko kannan vahinkohistoriasta on pystyttävä selittämään helposti myös muille kuin matemaatikoille.

### 3. Vahinkohistoria

#### 3.1 Korvausmenon kehitys

Kuvassa 3 on esitetty lakisääteisen tapaturmavakuutuksen vakuutusliikkeen vahinkohistoria vuosilta 1979 -1989. Alempi viiva kuvaa maksettujen päivärahojen ja sairaanhoitokulujen (ohimenevän korvauksen) ja ylempi viiva kokonaiskorvausmenon promillen kehitystä. Viivojen väliin jäävä osa on näin ollen eläkkeistä aiheutuneiden kulujen (pysyvän korvauksen) aiheuttama kustannus.

Vahinkomenon kehitystä tarkastellessa huomio kiinnittyy varausten voimakkaaseen heilahteluun. Tämän heilahtelun voimistuminen ajoittuu 1982 voimaan tulleeseen tapaturmavakuutuslain uudistukseen. Siinä toteutettu työkyvyttömyyden uusi määrittystapa on ilmeisesti aiheuttanut alkuvuosina sellaisia keskeneräisten tapausten varauksia, jotka myöhemmin vuosina ovat osoittautuneet turhiksi. Pienessä kannassa nämä heilahtelut aiheuttavat kuvassa näkyvän kehityksen. Kokemuksen karttuessa 1980-luvun tasoisesta jatkuvasta voimakkaasta heilahtelusta päästään, mutta ehkä on syytä varautua suhteellisen suuriin hypähtelyihin myös tulevaisuudessa.

Vahinkojen lukumäärä on vaihdellut vuosittain 1200:n ja 1400:n välillä.

#### 3.2 Tariffitekijöistä

##### 3.2.1 Ohimenevä ja pysyvä korvaus

Edellä selostetun kuvan 3 perusteella on perusteltua, että ns. ohimenevät vahingot erotellaan eläkkeeseen johtaneista tapauksista. Käytännössä tämä on yksinkertaisinta tehdä siten, että jokaisesta vahingosta katsotaan ohimeneväksi korvaukseksi sairaanhoitokulut ja päiväraha ja pysyvään korvaukseen kuuluu muut yhtiön vastuulla olevat, lähinnä eläkkeistä aiheutuvat korvausmenon osat.

##### 3.2.2 Työlaatu

Vahinkohistoriaa työlaaduittain eriteltyinä ei valitettavasti ole käytettävissä kuin lyhyehköltä ajalta. Suoritetun otoksen nojalla voidaan kuitenkin arvioida, että ohimenevistä korvauksista alle 10 prosenttia kohdistuu toimistotöihin ja loput muihin työlaatuihin.

Vastaavasti noin joka kymmenes pysyvä vahinko näyttäisi sattuneen toimistotyössä.

Yhteistä tariffia noudattavien vakuutusyhtiöiden käytössä olevan taulustomaksujärjestelmän mukaan toimistotyön bruttomaksu on noin kolmannes kaikkien työnlaatuja keskimääräisestä bruttomaksusta.

Edellä oleviin havaintoihin perustuen on ilmeistä, että työnlaatu on myös puheena olevalla toimialalla merkittävä tariffiin vaikuttava tekijä.

### 3.2.3 Työmatkat

Työmatkatapaturmiin yrityksen työsuojelu ei yleensä ulotu. Niihin vaikuttavat tuotantolaitosten sijainti, käytettävät kulkuneuvot, vuorotyön määrä yms. Tosin esimerkiksi joukkokuljetuksia järjestämällä yritys voi vaikuttaa työmatkatapaturmien riskiin.

Kuvassa 4 on esitetty työmatkatapaturmien suhteellinen osuus vakuutuksenottajan kaikista vuosina 1987-1989 sattuneista tapaturmista.

Työmatkatapaturmat jakautuvat varsin tasaisesti vahinkojen kokonaislukumäärän suhteessa eri vakuutuksenottajille. Tämä voidaan todeta  $\chi^2$ -yhteensopivuustestillä seuraavasti:

Jos  $g_i$ :llä merkitään työmatkojen osuutta vakuutuksessa  $i$ , tulee hypoteesi

$$g_1 = g_2 = \dots = g_N$$

hyväksytyksi  $\chi^2$ -testillä, sillä testifunktion

$$\chi^2 = \frac{\sum (g_i - \bar{g})^2}{\bar{g}}$$

missä  $\bar{g} = \frac{\sum g_i}{N}$ , arvoksi tuli  $\chi^2 = 33,4$ , mikä on  $\ll \chi^2_{0.95}(N-1)$ . Vakuutusten lukumäärä  $N$  oli 159.

Edellä olevaan nojautuen työmatkatapaturmat voidaan jättää pois tariffitekijöiden joukosta.

#### 4. Tariffimalleista

Täysomavastuisella vakuutuksella tarkoitetaan tariffia, jossa vakuutuksenottaja maksaa vakuutusmaksuna vuosittain määrän, joka riittää yhtiön omalla vastuulla syntyneen korvausmenon peittämiseen hoitokuluilla ja lakisääteisillä lisillä lisättynä.

Rajoitettu omavastuuvakuutus on edellisen erikoistapaus siten, että vakuutuksenottaja maksaa itse kustakin vahinkotapahtumasta omavastuurajan M alittavan osan. Vakuutusyhtiö puolestaan vastaa M:n ylimenevästä vahingon osasta.

Koska yhtiö toimii ns. ryhmäcaptiivina, on sen lakisääteinen tapaturmavakuutusliike sinällään ikään kuin rajoitettu omavastuuvakuutus, jossa omavastuun raja on katastrofipooliin kuulumisen raja (2,4 milj.mk vuonna 1990).

Täysyksilöllinen maksujärjestelmä puolestaan tasoittaa riskin vahinkomenoa ajallisesti usealle vuodelle siten, että heilahtelu maksutasossa ei ole liian voimakasta, mutta riskimaksu on kuitenkin oikea.

Kuvasta 2 nähdään, että riskikollektiivissa olisi joukko riskejä, joille yllä esitetyt maksujärjestelmät sopisivat sen vuoksi, että ne ovat riittävän suuria.

Kuitenkin lukumääräisesti suurempi osa riskeistä on niin pieniä, että puheena olevat yksilölliset järjestelmät ovat liian voimakkaasti heilahtelevia. Toisaalta riskikollektiivi on kokonaisuutena yhtenäinen ja niin pieni, että ei ole mielekäästä rakentaa useita rinnakkaisia järjestelmiä.

Kohdan 3.2.1 perusteella tariffitekijänä on pidettävä ainakin havaittua pysyvää ja ohimenevää korvausta.

Lakisääteisessä tapaturmavakuutuksessa on käytössä useitakin tariffimalleja, joissa ohimenevän ja pysyvän korvauksen maksuosat määräytyvät erikseen. Yleisemmin tunnettuja ovat Bonsdorffin ja Nyrhisen ([1]) esitetyt kiinteä ja puoliyksilöllinen erikoismaksu. Kiinteässä erikoismaksussa ohimenevän korvauksen maksuosa saadaan credibilitytekniikalla punnittuna aikaisemman maksupromillen ja kolmen edellisen vuoden toteutuneen keskimääräisen korvauspromillen keskiarvona. Pysyvä osa puolestaan saadaan punnitsemalla vanhaa maksua ja suuremmasta koko ns. erikoistariffin piiriin kuuluvien riskien aineistosta johdettuja pysyvän korvauksen maksukertoimia.



## 5. Tariffin rakentaminen

### 5.1 Maksun rakenne

Tariffille asetettujen vaatimusten ja riskeistä saadun informaation perusteella jäljenpänä esitetty tariffimalli rakentuu seuraavasti:

1. Ohimenevän korvauksen maksuosa johdetaan kullekin vakuutukselle tasoittamalla sekä korvausmenon ajallista heilahtelua että sen heilahtelua vakuutuksien välillä.

2. Pysyvän korvauksen maksuosa määrätään yhteisesti kaikille sitäkin ajallisesti tasoittaen. Ainoana erotteluna yksilöllisellä tasolla pidetään toimistotöiden osuutta yrityksessä.

3. Hoitokustannusosa määrätään kaikille saman suuruudella, vakuutusmaksuun verrannollisella tekijällä.

4. Saldojärjestelmällä säädellään riskimaksussa, hoitokuluissa ja vastuuelan korkotuotoissa syntyneen ylitai alijäämän palautusta.

5. Bruttomaksun muutos edellisvuodesta rajoitetaan vakuutustasolla 50 prosenttiin.

### 5.2 Ohimenevän korvauksen maksuosa

Esitettävä malli perustuu credibilityteoriaan (The Greatest Accuracy Credibility Theory). Kohdassa 5.2.1 esitetään lähteeseen [5] nojautuen ns. Bühlmann-Straub-malli ([3]) sovellettuna lakisääteiseen tapaturmavakuutuksen ohimenevän korvauksen laskemiseen. Kohdassa 5.2.3 esitetään eräs keino mallin estimaattoreiden määräämiseksi ilman, että tehdään oletuksia vahinkomenon tai riskistruktuurin jakaumien muodoista. Kohdassa 5.2.4 johdetaan kaava ns. sisäisen varianssin estimaattorille, kun vahinkojen lukumäärän oletetaan noudattavan Poisson-jakaumaa.

#### 5.2.1 Riskikollektiivi

Kutsutaan vakuutuksenottajien joukkoa riskikollektiiviksi. Kuhunkin riskiin (vakuutukseen)  $k$  liittyy parametri  $\theta_k$ , jota ei tarkkaan tunneta, mutta joka pitää sisällään riskin yksilölliset ominaisuudet.

Riskikollektiiviin kuuluu siis samantyyppisiä riskejä siinä mielessä, että  $\theta_k$ :t ovat samoin jakautuneita. Riskit eroavat siten, että  $\theta_k$ :n realisaatiot ovat erilaisia. Riskiparametrilla  $\theta_k$  on oma struktuurijakaumansa  $U(\theta)$  ja tällä on olemassa tiheysfunktio  $dU(\theta)/d\theta$ .

Oletetaan, että käytettävissä on riskien  $1, \dots, N$  ohimenevän korvauksen vahinkomeno vuosilta  $1, \dots, n$ .

Merkitään

$X_{ij}$  = riskin  $j$  ohimenevät korvaukset niistä vahingoista, jotka ovat sattuneet vuonna  $i$ ,

$L_{ij}$  = riskin  $j$  palkkasumma vuonna  $i$  ja

$q_{ij}$  =  $1000X_{ij}/L_{ij}$ .

Oletetaan, että

(I) tietylle  $\theta_k$ :lle muuttujat  $q_{1k}, q_{2k}, \dots$  ovat toisistaan riippumattomia ja samoin jakautuneita (i.i.d),

(II) Parit  $(\theta_1, \{q_{11}, q_{21}, \dots, q_{n1}\}), (\theta_2, \{q_{12}, q_{22}, \dots, q_{n2}\}), \dots$  ovat samoin i.i.d.

$\theta_k$  saa arvonsa parametriavaruudessa  $\mathbb{H}$ , jolla struktuurijakauma  $U$  on määritelty. Oletuksista I - II seuraa, että  $\forall \theta \in \mathbb{H} \exists$  funktio  $F(\cdot|\theta)$  siten, että  $P\{q_{ij} \leq X \mid \theta_j = \theta\} = F(X|\theta) \quad \forall i, j$ .

Oletetaan edelleen, että  $E\{q_{ij}|\theta_j\} = u(\theta_j)$  ja  $\text{Var}\{q_{ij}|\theta_j\} = \sigma^2(\theta_j)/L_{ij}$  ( $i=1,2,\dots,n, j=1,2,\dots,N$ ) ovat olemassa.

Riskien joukko muodostuu tässä sovelluksessa siis samalla teollisella toimialalla toimivista, pääasiassa saman tyyppistä tuotantotoimintaa harjoittavista yrityksistä. Kun riskiyksiköt ovat luonnollisia, erillisiä vakuutus-  
senottajia on niiden ehdollinen riippumattomuus helposti oletettavissa. Yllä oleva riskikollektiivin luonnehdinta sopii siis ilmeisen hyvin kyseessä olevaan vakuutus-  
senottajaryhmään.

Luonnollisesti sellaiset tekijät, jotka muuttavat kaikkia  $\theta_k$ :ta saman suuntaisesti ajan myötä (esim. tietyn ammattitaudin yleistyminen toimialalla) saavat aikaan riippuvuutta myös korvausmenossa (esim. Lonka [6]; s. 195).

Yllä olevissa kaavoissa muuttuja  $L_{ij}$  kuvaa riskin  $j$  voluumia vuonna  $i$ . van Eeghenin et. al. ([4]) mukaan  $L_{ij}$  voisi olla mallin soveltamisalueesta riippuen jälleenvakuutussopimuksen  $j$  vakuutusmaksutulo, tariffiluokkaan  $j$  kuuluvien ajoneuvojen lukumäärä tms.

Suure  $q_{ij}$  kuvaa vahinkomenoa suhteessa voluumiin.  $q_{ij}$  on varsin hyvin rahan vuotuisen arvon muutoksista riippumaton.

### 5.2.2 Credibilitymaksun lauseke

Bühlmann ja Straub [3] ovat osoittaneet, että jos vaaditaan, että riskin  $j$  riskimaksu  $u(\theta_j)$  on esitettävä havaintojen  $q_{ij}$  lineaarikombinaationa

$$u(\theta_j) = b_0 + b_1 q_{1j} + \dots + b_n q_{nj}$$

ja jos vakiot  $b_i$  valitaan siten, että

$$E\{E[u(\theta_j)] - b_0 - \sum_{i=1}^n b_i q_{ij}\}^2 = \min!,$$

saadaan ratkaisuksi kohdan 5.2.1 oletuksin

$$(1) \quad \hat{u}(\theta_j) = c_j q_j + (1-c_j)u,$$

missä

$$(2) \quad c_j = \frac{L_j w}{L_j w + v} = \frac{L_j}{L_j + v/w},$$

$$L_j = \sum_{i=1}^n L_{ij}, \quad q_j = \sum_{i=1}^n \frac{L_{ij}}{L_j} q_{ij},$$

$$(3) \quad u = E\{E[u(\theta_j)]\},$$

$$(4) \quad w = \text{Var}\{u(\theta_j)\} = \text{Var}\{E[q_{ij}|\theta_j]\} \text{ ja}$$

$$(5) \quad v = E\{\sigma^2(\theta_j)\} = L_j E\{\text{Var}[q_j|\theta_j]\}.$$

$\hat{u}(\theta)$ :aa kutsutaan credibilitymaksuksi. Suure  $c_j$  on ns. credibilitykerroin, joka ilmoittaa, minkä painon riskin omasta vahinkohistoriasta johdettu maksu saa. Mitä suurempi  $c_j$  on, sitä pienemmän painoarvon puolestaan saa riskikollektiivin keskimääräinen maksu  $u$ . Termi  $v$  kertoo kunkin riskin sisällä tapahtuvasta vaihtelusta (ns. sisäinen varianssi). Termi  $w$  puolestaan mittaa kollektiiviin kuuluvien riskien välistä vaihtelua (ulkoinen varianssi).

Osamäärä  $v/w$  merkitsee  $c_j$ :n kaavassa sitä palkkasummaa, jota vastaavan riskin oma vahinkohistoria saa 50 prosentin painon. Jos riskien sisäinen varianssi kasvaa verrattuna ulkoiseen varianssiin, kasvaa osamäärä  $v/w$  ja kertoimet  $c_j$  pienenevät. Osamäärää  $v/w$  on käytetty tunnuslukuna kohdassa 5.3 laskettujen empiiristen tulosten vertailemisessa.

Estimaattori  $\hat{u}(\theta_j)$  riippuu parametreista  $u, v, w$ . Muuttujien  $u, v$  ja  $w$  määrittämiseksi on olemassa kaksi tietä:

- (a) Käyttämällä H. Bühlmannin ja E. Straubin ([3]) menetelmää estimoidaan mainitut parametrit havaintoaineiston perusteella ilman, että tehdään mitään oletuksia  $F(\cdot|\theta)$ - ja  $U(\theta)$ -jakaumien muodosta. Nimitetään tätä jakautumavapaaksi menetelmäksi.
- (b) Johdetaan parametreille  $u, v$  ja  $w$  estimaattorit olettamalla vahinkomenon ja riskien struktuurin noudattavan tiettyjä jakaumia.

Seuraavassa kohdassa 5.2.3 esitetään vaihtoehdon (a) mukainen ratkaisu. Kohdassa 5.2.4 on lähdetty vaihtoehdon (b) mukaiselle tielle johtamalla sisäisen varianssin  $v$  estimaattorille vahinkomenon jakaumaoletukseen perustuva esitysmuoto.

Estimaattorin määrittäminen  $w$ :lle on hankalaa. Jakauman  $U(\theta)$  muodosta ei ole käytettävissä riittävää a priori-tietoa, joten jakaumaan perustuvaa mallia  $\hat{w}$ :lle ei helposti saada. Kohdassa 5.3.2 on tarkasteltu mallin käyttäytymistä ja kokonaismaksun tasoa yksinkertaisesti antamalla  $\hat{w}$ :lle erilaisia arvoja.

### 5.2.3. Jakautumavapaa menetelmä

Bühlmann-Straub- mallin parametrit voidaan esimoida käytettävistä havaintoaineistosta laskemalla  $u$ :lle,  $v$ :lle ja  $w$ :lle estimaattorit otosvariانسsin ja -keskiarvon kaavoja käyttäen seuraavasti ([4]):

$u$ :n harhaton estimaattori on

$$(6) \quad \hat{u} = \sum_{j=1}^N \frac{c_j}{c} q_j,$$

missä 
$$c = \sum_{j=1}^N c_j.$$

Harhaton estimaattori  $v$ :lle on

$$(7) \quad \hat{v} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n L_{ij} (q_{ij} - q_j)^2.$$

Jos kaikilla riskeillä aikajänne  $n$  ei ole sama, on kaavassa (7) yhteinen  $n$  korvattava kunkin riskin ja omalla  $n_j$ -termillä.

w:lle estimaattori voidaan kirjoittaa muodossa

$$(8) \quad \hat{w} = \frac{1}{(L_j/L)(1-L_j/L)} \left\{ \sum_{j=1}^N \frac{L_j}{L} (q_j - q)^2 - \frac{\hat{v}}{(N-1)L} \right\}.$$

$$\text{missä} \quad q = \sum_{j=1}^N \frac{L_j}{L} q_j \quad \text{ja} \quad L = \sum_{j=1}^N L_j$$

Tätä menetelmää on kritisoitu mm. siitä, että  $\hat{w}$  ei enää ole w:n harhaton estimaattori (esim. Lonka [6] s. 194-195). Yo. kaavasta (8) nähdään nimittäin, että  $\hat{w} < 0$  joissakin tapauksissa. Tämä on mahdollista tilanteissa, joissa ulkoinen varianssi on pieni. Tällaisissa tapauksissa Bühlmann ja Straub ehdottavat määriteltäväksi  $\hat{w} = 0$ , jolloin  $c_j$  saa arvon 0 ja jokaiselle riskille määräytyy sama keskimääräinen maksu.

#### 5.2.4 v:n estimointi vahinkomenon jakaumaa hyväksi käyttäen

Seuraavassa esitetty johto perustuu lähteeseen [7].

v:lle voidaan johtaa vahinkomenon jakaumaoletuksiin nojautuen estimaattori seuraavasti:

Kaavan (2) yhteydessä määriteltiin  $q_j$  riskin  $j$  havaitun ohimenevän korvauksen promilleksi tarkastelujaksolla (vuosina  $i=1, \dots, n$ ).  $q_j$ :n ehdolliselle varianssille on voimassa

$$(9) \quad \text{Var}\{q_j | \theta_j\} = \text{Var}\left\{\frac{10^3 X_j}{L_j} | \theta_j\right\} = \frac{10^6}{L_j^2} \text{Var}\{X_j | \theta_j\}.$$

Tässä  $X_j$  on tarkastelujaksoon kohdistuvat maksetut korvaukset eli

$$X_j = \sum_{r=1}^{K_j} Z_{jr},$$

missä satunnaismuuttuja  $K_j$  on tarkastelujaksolla sattuvien vahinkojen lukumäärä ja  $Z_{jr}$  vahingon  $r$  suuruus.

Oletetaan, että  $Z_{jr}$ :t ovat toisistaan riippumattomia ja samoin jakautuneita. Edelleen oletetaan, että  $\theta_j$ :den erilaisuus realisoituu vain vahinkojen lukumäärän kautta, mikä tässä tarkoittaa sitä, että voluumiltaan yhtäsuuria riskejä voidaan vertailla  $K_j$ :den avulla.

Tällöin voidaan kirjoittaa

$$\begin{aligned} \text{Var}\{X_j|\theta_j\} &= \\ &= E\{K_j|\theta_j\} \text{Var}\{Z_{jr}\} + \text{Var}\{K_j|\theta_j\} [EZ_{jr}]^2 \\ &= E\{K_j|\theta_j\} [EZ_{jr}^2 - \{EZ_{jr}\}^2] + \text{Var}\{K_j|\theta_j\} [EZ_{jr}]^2 \\ &= E\{K_j|\theta_j\} EZ_{jr}^2 + [\text{Var}\{K_j|\theta_j\} - E\{K_j|\theta_j\}] [EZ_{jr}]^2. \end{aligned}$$

Jos nyt oletetaan, että  $K_j$  noudattaa Poisson-jakaumaa on yhtälön oikean puolen jälkimmäinen termi = 0. Näin saadaan korvausten ehdolliselle varianssille odotusarvo

$$(10) \quad E\{\text{Var}[X_j|\theta_j]\} = E\{E[K_j|\theta_j]\} EZ_{jr}^2.$$

Merkitään  $EZ_{jr}^2 = a_2$  ja otetaan käyttöön riski-indeksi  $a_2' = a_2/a_1^2$ , jolloin saadaan

$$\begin{aligned} (10') \quad E\{\text{Var}[X_j|\theta_j]\} &= E\{E[K_j|\theta_j]\} a_1^2 a_2' \\ &= E\{E[K_j a_1|\theta_j]\} a_1 a_2' \\ &= E\{E[X_j|\theta_j]\} a_1 a_2'. \end{aligned}$$

Määrätään nyt kaavan (9) varianssilausekkeelle odotusarvo ja sijoitetaan siihen kaava (10'). Tällöin saadaan

$$(11) \quad E\{\text{Var}[q_j|\theta_j]\} = \frac{10^6 E\{E[X_j|\theta_j]\}}{L_j L_j} a_1 a_2'.$$

Nyt

$$10^3 \frac{E\{E[X_j|\theta_j]\}}{L_j} = E\{E[10^3 X_j/L_j|\theta_j]\}$$

on  $j$ :stä riippumaton. Merkitään sitä  $\bar{q}$ :llä, jolloin kaavan (5) avulla saadaan

$$v/L_j = E\{\text{Var}[q_j|\theta_j]\} = (10^3/L_j) \bar{q} a_1 a_2',$$

Näin ollaan saatu riskien sisäistä varianssia kuvaavalle  $v$ :lle estimaattori

$$(12) \quad \hat{v} = 10^3 \bar{q} a_1 a_2'$$

ja kaavan (2) credibility-kerroin tulee muotoon

$$(13) \quad c_j = \frac{L_j}{L_j + (10^3/w) \bar{q} a_1 a_2'}.$$

$\bar{q}$ :n estimaattorina käytetään

$$\bar{q} = \sum_{j=1}^N \frac{L_j}{L} q_j.$$

Kohdassa 5.3.1 on vertailtu havaintoaineistoon perustuen edellä esitetyillä kaavoilla (7) ja (12) laskettujen  $v$ :n estimaattoreiden toimivuutta käytännössä.

Kuten aiemmin on todettu,  $w$ :lle ei ole tässä työssä johdettu jakaumaan perustuvaa estimaattoria. Kaavassa (13) esiintyvä  $w$  on seuraavassa havaintoaineistoon perustuvassa tarkastelussa laskettu kaavaa (8) käyttäen. Toisin sanoen kaavaan (8) on sijoitettu kaavalla (12) saatu  $\hat{v}$ . Toinen mahdollisuus olisi ollut määrätä  $w$  vakioksi tarkastelun ajaksi. Käytetty kaavojen yhdistelmä antanee kuitenkin näin paremman tuloksen.

### 5.3 Ohimenevän korvauksen maksuosan tarkastelua

Seuraavassa tarkastellaan ohimenevän tariffin osan toimivuutta ja herkkyyttä todellisen havaintoaineiston pohjalta. Aineistona käytetään yhtiön ohimenevän korvauksen aineistoa vuosilta 1987 - 1989. Aineistoon sisältyi 133 jatkuvaa vakuutusta. Jos yritys oli sulautunut tarkastelujakson aikana, sulautuneiden riskien aineistot yhdistettiin.

#### 5.3.1 Riskin sisäinen varianssi

Aineistosta laskettiin ensin kaavojen (6) - (8) mukaiset arvot  $\hat{v}$ :lle,  $\hat{w}$ :lle ja  $\hat{u}$ :lle (sar. 1 alla olevassa taulukossa). Seuraavaksi  $\hat{v}$ :n arvo määrättiin kaavan (7) sijasta myös kaavalla (12) (sarake 2). Tässä kaavassa tarvittavat keskusmomentit laskettiin vuosien 1987 ja 1988 aineistosta. Tuloksiksi saatiin (vuoden 1990 tasossa)  $a_1=3083$  ja  $a_2=2,774$ .

Vertailun vuoksi  $\hat{v}$  laskettiin myös Suomen Vakuutusyhtiöiden Keskusliitosta saaduilla, vakuutusyhtiöiden yhteisistä tilastoista johdetuilla momenteilla  $a_1=3800$ ,  $a_2=6,87$  (sarake 3).

Tulokseksi saatiin

	1. Kaavat (6)-(8)	2. Kaava (12) oma tilasto	3. Kaava (12) yht.tilasto
$\hat{q}$ =	3,69	3,69	3,69
$\hat{u}$ =	3,75	3,54	3,80
$\hat{v}$ =	$70,0 \cdot 10^6$	$31,6 \cdot 10^6$	$96,4 \cdot 10^6$
$\hat{w}$ =	1,60	3,52	0,26
$\hat{v}/\hat{w}$ =	$43,5 \cdot 10^6$	$8,9 \cdot 10^6$	$364,0 \cdot 10^6$

Vertailu osoittaa, että käytetty  $\hat{v}$ :n laskutapa vaikuttaa oleellisesti mallin antamiin tuloksiin. Suuri ero tuloksissa voi johtua siitä, että keskusmomenttien laskemisessa käytetty aineisto on suppea. Valitettavasti vahinkokohtaista korvausmenoa ei tästä aineistosta ole pitemmältä ajalta toistaiseksi käytettävissä.

Vakuutusyhtiöiden yhteisistä tilastoista johdetut luvut sisältävät ilmeisesti paljon "ylimääräistä" varianssia, joka johtuu mm. siitä, että niissä on mukana kaikki toimialat.

Kuvassa 5 on esitetty kaavassa (2) olevan credibility-kertoimen  $c_j$  riippuvuus palkkasummasta eri  $v$ :n arvoilla. Kuvassa näkyvät myös yllä olevan taulukon sarakkaiden 1 ja 2 tulokset ( $v=70 \cdot 10^6$ ,  $v=30 \cdot 10^6$ ). Käyrien mukaan aineiston oma painoarvo kasvaa varsin voimakkaasti riskien sisäisen varianssin vähetessä.

Seuraavissa tarkasteluissa on perustuloksena käytetty edellä olevan taulukon sarakkeen 1 tuloksia.

### 5.3.2 Riskien välinen varianssi

$\hat{w}$ :n merkityksen selville saamiseksi kaavassa (8) olevalle termille

$$B = \sum_{j=1}^N \frac{L_j}{L} (q_j - q)^2$$

annettiin erilaisia arvoja ja tutkittiin sen vaikutusta mm. kertoimiin  $c_j$ .

Tulokset ovat kuvassa 6. Yllä mainittu perustulos antoi B:lle arvon 4,48.

Riskien välistä varianssia muutettiin myös muuttamalla riskien lukumäärää. Koska vakuutuslaskennassa on odotettavissa merkittävää riskien yhdistymistä (vrt. kohta 1.1), tilannetta simuloitiin pudottamalla kollektiivista ensiksi pois kaikki ne riskit, joilla keskimääräinen palkkasumma oli alle 1,0 milj.mrk ja sen jälkeen myös kaikki alle 5,0 milj.mrk vakuutukset. Ensi vaiheessa jäljelle jäi 73 riskiä, seuraavassa 35. Tulokset ovat kuvassa 7.

Kuvien 6 ja 7 perusteella havaitaan, että kerroin  $c_j$  ei ole aivan yhtä herkkä riskien välisen, ulkoisen varianssin muuttumiselle kuin  $\hat{v}$ :n muuttumiselle. Kannan voimakaskin vähentyminen muuttaa  $c_j$ -lukuja vain kohtuullisesti.



### 5.3.3 Aikajänteen n pituus

Riskikohtaista vahinkoaineistoa ei ollut käytettävissä kuin kolmelta vuodelta. Tämän vuoksi aineistoon generoitiin neljäs vuosi ja simuloitiin sen vaikutusta.

Oletetaan, että vahinkojen lukumäärä noudattaa Poisson (n) - jakaumaa ja vahingot sattuvat riskeille sen voluumin (palkkasumman) suhteessa. Vahingon suuruus olkoon vakio  $a_1$ .

Tällöin, jos  $\bar{n}_j$  - Poisson ( $\frac{L_j}{L} \bar{n}$ ), on

$$X_{ij} = \bar{n}_j a_1$$

$$q_{ij} = 1000 X_{ij} / L_{ij}.$$

$\bar{n}_j$  -luvut simuloitiin lähteessä [8] s. 233 - 234 esitetyllä menetelmällä käyttäen  $\bar{n}$ :lle arvoa 1300.

Simuloinnin tulokset hajaantuvat varsin paljon. 30 realisaation sarjassa keskiarvoksi  $\hat{v}/\hat{w}$ :lle tuli noin  $96 \cdot 10^6$ .  $\hat{v}/\hat{w}$  asetettiin nolllaksi aina, kun  $\hat{w} < 0$ . Keskiarvosta poistettiin lisäksi ne realisaatiot, joissa  $\hat{w}$  oli lähellä nolllaa ( $\hat{w} < 0,1$ ). Tällaisessa tilanteessa  $c_j$  on hyvin lähellä ykköstä eli kaikkiin riskeihin sovelletaan samaa maksua.

Osoittautui siis, että ainakaan tässä tilanteessa aikajänteen kasvattaminen ei lisännyt  $c_j$ -lukujen painoarvoa. Kaikkihan riippuu siitä, minkälaiseksi uuden vahinkovuoden korvauspromillet  $q_{ij}$  muovaavat riskikollektiivin varianssien estimaattorit  $\hat{v}$  ja  $\hat{w}$ .

Tarkastelujakson lyhentäminen kolmesta kahteen vuoteen lisäsi sekä riskien sisäistä että niiden välistä varianssia. Tuloksiksi saatiin

$$\hat{v} = 91,6 \cdot 10^6$$

$$\hat{w} = 1,80$$

$$\hat{v}/\hat{w} = 50,9 \cdot 10^6.$$

Aikajänteen pituutta mietittäessä on syytä huomioida van Eeghenin et. al. ([4]) mainitsema näkökohta, jonka mukaan n ei saa olla liian suuri. Jos n on suuri, alkavat ulkoiset muutokset vaikuttaa niin paljon, että tariffin korjausmekanismi ei toimi riittävästi.

### 5.3.4 Yksittäisen riskin häiriö

Riskin kokonaismaksuun vaikuttaa kolme tekijää.

1. ohimenevän korvauksen maksuosa,
2. pysyvän korvauksen maksuosa ja
3. erilaisten kuormitusten osuus.

Muutokset kahdessa viimeksimainitussa ovat kaikilla vakuutuksenottajille samansuuruisia. Ohimenevän korvauksen vahinkomenon muuttuessa uusi tilanne vaikuttaa sekä riskin oman tilaston kautta ( $q_j$ -luvut) että koko riskikollektiivin kautta ( $c_j$ - ja  $u$ -luvut).

Sen selville saamiseksi, paljonko riskin kokonaismaksu voi ääritapauksessa muuttua, valittiin riskeistä neljän eri suuruusluokan edustajaa ja aiheutettiin näille yhdelle kerrallaan yhtenä vuonna voimakas ohimenevän korvauksen lisäys. Pysyvän korvauksen ja kuormitusten maksuosat pidettiin vakioina. Jos riskille sattuisi kaksi peräkkäistä "häiriövuotta", vaikuttavat ne tarifiin kuitenkin yksi kerrallaan, koska  $n:n$  havaintovuoden "ikkuna" liukuu vuoden kerrallaan. Tämän vuoksi riittää tarkastella vain yhden häiriövuoden vaikutusta. Tulokset ovat liitteen taulukossa. Ne on laskettu kaavoilla (1) - (2), (6) - (8).

Tulosten nojalla on syytä varautua siihen, että kokonaismaksu voi nousta yli 50 % edellisvuoteen verrattuna.

Jos  $\hat{v}$  olisi laskettu kohdan 5.2.4 kaavaa (12) käyttäen, olisi huomattu, että  $c_j$ -luvut olisivat olleet paljon vakaampia, sillä informaatio promillien varianssista sisältyy kaavan (12) termiin  $a_2$ , joka parametri olisi ollut vertailun ajan vakio. Toisin sanoen jakautumavaapaassa menetelmässä on se etu, että se reagoi riskikollektiivissa tapahtuviin satunnaisheilahteluihin välittömämmin. Toisaalta kaava (12) on korrekti, kun keskusmomentit  $a_j$  pidetään riittävästi ajan tasalla.

### 5.4 Pysyvän korvauksen riskimaksu

Pysyvän korvauksen maksuosan laskemiseen on yhtiön oma aineisto varsin niukka. Kun pysyviä vahinkoja sattuu keskimäärin alle kymmenen vuodessa, on pysyvä korvausmeno syytä jakaa yhteisesti kaikkien riskien kannettavaksi.

Myös pysyvän korvausmenon heilahtelu vuodesta toiseen on kohdan 2.1 perusteella syytä tasoittaa ajallisesti useammalle vuodelle.

Ainoa erittely, joka seuraavassa johdetussa pysyvän korvauksen maksuosan määräytymisessä on, on kohdassa 3.2.2 todettu työnlaatu.

Koska jäljempänä määriteltävä pysyvän korvauksen laskutapa on kollektiivinen ja perustuu korvausmenon

keskiarvoon, ei vuosittaisten vahinkomenojen tarvitse olla riippumattomia. Voidaan siis kohdistetun aineiston tarkastelun sijasta siirtyä tarkastelemaan tilivuosien havaittuja vahinkomenoja.

Alla olevassa taulukossa on esitetty Suomen Liiketyöntekijäin Keskusliitosta saatu puheena olevan toimialan ammattijakauma vuosilta 1986-1989. Jos nämä ammatit tariffioitaisiin voimassa olevan, yhtiöiden yhteisen erikoistariffiperusteen ([2]) kiinteän erikoismaksun mukaan, olisi kunkin ammattiryhmän pysyvän korvauksen riskimaksu taulukon sarakkeen (5) mukainen promille.

Taulukosta nähdään, että lähes kaikki muut paitsi toimistotyöt kuuluvat viidenteen vastuuluokkaan. Pysyvä osa voidaan siis yksinkertaisuuden vuoksi jakaa kahteen komponenttiin: toimistotöihin ja muihin, lähinnä tuotantotöihin.

Koska näiden kahden työnlaaturyhmän pysyvä korvaus eroaa suuresti toisistaan ja koska työnlaaturyhmien palkkasummien osuudet vaihtelevat yrityksillä eri tavoin, otetaan työnlaatu tariffissa huomioon.

Taulukko: Pysyvän korvauksen riskimaksu ammattiryhmittäin

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ammattiryhmä	Työntekij. lukumäärä keskimäärin	Palkka- summa (milj.mk)	Vastuu luokka	Maksu- promille	Maksu (1.000 mk)
Varastotyöt	174	14,5	5	2,91	46,5
Autonkuljetus	852	72,7	6	3,96	287,9
Vars.tuotantotyöt	5.567	457,9	5	2,91	1.332,5
Laitoshuolto (ylläpityöt)	625	55,7	5	2,91	162,1
Myymälät	76	5,5	2	1,14	6,3
Muut (siivous, majoitus ym.)	186	15,4	5	2,91	44,7
Yhteensä	7.480	621,7		3,01	1.880,0
Toimistotyöt	1.907	185,4	80	0,60	111,2

Merkitään

$p(t) =$  pysyvän korvauksen riskimaksupromille vuodelle  $t$  ja

$q_p(t) =$  pysyvän korvauksen havaittu korvauspromille vuodelta  $t$ .

$q_p(t)$  lasketaan lisäämällä vuonna  $t$  maksettuihin, yhtiön vastuulla oleviin pysyviin korvauksiin (mukaan lukien eläkkeiden juoksevat suoritukset) vahinkokohtaisten varausten (sisältäen eläkepääomat sekä yhtiön osuuden vahinkopoolin varauksista ja ammattitautien erillisjärjestelyn varauksen) muutos.

Kollektiivivaraukset voidaan jättää pois, koska ne sisältävät myös ohimenevän korvauksen varauksen ja toisaalta vahinkokohtaisissa varauksissa syntynyt arviointivirhe korjaantuu seuraavina vuosina varausten tarkentuessa.

Määrätään  $p(t+1)$  ehdosta

$$(14) \quad p(t+1) = \frac{1}{k} \sum_{i=t-k}^{t-1} q_p(i),$$

missä  $k$  on sama kuin tasoitusvastuuperusteessa esiintyvä aikajänne  $T_1$  lakisääteiselle tapaturmavakuutukselle.

Saatu maksupromille  $p(t+1)$  jaetaan nyt toimistotyön ja muun työn välille olettaen, että niiden keskinäinen suhde on sama kuin edellä mainitun erikoistariffiperusteiden nojalla laskettujen pysyvien maksuosien suhde tässä vakuutuskannassa olisi. Yllä olevasta taulukosta saamme kyseiseksi suhteeksi  $0,6:3,01 = 1:5$ .

Kun merkitään

$p^1(t) =$  toimistotyön riskimaksupromille ja

$p^2(t) =$  muun työn riskimaksupromille,

ja tiedetään, että toimistotyön osuus on 33 % palkkasummasta, saadaan yllä esitetystä ehdosta yhtälöpari

$$\begin{cases} p^1(t) \cdot 0,33 + p^2(t) \cdot 0,67 = p(t) \\ 5p^1(t) = p^2(t), \end{cases}$$

ja tästä ratkaisuksi

$$(15) \quad \begin{cases} p^1(t) = 0,27 \cdot p(t) \\ p^2(t) = 1,36 \cdot p(t) \end{cases}$$

Yllä esitetty toimistotyön osuuden määrääminen 33 %:ksi perustuu seuraavaan varsin vakaana pysyneeseen, vuosilta 1982 - 1989 havaittuun keskimääräiseen lukuun:

Vuosi	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	keskim.
Toimistotyön osuus palkka-									
summasta (%)	30,6	31,3	31,6	31,4	32,0	32,1	32,6	34,8	32,0

### 5.5 Hoitokustannusosa

Koska vakuutuksenottajat ovat samantyyppisiä, toistensa kanssa kiinteässä suhteessa olevia yrityksiä, on vakuutusten hoito vaivatonta. Kanta elää hyvin vähän ja mitään asiamiesverkostoa ei tarvita.

Suoritetun laskelman mukaan vakuutusten ylläpito maksaa 10-15 % siitä, mitä vahinkojen käsittelykustannukset maksavat. Korvausten käsittely taas on suoraan verrannollinen vahinkojen määrään ja niiden suuruuteen. Koska nyt laadittava tariffi ottaa nimenomaan huomioon aikaisempaa enemmän riskin yksilöllisen vahinkomenon, lisäantyy vakuutuksenottajan vakuutusmaksun ja korvausmenon riippuvuus. Näin ollen on perusteltua käyttää vakuutusmaksuun suhteutettua kuormitusta.

### 5.6 Saldon huomioon ottaminen

Jotta tariffin riskimaksuosa ja hoitokuluosa olisivat tasapainossa vuosittaisen, omalla vastuulla olevan vakuutusliikkeen tuloksen kanssa, lasketaan kuormitetun maksutulon saldo vuosittain toteutuneiden lukujen perusteella. Syntynyt saldo otetaan huomioon m vuoden kuluessa sen syntymisestä.

Yhtiön vastuulla olevan lakisääteisen tapaturmavakuutusliikkeen tulot vuodelta t voidaan määritellä

$$T_t = q_t L_t \frac{1}{1-h_t/100} + \frac{W_t^1}{W_t} I_t - I_a^1(t) - B_t(jv),$$

missä  $q_t$  = vuoden t riskimaksupromille ja

$L_t$  = lopullinen palkkasumma vuodelta t,

$h_t$  = hoitokulukuormitus vuonna t,

$I_t$  = sijoitustoiminnan nettotuotto vuonna t,

$W_t^1 =$  lakisääteisen tapaturmavakuutuksen omalla vastuulla olevan vakuutusteknisen vastuuvelan keskiarvo vuonna  $t$ ,

$W_t =$  kaikkien vakuutuslajien yhteinen vakuutusteknisen vastuuvelan keskiarvo vuonna  $t$ ,

$I_a^1(t) =$  indeksikorotusten kustantamiseen käytettävä osuus sijoitustoiminnan tuotoista vuonna  $t$  ja

$B_t(jv) =$  jälleenvakuutuksen osuus lakisääteisen tapaturmavakuutuksen maksutulosta.

Vastaavasti menot ovat

$X_t =$  vuoden  $t$  maksetut, kirjanpidon mukaiset, omalla vastuulla olevat korvaukset indeksikorotuksia ja niiden tasoituserää lukuunottamatta. Myös yhtiön osuus vahinkopoolin korvauksista otetaan huomioon.

$V_t =$  omalla vastuulla olevan vakuutusteknisen vastuuvelan muutos vuodesta  $t-1$  vuoteen  $t$ ,

$H_t =$  toteutuneet hoitokulut.  $H_t$  lasketaan lisäämällä vakuutuslajin erilliskuluihin bruttomaksutuloa vastaava osuus muista liikekuluista. Liikekuluiksi katsotaan myös verot, käyttöomaisuuden poistot ja muut liikekuluihin rinnastettavat erät.

Saldoa määrättäessä otetaan tuloina huomioon siis omalla vastuulla olevan kuormitetun riskimaksutulon lisäksi vakuutuslajille jyvitetty sijoitustoiminnan nettotuotto vähennettynä indeksikorotuksiin käytettävällä osalla. Sijoitustoiminnan tuotto sisältää laskuperustekorona osuuden, varmuuslisän ym. vastaavat osat. Näitä vastaten otetaan kuluina huomioon kaikki korvausmenon osat. Näin saadaan lakisääteisen tapaturmavakuutusliikkeen todellinen tulos ja siinä syntynyt yli - tai alijäämä esiin.

Saldo vuodelta  $t$  on

$$(16) \quad S_t = T_t - X_t - V_t - H_t.$$

Vuoden  $t$  maksuissa otetaan huomioon saldo

$$(17) \quad A_t = \sum_{i=1}^m d_{t,t-i} \cdot S_{t-i},$$

missä kertoimien  $d_{jk}$  arvo määräytyy siten, että

$$0 \leq d_{jk} \leq 1 \text{ ja } \sum_{i=1}^m d_{k+i,k} = 1.$$

Kertoimien  $d$  määrittämisessä pidetään lähtökohtana maksumatason tasaisuutta ja turvaavuutta.

Yllä esitettyä menetelmää käyttäen myös varmuuslisäksi katsottava osa sijoitustuotoista ohjautuu saldoon ja sitä kautta palautuu  $m$  vuoden kuluessa vakuutuksenottajille. Varmuuslisää voidaan kuitenkin kerätä esimerkiksi tasoitusvastuuseen pitämällä tasoitusvastuuperusteissa määritellyt  $a_j$ -vakiot sopivalla tasolla. Tämän vuoksi saldojärjestelmässä ei varmuuslisää tarvitse erikseen ottaa huomioon.

### 5.7 Lakisääteiset lisät

Hoitokustannuksilla kuormitettuun riskimaksuun lisätään vielä indeksikorotuksista, vakuuttamattomista ja työsuojelemaksusta aiheutuva, vuosittain erikseen vahvistettava lisä  $r_t$ .

### 5.8 Kokonaismaksun muutoksen yläraja

Kohdassa 5.3.4 tarkasteltiin yksittäisen riskin kokonaismaksun muutoksia. Koska yksilöllisyyden huomioon ottaminen tariffissa aiheuttaa tilanteita, joissa riskin kokonaismaksu voi nousta edellisvuodesta hyvinkin paljon, on muutokselle syytä määritellä yläraja tariffissa.

Määritellään, että kunkin vakuutuksen kokonaismaksupromille saa nousta enintään 50 % edellisen vuoden vastaavasta. Jos jonkin riskin maksutaso näyttäisi nousevan yli 50%, jaetaan sen kokonaismaksusta mainitun rajan yli menevä osa koko riskikollektiivin yhteisesti kannettavaksi.

Merkitään  $p_j(t)$ :llä vakuutuksen  $j$  kokonaismaksupromillea vuodelta  $t$ .

Jos joillekin  $j$ :lle on voimassa  $p_j(t+1) > 1.5p_j(t)$ , asetetaan näille riskeille vuoden  $t+1$  lopulliseksi vakuutusmaksuksi

$$(18) \quad P_j(t+1) = \frac{1.5 p_j(t)}{1000} L_j(t+1)$$

ja määrätään korjaustermi  $M_j(t+1)$  ehdosta

$$(19) \quad M_j(t+1) = - \frac{p_j(t+1) - 1.5p_j(t)}{1000} L_j(t+1) \cdot$$

$$(1-r_{t+1}/100)(1-h_{t+1}/100).$$

Määrätään edelleen

$$(20) \quad M(t+1) = \sum_{k \in s^*} M_k(t+1),$$

missä  $s^*$  on niiden riskien joukko, joilla maksutaso on noussut 50 % tai enemmän edellisvuodesta.

Kaavan (20) mukainen korjaus voidaan ottaa huomioon joko vuoden  $t+1$  riskimaksussa tai se voidaan vähentää vuodelta  $t+1$  syntyneestä saldosta, jolloin sen käsittely olisi yksinkertaista.

### 5.9 Kokonaismaksu kaavana

Vakuutusnottajan  $j$  vakuutusmaksu vuodelle  $t+1$  on edellä käytettyjä merkintöjä käyttäen

$$(21) \quad P_j(t+1) = \frac{1}{1-r_{t+1}/100} \frac{1}{1-h_{t+1}/100} R_j(t+1),$$

missä

$r_{t+1}$  = ns. lakisääteisten lisien prosenttiluku, joka sisältää yhteisesti kustannettavia korvauksia varten kerättävän osan sekä TapVL 35 § 2 momentin ja 58 § mukaiset maksut.

$h_{t+1}$  = hoitokulukuormitus,

$R_j(t+1)$  = riskin  $j$  vuoden  $t+1$  korjattu riskimaksu, joka määrätään kaavasta

$$(22) \quad R_j(t+1) = R_j'(t+1) - \frac{L_j(t+1)}{L(t+1)} [A(t+1) + M(t)],$$

missä

$A(t+1)$  = vuoden  $t+1$  maksuissa huomioon otettava saldo (kaava (17)),

$M_j(t)$  = maksutason vaihtelua tasaava korjaustermi (kaava (20)) ja

$$(23) \quad R_j'(t+1) = \frac{q_j(t+1)}{1000} L_j(t+1) + \frac{p^1(t+1)}{1000} L_j^1(t+1) + \frac{p^2(t+1)}{1000} L_j^2(t+1),$$



$$q_j(t+1) = \text{ohimenevän korvauksen riskimaksupromille vuonna } t+1,$$

$$= c_j q_j + (1-c_j)u, \text{ missä } c_j \text{ ja } q_j \text{ lasketaan kaavalla (2) ja } u \text{ lasketaan kaavalla (6).}$$

$$p^1(t+1) = \text{toimistotyön pysyvän korvauksen riskimaksupromille vuonna } t+1 \text{ (kaava (15))},$$

$$p^2(t+1) = \text{muiden työlaatujen riskimaksupromille vuonna } t+1 \text{ (kaava (15))},$$

$$L_j^1(t+1) = \text{riskin } j \text{ toimistotyön lopullinen palkkasumma vuodelta } t+1,$$

$$L_j^2(t+1) = \text{riskin } j \text{ muiden työlaatujen lopullinen palkkasumma vuodelta } t+1,$$

$$L_j(t+1) = L_j^1(t+1) + L_j^2(t+1),$$

$$L(t+1) = \sum_{j=1}^N L_j(t+1).$$

## 6. Yhteenveto

Ohimenevän korvauksen riskimaksun kaavassa olevien  $v:n$  ja  $w:n$  estimaattoreiden laskutapa on yksi mallin keskeisimpiä ongelmia.

Jakautumavapaa menetelmä antaa käytännössä joustavasti toimivat kaavat  $v:n$  estimoimiseksi, mutta menetelmä ei ole kaikilta osin korrekti.

Vahinkojakauman oletuksiin nojautuvassa menetelmässä malliin sovellettavien momenttien  $a_j$  arvot vaikuttavat merkittävästi credibility-kaavaan. Tämän menetelmän toimivuuden edellytyksenä on, että nämä perustevakiot pidetään riittävän hyvin ajan tasalla, jotta ne tuovat malliin oikean reaali maailman informaation.

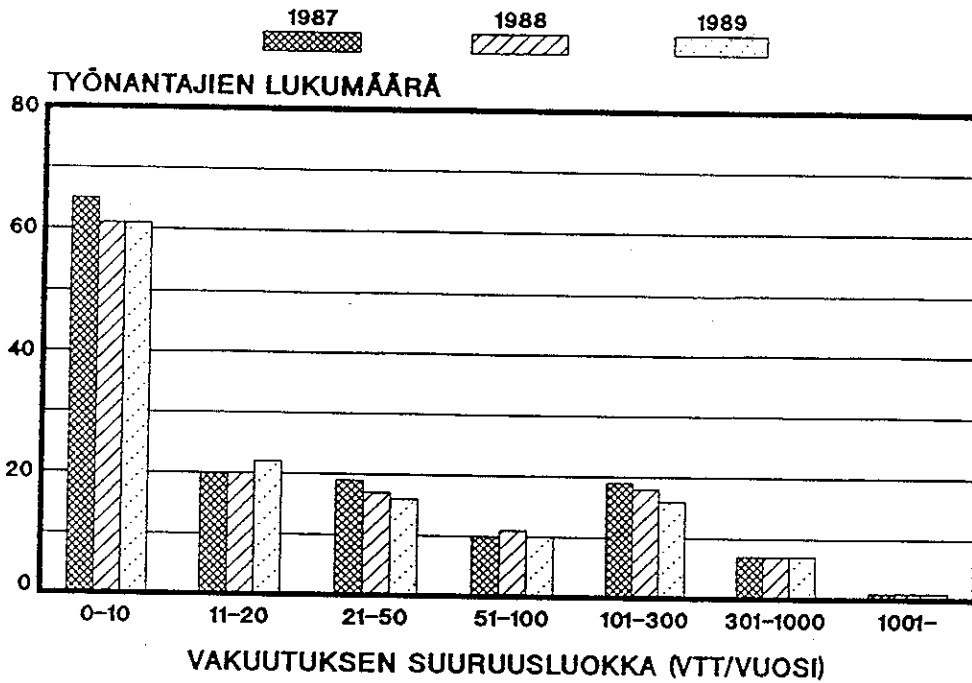
Ohimenevän korvauksen maksuosa on syytä tässä vaiheessa perustaa vahinkojakauman oletuksiin nojautuvaan menetelmään.

Tariffin kehittämisen kannalta on tärkeää tilastoaineiston karttuessa seurata kaavoilla (7) ja (12) lasketun  $\hat{v}:n$  arvojen kehittymistä ja niiden vaikutusta mallin käyttäytymiseen.

$\hat{w}:n$  laskemisessa voi lähteä liikkeelle määräämällä se vakioksi ja tarkastamalla sen arvo esimerkiksi vuosittain.

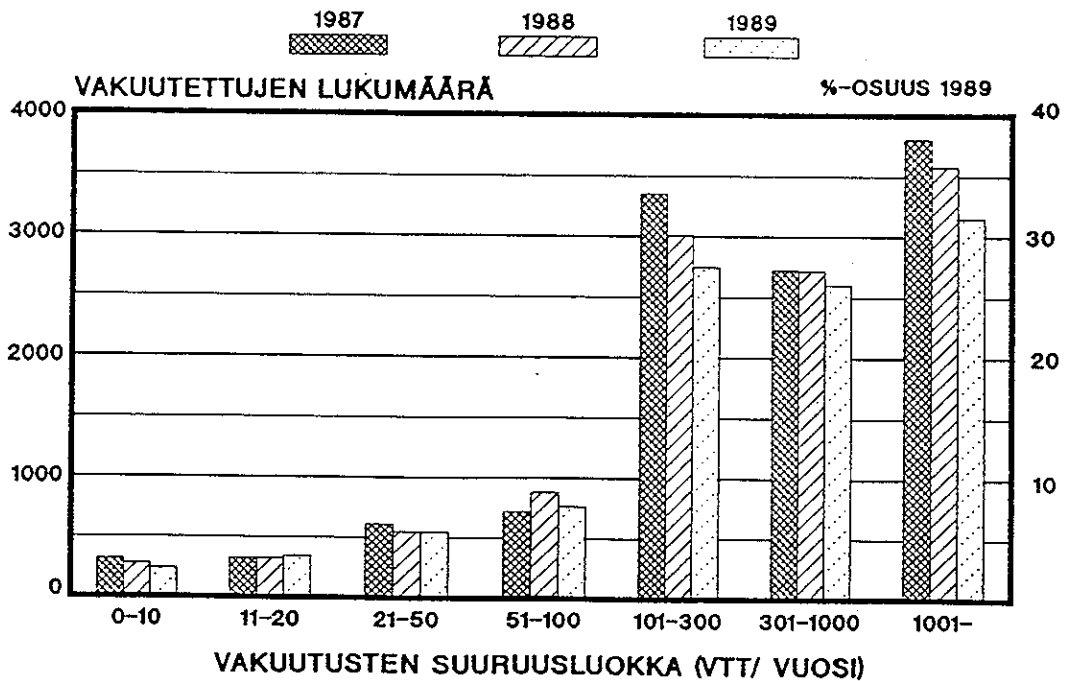
Rakennettu malli täyttää tavoitteeksi asetetun yksilöllisyyden lisäämisen. Se on toteutettu ohimenevän korvauksen maksuosan laskennassa. Sen sijaan pysyvä korvauksen maksuosa ja erilaiset kuormitukset jakautuvat edelleenkin samassa suhteessa eri vakuutusnottajille.

## LAKISÄÄTEINEN TAPATURMAVAKUUTUS VAKUUTUKSENOTTAJAT SUURUUSLUOKITTAIN



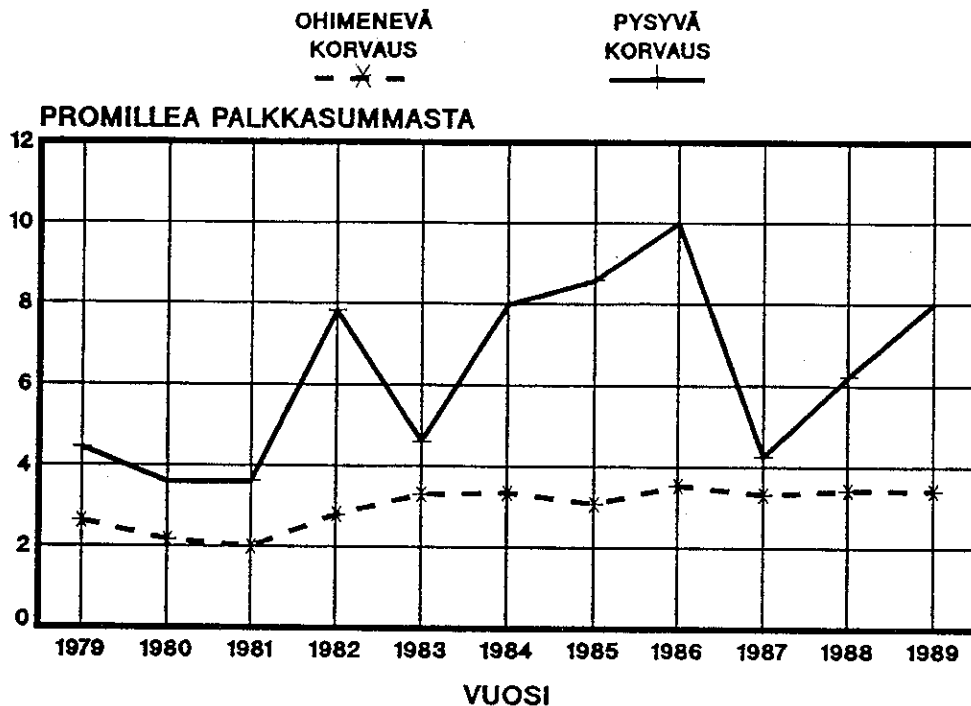
Kuva 1

## VAKUUTETTUIJEN JAKAUTUMINEN YRITYKSEN KOON MUKAAN



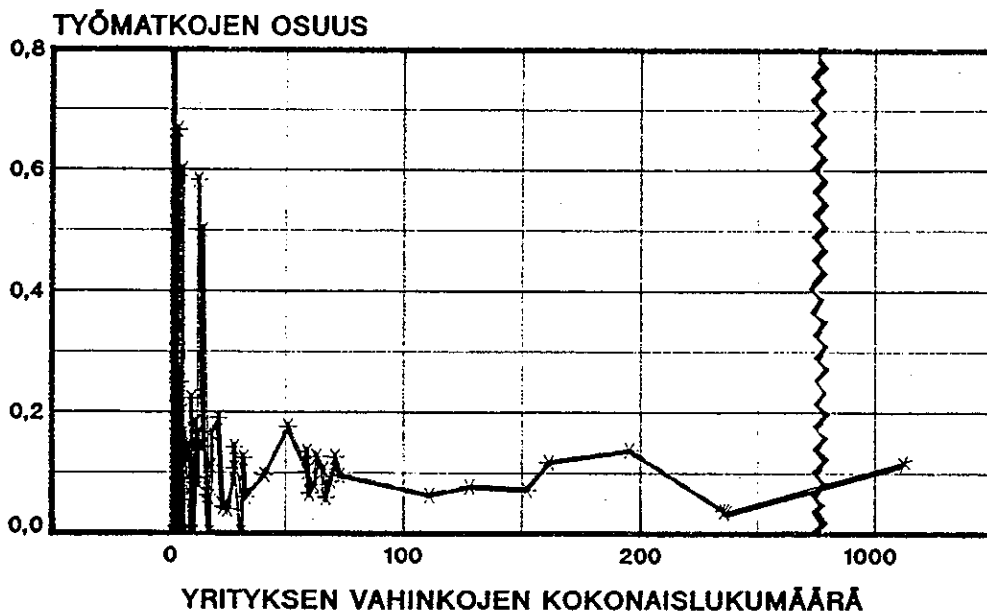
Kuva 2

## KORVAUSMENO 1979 -1989



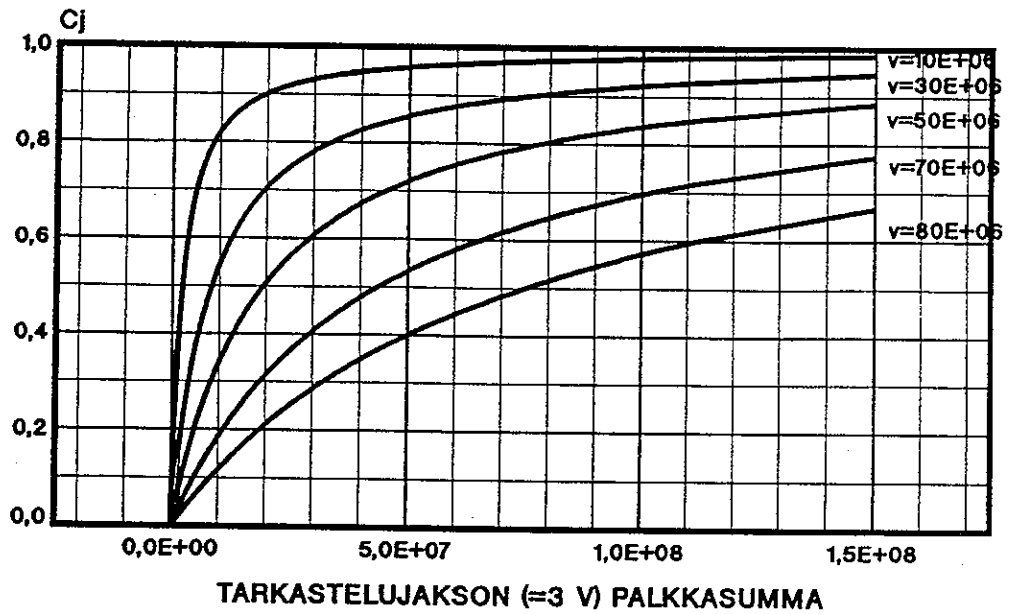
Kuva 3

## TYÖMATKATAPATURMAT OSUUS KAIKISTA TAPATURMISTA



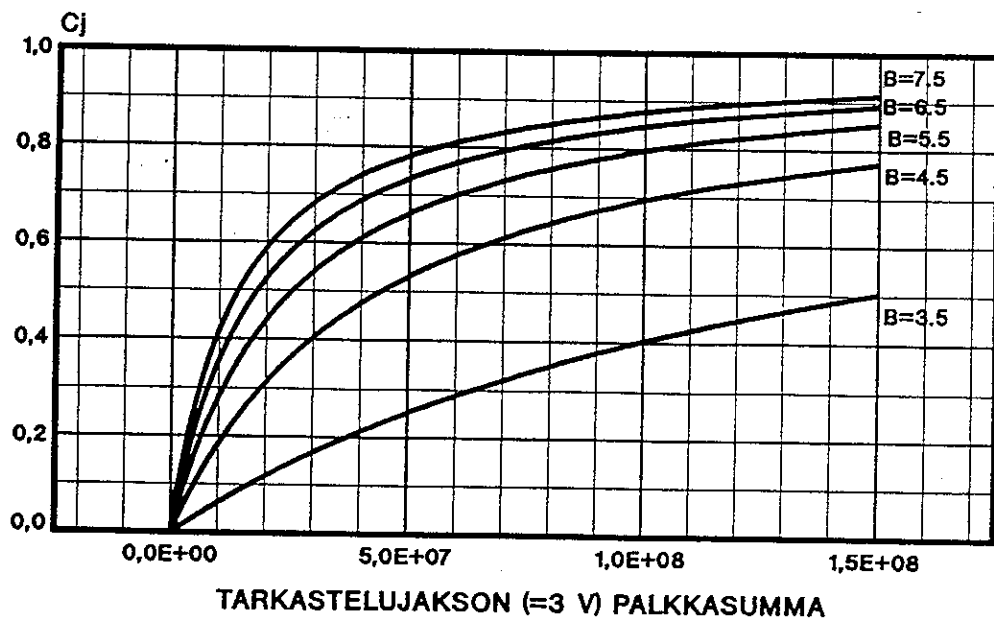
Kuva 4

### KERTOIMEN $C_j$ RIIPPUVUUS PALKKASUMMASTA ERI $v$ :N ARVOILLA



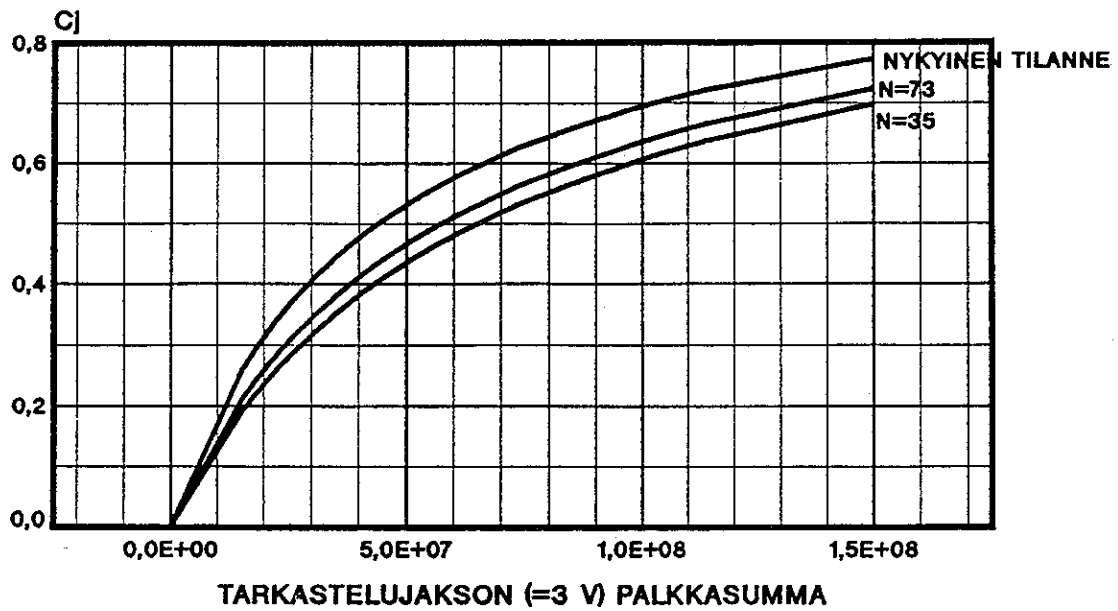
Kuva 5

### KERTOIMEN $C_j$ RIIPPUVUUS PALKKASUMMASTA B:N ERI ARVOILLA



Kuva 6

# KERTOIMEN $C_j$ RIIPPUVUUS PALKKASUMMASTA KUN VAKUUTUSKANTA PIENENE



Kuva 7

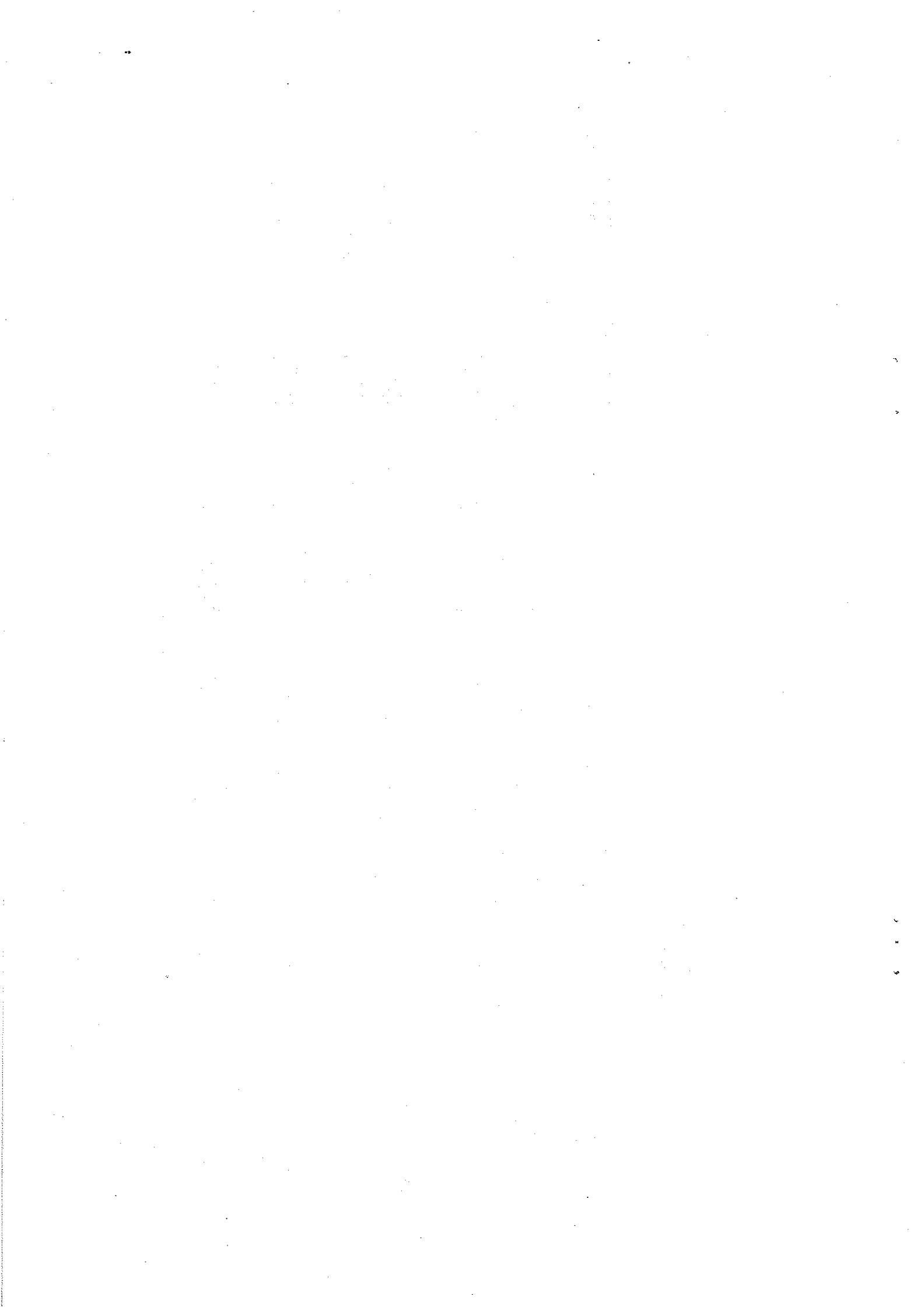
TAULUKKO

LIITE

YHDEN RISKIN OHIMENEVÄN KORVAUKSEN VOIMAKKAAN  
HEILAHTELUN VAIKUTUS RISKIN MAKSUUN

Riskin nro	Ohimenevät promillet				$q_j$	$c_j$	$\hat{u}$	Kokonais- maksu	Kokonais- maksun muutos (%)
	$q_j(t-2)$	$q_j(t-1)$	$q_j(t)$	$q_j(t)$					
1. $L_t=0,5$ mmk *) Häiriöt	0,0	0,36	0,0	0,12	0,039	3,56	9,36		
	100,0	0,36	0,0	33,56	0,031	4,69	11,06	+ 18	
	200,0	0,36	0,0	67,01	0,020	5,07	11,64	+ 24	
	300,0	0,36	0,0	100,46	0,012	5,03	11,57	+ 24	
	400,0	0,36	0,0	133,91	0,008	4,88	11,35	+ 21	
2. $L_t=5,2$ mmk *) Häiriöt	2,20	1,34	0,50	1,34	0,069	3,72	10,50		
	2,20	1,34	50,00	18,30	0,186	6,59	14,83	+ 41	
	2,20	1,34	100,00	35,43	0,093	7,00	15,45	+ 47	
	2,20	1,34	120,00	42,29	0,073	6,89	15,28	+ 46	
3. $L_t=30,1$ mmk *) Häiriö	4,68	6,34	4,61	5,17	0,691	4,72	12,33		
	4,68	6,34	30,00	13,10	0,630	9,72	19,88	+ 61	
4. $L_t=335$ mmk *) Häiriö	2,75	3,61	3,48	3,28	0,963	3,30	8,90		
	10,00	3,61	3,48	5,67	0,882	5,47	12,17	+ 37	

\*) = Tilanne ennen häiriötä





## LÄHDEKIRJALLISUUS

- [1] **Bonsdorff, H., Nyrhinen, H.** Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen maksujen määräytyminen. Suomen Aktuaariyhdistyksen julkaisusarja nro 20 (1986).
- [2] **Suomen Vakuutusyhtiöiden Keskusliiton Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen valiokunta** Lakisääteisen tapaturmavakuutuksen erikoismaksuperusteet (1989).
- [3] **Bühlmann, H., Straub, E.** Glaubwürdigkeit für Schadensätze. Mitteilungen der Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmatematiker. Band 70, Heft 1, ss. 111-133.
- [4] **van Eeghen, J., Greup, E. K., Nijssen, J. A.** Rate Making. Surveys of Actuarial Studies nro 2, September 1983, ss. 116-121.
- [5] **Norberg, R.** The Credibility Approach To Experience Rating. Norjan Aktuaariyhdistyksen luentomoniste (1979).
- [6] **Lonka, H.** Katsaus credibilityteoriaan, Tilastoaineiston analysointi. Suomen Aktuaariyhdistys ja Insinööritieto Oy, Helsinki (1980).
- [7] **Jacobsson, J.** Credibility lakisääteisessä tapaturmavakuutuksessa. Julkaisematon muistio (1978).
- [8] **Beard, R. E., Pentikäinen, T. and Pesonen, E.** Risk Theory. Chapman and Hall, London (1984).

