

Do Jernca



**UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO**

Mestrado em Ciências Actuarias

**Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das
perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade**

Augusto Tomé Pires Fernandes Pedroso

Orientação

Doutor João Manuel de Sousa Andrade e Silva

Presidente

Doutor João Manuel de Sousa Andrade e Silva

Vogais

Doutor Alfredo Duarte Egídio dos Reis

Doutora Isabel Maria Ferraz Cordeiro

Abril/2002



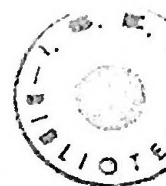
Resumo e Palavras-chave

É amplamente reconhecido que existem diferenças entre os riscos que, apesar da sua difícil detecção *a priori*, fazem com que se observem taxas puras *a posteriori* diferentes para os vários riscos de uma mesma classe tarifária (mesmo sector de actividade em acidentes de trabalho). No contexto de um mercado concorrencial, assiste-se a uma tarifação cada vez menos mutualista e cada vez mais individualista. Em Portugal, a tarifação quase deixou de ponderar o prémio do colectivo e baseia-se cada vez mais nas indemnizações de cada segurado. No entanto, os prémios aplicados resultam essencialmente do conhecimento empírico dos subscritores e não possuem uma base teórica que permita garantir, a prazo, o equilíbrio entre o valor esperado das indemnizações agregadas e os prémios cobrados.

Este trabalho começa por analisar as principais características do seguro de acidentes de trabalho em Portugal, dando especial atenção às alterações no cálculo das prestações entre a Lei n.º 2127/65 e a Lei n.º 100/97. Após esta descrição, como introdução à problemática do tratamento das várias indemnizações individuais para o "experience rating" descreve-se um modelo com a separação entre a frequência e a gravidade – modelo de Gerber. De seguida, apresenta-se o modelo com separação entre a credibilidade das perdas primárias e em excedente de sinistro, baseado nos desenvolvimentos de Gillam. Este modelo constitui a essência do plano de "experience rating" promulgado pelo NCCI dos EUA e será o modelo objecto de estimação no presente trabalho. Por fim, procede-se à estimação dos parâmetros do modelo com separação da credibilidade das perdas primárias e em excedente de sinistro e ao cálculo das medidas de teste da qualidade do modelo.

Palavras chave: Acidentes de trabalho. "Experience rating". Teoria da credibilidade. Perdas primárias. Perdas em excedente de sinistro. Credibilidade da frequência. Credibilidade da gravidade.

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade



Abstract and Keywords

It is recognized that individual risks within a classification (same activity sector for workers compensation) are not alike and that there exist inherent differences of such a nature that they cannot be associated with conditions measurable in advance for tarification purposes. Competition in Portugal has led to a premium calculation practice that allocates an increasing weight to the individual risk characteristics and almost an insignificant weight to the collective premium of the tarification class. However, premiums charged are almost exclusively based on the empirical knowledge of the underwriters and do not have the appropriate teoretical support to assure that there will be an equilibrium in the long run between expected aggregate losses and premiums.

This paper starts by analysing the main characteristics of workers compensation insurance in Portugal, specially focusing on the changes in claims amounts due to the law change from 1999 to 2000 (Law 2127/65 vs. Law 100/97). As an introduction to the problematic of aggregating individual claims for experience rating purposes, the exposition describes a model with a separation of the credibility of frequency and the one of severity – Gerber’s model. Then, it presents a model with a distinction between the credibility of primary losses and the one of excess losses. This model is based on the developments made by Gillam and reflects the essence of the experience rating plan promulgated by the USA’s NCCI. Finally, an estimation of the primary and excess credibilities based on the portfolio of a Portuguese insurance company is provided with the corresponding “quality” statistics.

Keywords: Workers compensation. Experience rating. Credibility. Primary losses. Excess losses. Credibility of the frequency. Credibility of the severity.

Índice

<i>Índice</i>	4
<i>Lista de quadros e figuras</i>	6
<i>Prefácio</i>	7
<i>Agradecimentos</i>	10
1 Seguro de acidentes de trabalho em Portugal	11
1.1 <i>Consequências dos acidentes de trabalho</i>	12
1.1 <i>Caracterização da realidade portuguesa</i>	14
1.3 <i>Regulamentação do seguro de acidentes de trabalho</i>	16
1.4 <i>A nova legislação de acidentes de trabalho</i>	20
1.4.1 <i>Definição de acidente de trabalho</i>	20
1.4.2 <i>Prestações</i>	20
1.4.2.1 <i>Incapacidade temporária</i>	21
1.4.2.2 <i>Incapacidade permanente</i>	23
1.4.2.3 <i>Morte</i>	25
2 Os modelos de "experience rating"	29
2.1 <i>Modelo com separação entre a credibilidade da frequência e a credibilidade da gravidade</i>	32
2.1.1 <i>Hipóteses e variáveis do modelo</i>	33
2.1.2 <i>Estimador de credibilidade</i>	34
2.1.3 <i>Estimação dos parâmetros</i>	39
2.2 <i>Modelo de credibilidade com separação entre as perdas primárias e em excedente de sinistro</i>	41
2.2.1 <i>Hipóteses e variáveis do modelo</i>	42
2.2.2 <i>Estimador de credibilidade</i>	44
2.2.2.1 <i>Hipótese do grande risco como combinação de pequenos riscos homogêneos</i>	46
2.2.2.2 <i>Hipótese do grande risco como combinação de pequenos riscos homogêneos e de um componente não diversificável</i>	47
2.2.2.3 <i>Hipótese do grande risco como combinação de uma parte homogênea e de uma parte não homogênea de pequenos riscos</i>	48
2.2.3 <i>Estimação dos parâmetros</i>	50
2.2.3.1 <i>Separação entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro</i>	50
2.2.3.2 <i>Estimação dos factores de credibilidade – alternativas preteridas</i>	52
2.2.3.3 <i>Estimação dos factores de credibilidade por regressão "ridge"</i>	54

<i>3 Medidas de teste à qualidade do modelo.....</i>	<i>60</i>
3.1 Critério de Dorweiler.....	60
3.2 Teste dos quintis.....	61
3.3 Erro quadrático médio.....	61
3.4 Eficiência.....	63
<i>4 Aplicação do modelo a uma carteira de acidentes de trabalho.....</i>	<i>65</i>
4.1 Universo estudado.....	65
4.2 Organização e tratamento dos dados.....	65
4.3 Estimação.....	66
4.3.1 Seleção do ponto de corte entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro.....	66
4.3.2 Agrupamento dos riscos.....	67
4.3.3 Resultados.....	68
<i>5 Conclusões.....</i>	<i>85</i>
<i>6 Bibliografia.....</i>	<i>86</i>
<i>Anexos.....</i>	<i>88</i>

Lista de Quadros e Figuras

<i>Figura 1: Consequências do acidente de trabalho.....</i>	<i>13</i>
<i>Figura 2: Ilustração das perdas primárias num plano "multi-split".....</i>	<i>52</i>
<i>Quadro 1: Evolução da distribuição dos acidentes de trabalho em Portugal por dias de incapacidade temporária – 1997 a 1999.....</i>	<i>15</i>
<i>Quadro 2: Evolução da distribuição dos pensionistas surgidos no exercício por grau de incapacidade permanente – 1997 a 1999.....</i>	<i>16</i>
<i>Quadro 3: Evolução dos prémios brutos emitidos de seguro directo de acidentes de trabalho e de outros ramos não vida – 1995 a 2000.....</i>	<i>19</i>
<i>Quadro 4: "D-ratios" globais do período de experiência para vários pontos de corte entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro.....</i>	<i>67</i>
<i>Quadro 5: Resultados da regressão "ridge" no plano "single-split".....</i>	<i>69</i>
<i>Quadro 6: Resultados da regressão "ridge" no plano "multi-split".....</i>	<i>73</i>
<i>Quadro 7: Credibilidades de excedente máximas no plano "single-split".....</i>	<i>77</i>
<i>Quadro 8: Refinamento dos parâmetros.....</i>	<i>78</i>
<i>Quadro 9: Refinamento dos parâmetros.....</i>	<i>78</i>
<i>Quadro 10: Ajustamento das credibilidades.....</i>	<i>79</i>
<i>Quadro 11: Eficiência em função do quintil de perdas esperadas.....</i>	<i>80</i>
<i>Quadro 12: Teste dos quintis (Iteração 0).....</i>	<i>81</i>
<i>Quadro 13: Teste dos quintis (Iteração 1).....</i>	<i>81</i>
<i>Quadro 14: Teste dos quintis (Iteração 2).....</i>	<i>82</i>
<i>Quadro 15: Factores de credibilidade do plano seleccionado em função das perdas esperadas.....</i>	<i>83</i>
<i>Quadro 16: Credibilidades do plano "Single-split" seleccionado.....</i>	<i>84</i>

Prefácio

Em acidentes de trabalho, é habitual considerar a exposição ao risco de uma dada empresa como sendo medida pela sua massa salarial anual. A tarifa *a priori* traduz o prémio puro esperado para um risco com determinadas características observáveis antes de se conhecer as suas indemnizações individuais passadas.

Esta tarifa baseia-se na aplicação de uma taxa, que varia em função do sector de actividade, aos salários anuais do conjunto de trabalhadores a segurar. No entanto, é amplamente reconhecido que existem diferenças entre os riscos que, apesar da sua difícil detecção *a priori*, fazem com que *a posteriori*, ou seja, após o conhecimento das indemnizações individuais geradas por cada risco, se observem taxas puras diferentes para os vários riscos de um mesmo sector de actividade. No contexto de um mercado concorrencial, a sobrevivência das seguradoras requer uma diferenciação dos prémios puros dos segurados em função do maior ou do menor risco de cada um, conduzindo a uma tarificação cada vez mais individualista e cada vez menos mutualista. De facto, a tarificação em Portugal quase deixou de ponderar o prémio do colectivo e tende a basear-se cada vez mais nas indemnizações originadas por cada segurado. No entanto, os prémios aplicados resultam essencialmente do conhecimento empírico dos subscritores e não possuem uma base teórica que permita garantir, a prazo, o equilíbrio entre o valor esperado das indemnizações agregadas e os prémios cobrados.

Neste contexto, onde se tende para uma tarificação de "auto-seguro" mas sem os mecanismos de troca de informação sobre a experiência passada e a organização do mercado que permitam que os prémios cobrados por uma seguradora a cada segurado correspondam ao valor esperado das suas indemnizações agregadas, colocam-se grandes desafios para a melhoria dos métodos de tarificação *a posteriori*.

A publicação da Lei 100/97, cuja entrada em vigor ocorreu em 1 de Janeiro de 2000, veio ainda reforçar a necessidade de analisar com maior profundidade toda a temática da tarificação dos acidentes de trabalho, quer *a priori*, quer *a posteriori*, uma vez que, de acordo com

Mexia (1999), o agravamento médio dos custos face à lei anterior foi estimado em 26,8% para o cenário central.

Por forma a responder ao de melhorar os métodos de tarificação *a posteriori*, este trabalho inspira-se fortemente na experiência americana de tarificação de acidentes de trabalho. De facto, os desenvolvimentos teóricos e a experiência prática da utilização do “experience rating” há muitos anos nos EUA, constituem um contributo de grande valor para todos aqueles que procuram aplicar estes modelos.

Este trabalho tem como objectivo ensaiar a aplicação dos modelos de “experience rating” ao ramo de acidentes de trabalho em Portugal, com separação da credibilidade das perdas primárias da das perdas em excedente de sinistro. Para tal, está estruturado em cinco capítulos principais.

Em primeiro lugar, analisam-se as principais características do seguro de acidentes de trabalho em Portugal, dando especial atenção às alterações dos cálculos das prestações entre a Lei n.º 2127/65 (aplicável até 1999) e a Lei n.º 100/97 (em vigor a partir de 2000), uma vez que, para tornar possível a aplicação do modelo proposto a observações de 1999 e de 2000, se vão recalculer os valores das indemnizações ocorridas no ano de 1999 segundo a Lei n.º 100/97 por forma a ter dados comparáveis.

Em segundo lugar, abordam-se os modelos de “experience rating”. Como introdução à problemática do tratamento das várias indemnizações individuais para efeitos de “experience rating” começa-se por apresentar um modelo de credibilidade com a separação entre a frequência e a gravidade – modelo de Gerber. Contudo, este modelo não será estimado no âmbito deste trabalho, deixando-se em aberto esta área para desenvolvimentos futuros. Depois de tratar o modelo de Gerber, apresenta-se o modelo com separação entre a credibilidade das perdas primárias e em excedente de sinistro, baseado nos desenvolvimentos de Gillam. Este modelo constitui a essência do plano de “experience rating” promulgado pelo National Council on Compensation Insurance (NCCI) dos EUA e será o modelo objecto de estimação no presente trabalho.

Em terceiro lugar, apresentam-se várias medidas para testar a qualidade dos modelos de “experience rating” e que serão calculadas para o modelo estimado.

Em quarto lugar, procede-se à estimação dos parâmetros do modelo com separação da credibilidade das perdas primárias e em excedente de sinistro e ao cálculo das medidas de teste enunciadas no capítulo anterior.

Por último, evidenciam-se as conclusões finais do trabalho.

Agradecimentos

Os meus agradecimentos dirigem-se a todos aqueles que me incentivaram e contribuíram para a melhoria deste trabalho.

Em particular, é com muito apreço que tive a orientação, aconselhamento e sugestões do Prof. Doutor João Andrade e Silva.

É também com grande admiração que agradeço o incentivo, disponibilidade e compreensão da minha mãe, Fernanda, da minha mulher, Susana, e dos meus filhos, Guilherme e Gustavo.

Obrigado a todos.

1 Seguro de acidentes de trabalho em Portugal

1.1 CONSEQUÊNCIAS DOS ACIDENTES DE TRABALHO

O seguro de acidentes de trabalho insere-se numa das áreas da protecção social com maior visibilidade nas sociedades desenvolvidas. De facto, a um acidente de trabalho está associada, quer uma redução da capacidade física do trabalhador, quer uma redução da sua capacidade de gerar rendimento.

Assim, na sequência de um acidente de trabalho, surge uma hierarquia de necessidades que requer a prestação de diferentes fluxos de serviços ou financeiros ao sinistrado ou aos seus familiares.

Em primeiro lugar, torna-se necessário tratar o sinistrado por forma a eliminar, ou pelo menos reduzir, as sequelas do acidente.

Em segundo lugar, e para os casos em que a cura não é imediata, resultam períodos mais ou menos longos de incapacidades temporárias para o trabalho, parciais ou absolutas, durante os quais o trabalhador fica impossibilitado de gerar total ou parcialmente rendimentos do trabalho.

Em terceiro lugar, para alguns casos, mesmo após períodos mais ou menos longos de tratamentos, subsistem incapacidades permanentes, que reduzem de forma parcial ou total a capacidade de geração de rendimento futuro a partir do trabalho habitual ou de todo e qualquer trabalho. Naturalmente, nos casos de morte imediata, não existem tratamentos nem incapacidades temporárias, observando-se apenas a eliminação total da capacidade de geração de rendimento futuro.

Tarificação <i>a posteriori</i> em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade
--

Em quarto lugar e por último, para alguns dos casos de incapacidades permanentes, verifica-se a necessidade de assistência médica ou hospitalar vitalícia, quer de forma esporádica, quer de forma continuada. A Figura 1 esquematiza as possíveis consequências dos acidentes de trabalho, assim como as prestações associadas às mesmas.

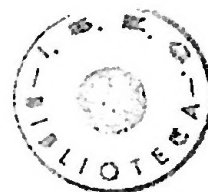
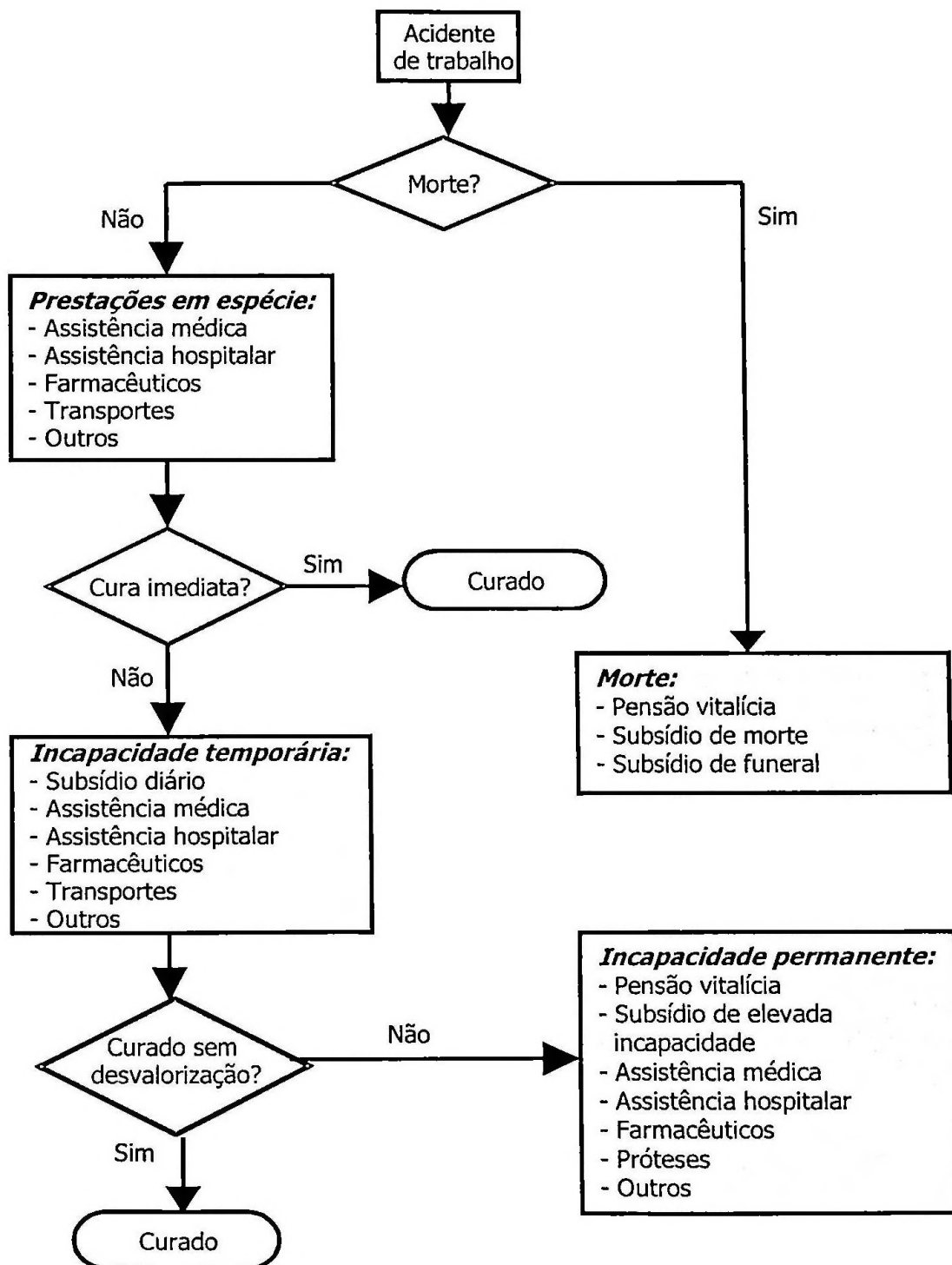


Figura 1

CONSEQUÊNCIAS DO ACIDENTE DE TRABALHO



Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

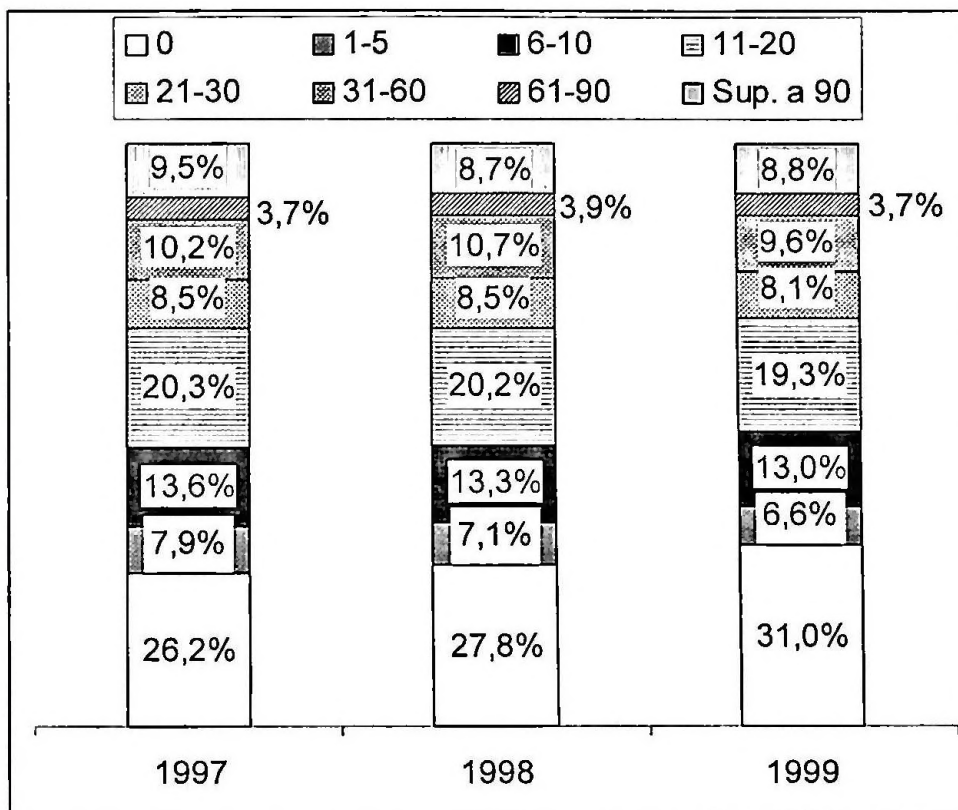
1.2 CARACTERIZAÇÃO DA REALIDADE PORTUGUESA

Em Portugal, historicamente, verificam-se elevados níveis de sinistralidade laboral quando comparados com os de outros países europeus, reflectindo a existência, quer de um maior peso de actividades de maior gravidade no tecido empresarial português (p.ex., construção civil e obras públicas), quer de uma maior frequência de acidentes nos vários sectores de actividade.

Ao analisarem-se os anos de 1997 a 1999, constata-se que mais de 70% dos sinistros registados em Portugal originaram incapacidades temporárias (com excepção de 1999, onde 69% dos sinistros incluíram incapacidades temporárias). No entanto, ao longo destes três anos verificou-se uma tendência para uma redução da proporção dos acidentes com incapacidade temporária (Quadro 1).

Quadro 1

EVOLUÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DOS ACIDENTES DE TRABALHO EM PORTUGAL POR DIAS DE INCAPACIDADE TEMPORÁRIA – 1997 A 1999



Fonte: Estatística do Ramo Acidentes de Trabalho 1997 e 1998, APS; Estatística do Ramo Acidentes de Trabalho 1998 e 1999, APS

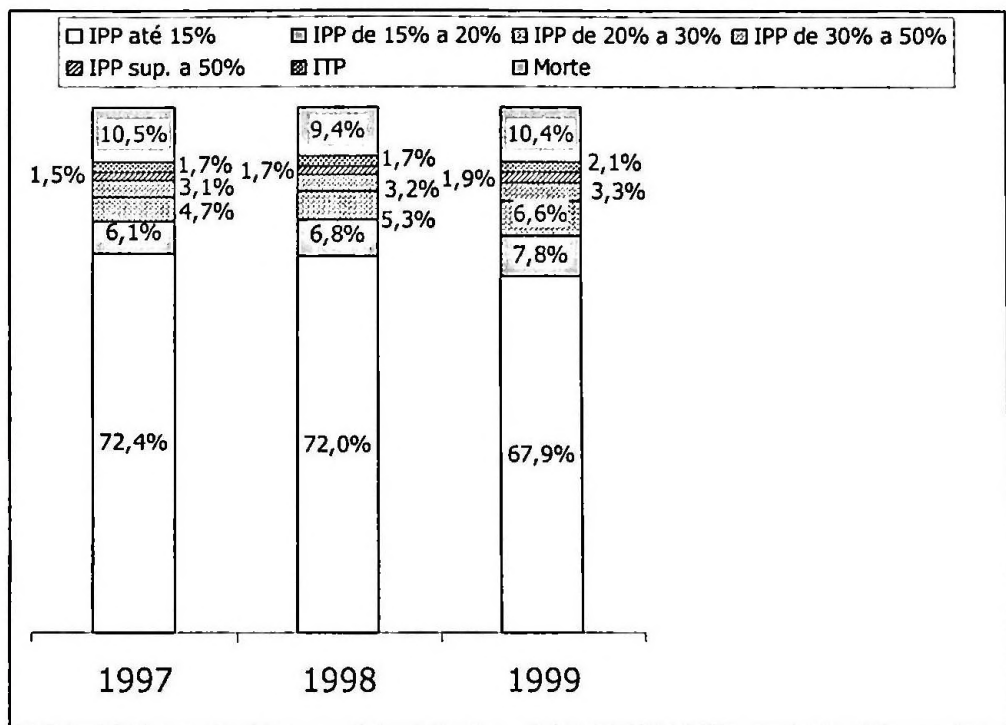
Assistiu-se, nestes três anos, a uma redução da duração média de incapacidades temporárias, evoluindo dos 24,9 dias em 1997 para os 23,4 dias em 1999.

No que concerne a distribuição das incapacidades permanentes por grau de incapacidade, observa-se que a maioria das incapacidades se situam até aos 15% (Quadro 2).

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Quadro 2

EVOLUÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DOS PENSIONISTAS SURGIDOS NO EXERCÍCIO POR GRAU DE INCAPACIDADE PERMANENTE- 1997 A 1999



Nota: IPP – Incapacidade permanente parcial; ITP – Incapacidade total permanente.

Fonte: Estatística do Ramo Acidentes de Trabalho 1997 e 1998, APS; Estatística do Ramo Acidentes de Trabalho 1998 e 1999, APS

O grau médio de incapacidade permanente aumentou neste período, tendo passado dos 12,9%, em 1997, para os 14,2%, em 1999.

1.3 REGULAMENTAÇÃO DO SEGURO DE ACIDENTES DE TRABALHO

Face à possível gravidade dos acidentes de trabalho para o equilíbrio psicológico, social e económico das famílias, esta matéria encontra-se fortemente regulada em quase todos os países, sendo comum existir a obrigatoriedade de contratação de um seguro que cubra o

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

pagamento das prestações associadas à reparação da capacidade física e à perda da capacidade de ganho.

No entanto, na maioria dos países, este seguro é fornecido pelo Estado através dos mecanismos associados à segurança social. No contexto da União Europeia, existem dois modelos de gestão para o regime de protecção dos acidentes de trabalho: **(1)** Regime público controlado pelo Estado e gerido pela Segurança Social ou por um departamento dela dependente; **(2)** Regime privado ou misto, com gestão por seguradoras ou mútuas.

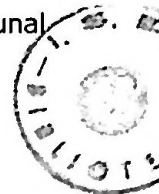
No que se refere ao regime público, incluem-se os seguintes países: Alemanha, Áustria, França, Irlanda, Itália, Luxemburgo e Suécia. No que concerne o regime privado ou misto, identificam-se os seguintes países: Portugal, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia e Reino Unido. A Grécia caracteriza-se por uma gestão pública conjunta dos riscos profissionais e extra-profissionais. A Holanda também possui uma gestão conjunta destes dois riscos, embora tenha introduzido alterações legislativas no sentido de transferir para as entidades empregadoras a responsabilidade pelo primeiro ano de inactividade e pelos primeiros cinco anos de incapacidade permanente.

Nos países com regimes privados ou mistos existem algumas diferenças. Em Espanha, as Mútuas têm de oferecer este seguro em condições de prémio equivalentes às da Segurança Social, sendo a tarifa determinada por esta última.

No Reino Unido, a protecção dos acidentes de trabalho é gerida por dois sistemas independentes. Por um lado, existe uma protecção social mínima baseada no sistema "no fault" em que os tratamentos de assistência são assegurados pelo Serviço Nacional de Saúde e a reparação em dinheiro é reduzida e corresponde aos montantes normalmente atribuídos em caso de acidentes na vida privada. Por outro lado, a base do sistema de protecção dos acidentes de trabalho assenta no seguro obrigatório de reponsabilidade civil patronal, baseado na noção de culpa ("fault") da entidade patronal. Esta parte é gerida pelas seguradoras privadas e rege-se pelos princípios do direito comum, obrigando o trabalhador a colocar uma

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

acção cível e a provar a culpa do empregador para receber a indemnização que o tribunal determinar como adequada ao acidente em causa.



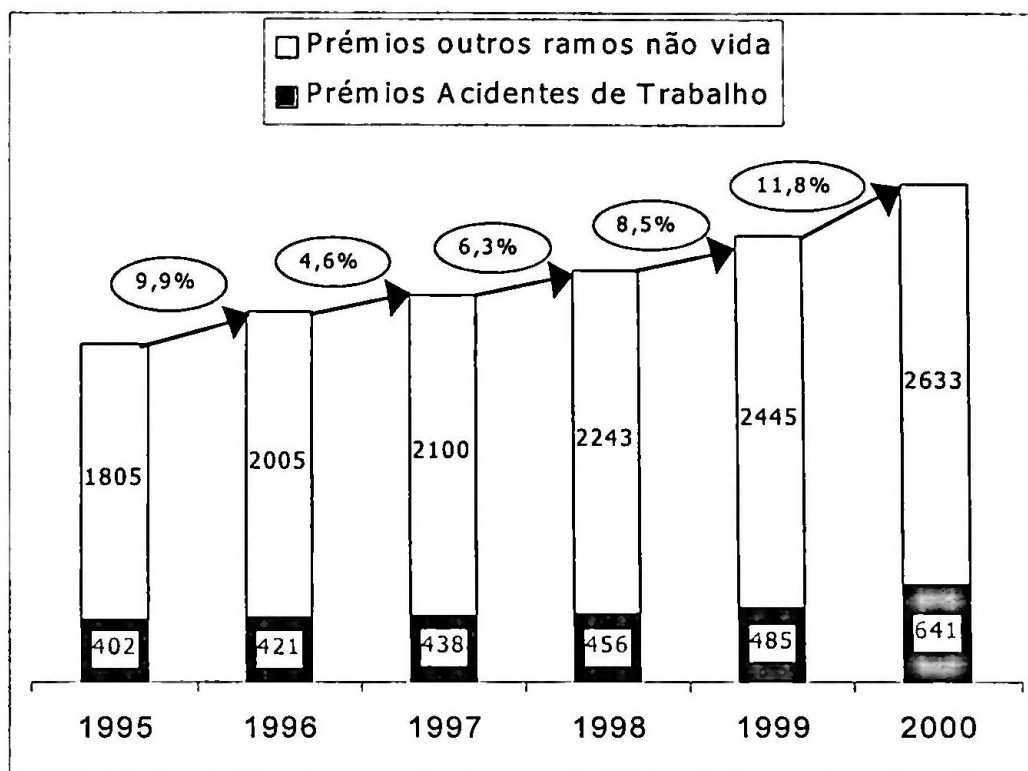
Contudo, mesmo nos países em que o seguro de acidentes de trabalho é domínio exclusivo do Estado, também se observam diferentes modelos, quer no que se refere à determinação do quantitativo das prestações, quer no que concerne o grau de mutualismo encontrado para tarifá-lo. O exemplo francês é curioso pela grande ausência de mutualismo, conduzindo a que as empresas tenham oscilações muito bruscas nos prémios a pagar em função do seu historial de sinistros. Neste panorama próximo do auto-seguro surgiram recentemente seguros privados que assumem o risco resultante da oscilação dos prémios do seguro obrigatório estatal. Contudo, o caso francês é relativamente atípico face à globalidade dos modelos de seguro do Estado. Nos modelos públicos assiste-se tipicamente a um maior mutualismo na determinação dos prémios do seguro, oscilando desde uma taxa única para todo o colectivo a taxas diferenciadas em função do risco da actividade ou dos postos de trabalho (Espanha).

Em Portugal, o ramo acidentes de trabalho é explorado pelo sector segurador privado, e tem tido um peso significativo dentro dos ramos não vida, representando cerca de 19,6 % dos ramos não vida em 2000 (Quadro 3).

Quadro 3

EVOLUÇÃO DOS PRÉMIOS BRUTOS EMITIDOS DE SEGURO DIRECTO DE ACIDENTES DE TRABALHO E DE OUTROS RAMOS NÃO VIDA – 1995 A 2000.

Milhões de euros.



Fonte: Produção de Seguro Directo – 1990 a 2000, APS

Em 2000, o ramo acidentes de trabalho cresceu fortemente (32,3%), aumentando o seu peso no cômputo dos ramos não vida em consequência da nova legislação do ramo que produziu efeitos a partir de 1 de Janeiro. O novo enquadramento legislativo assenta na Lei n.º 100/97 regulamentada pelo Decreto-Lei n.º 142/99, Decreto-Lei n.º 143/99, Decreto-Lei n.º 159/99, Decreto-Lei n.º 382-A/99 e Portaria n.º 11/2000.

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

1.4 A NOVA LEGISLAÇÃO DE ACIDENTES DE TRABALHO

1.4.1 Definição de acidente de trabalho

A Lei n.º 100/97 classifica como acidente de trabalho as seguintes ocorrências: **(1)** No local e no tempo de trabalho e que produzam directa ou indirectamente lesão corporal ou perturbação funcional com redução na capacidade de trabalho; **(2)** Na execução de serviços espontaneamente prestados dos quais possa resultar ganho económico para a entidade patronal; **(3)** No exercício do direito de reunião; **(4)** Na actividade de representante de trabalhadores; **(5)** Na frequência de cursos de formação profissional; **(6)** Na execução de serviços determinados pela entidade empregadora ou por esta consentidos fora do local de trabalho; **(7)** Na procura de emprego nos casos de processo de cessação de contrato de trabalho; **(8)** No percurso casa-trabalho e vice-versa (acidente *in-itinere*).

1.4.2 Prestações

A Lei n.º 100/97 prevê o fornecimento das prestações em espécie necessárias à recuperação física e ao reestabelecimento da capacidade de trabalho do sinistrado. Estas prestações não têm qualquer limite monetário.

No que se refere à redução da capacidade de ganho, quer seja de forma temporária, quer seja de forma permanente, estão previstas diversas prestações monetárias.

Antes de se passar a analisar as várias prestações, define-se a seguinte simbologia:

Q_x : Prestação ao sinistrado devida a perdas salariais por incapacidade temporária de acordo com a Lei do ano x (65 ou 97)

$P_{x,t}$: Pensão anual devida no momento t a um beneficiário por incapacidade permanente ou morte de acordo com a Lei do ano x (65 ou 97)

Tarificação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

R : Retribuição anual ilíquida do sinistrado

Y : Salário mínimo nacional anual ilíquido

R : Quociente entre a retribuição anual ilíquida do sinistrado e o salário mínimo nacional

anual ilíquido ($r = \frac{R}{Y}$)

D : Dias de incapacidade temporária

H : Grau de incapacidade temporária, compreendido entre 0 e 1

I : Grau de incapacidade permanente, compreendido entre 0 e 1

F : Número de familiares a cargo do sinistrado

L : Subsídio de elevada incapacidade permanente ou morte

A_t : Idade do cônjuge ou pessoa em união de facto no momento t em que recebe a pensão

V : Número de filhos do sinistrado

C : Número de ascendentes e parentes sucessíveis para os quais o sinistrado contribuía com regularidade para o seu sustento

1.4.2.1 Incapacidade temporária

- Absoluta

De acordo com a Lei n.º 2127/65, o montante das prestações por incapacidade temporária absoluta sem internamento hospitalar era o seguinte:

$$Q_{65} = \begin{cases} \frac{1}{3} \frac{(0,7R + 0,3Y)}{14 \cdot 30} D, & D \leq 3 \\ \frac{(0,7R + 0,3Y)}{14 \cdot 30} + \frac{2}{3} \frac{(0,7R + 0,3Y)}{14 \cdot 30} (D - 3), & D > 3 \end{cases} \quad (1.1)$$

A Lei n.º 100/97 estipula como montante das prestações para incapacidade temporária absoluta sem internamento hospitalar o seguinte:

$$Q_{97} = \begin{cases} \frac{0,7R}{14 \cdot 30} D, & D \leq 15 \\ \frac{0,7R}{12 \cdot 30} D, & D > 15 \end{cases} \quad (1.2)$$

Logo, a variação relativa provocada nas prestações por incapacidade temporária absoluta pela Lei n.º 100/97 pode ser descrita por:

$$\frac{\Delta Q}{Q_{65}} = \begin{cases} \frac{1,4r - 0,3}{0,7r + 0,3}, & D \leq 3 \\ \frac{7rD + 21r - 6D + 9}{14rD - 21r + 6D - 9}, & 3 < D \leq 15 \\ \frac{4,2rD + 8,4r - 2,4D + 3,6}{5,6rD - 8,4r + 2,4D - 3,6}, & D > 15 \end{cases} \quad (1.3)$$

- Parcial

De acordo com a Lei n.º 2127/65, o montante das prestações por incapacidade temporária parcial era o seguinte:

$$Q_{65} = \frac{2}{3} \frac{(0,7R + 0,3Y)}{14 \cdot 30} D \cdot H \quad (1.4)$$

Na Lei n.º 100/97, o montante das prestações por incapacidade temporária parcial é o seguinte:

$$Q_{97} = \begin{cases} \frac{0,7R}{14 \cdot 30} D \cdot H, & D \leq 15 \\ \frac{0,7R}{12 \cdot 30} D \cdot H, & D > 15 \end{cases} \quad (1.5)$$

Logo, a variação relativa provocada nas prestações por incapacidade temporária parcial pela Lei n.º 100/97 pode ser descrita por:

$$\frac{\Delta Q}{Q_{65}} = \begin{cases} \frac{7r - 6}{14r + 6}, & D \leq 15 \\ \frac{4,2r - 2,4}{5,6r + 2,4}, & D > 15 \end{cases} \quad (1.6)$$

- Incapacidade temporária durante o período de internamento hospitalar ou durante o período no qual ficam a cargo da seguradora as despesas com assistência clínica e alimentação de sinistrados solteiros que não residam em união de facto e não tenham pessoas a seu cargo

De acordo com a Lei n.º 2127/65, o montante das prestações por incapacidade temporária nestas condições era o seguinte:

$$Q_{65} = \frac{1}{3} \frac{(0,7R + 0,3Y)}{14 \cdot 30} D \cdot H \quad (1.7)$$

A Lei n.º 100/97 estipula como montante das prestações para incapacidade temporária nas condições assinaladas anteriormente o seguinte:

$$Q_{97} = \begin{cases} \frac{0,45R}{14 \cdot 30} D \cdot H, & D \leq 15 \\ \frac{0,45R}{12 \cdot 30} D \cdot H, & D > 15 \end{cases} \quad (1.8)$$

Neste caso, a variação relativa resultante da alteração da lei é dada por:

$$\frac{\Delta Q}{Q_{65}} = \begin{cases} \frac{0,65r - 0,3}{0,7r + 0,3}, & D \leq 15 \\ \frac{10,5r - 3,6}{8,4r + 3,6}, & D > 15 \end{cases} \quad (1.9)$$

1.4.2.2 Incapacidade permanente

- Absoluta para todo e qualquer trabalho

De acordo com a Lei n.º 2127/65, o montante da pensão anual por incapacidade permanente absoluta para todo e qualquer trabalho era o seguinte:

$$P_{65,t} = \text{Min}(0,8 \cdot (0,8R + 0,2Y) + 0,1 \cdot F \cdot 0,8 \cdot (0,8R + 0,2Y); R) \quad (1.10)$$

Na Lei n.º 100/97, o montante da pensão anual por incapacidade permanente absoluta para todo e qualquer trabalho é o seguinte:

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

$$P_{97,t} = \text{Min}(0,8 * R + 0,1 * F * R; R) \quad (1.11)$$

A nova Lei atribui ainda numa única prestação um subsídio de elevada incapacidade permanente:

$$L = 12 * \frac{Y}{14} \quad (1.12)$$

Logo, a variação relativa do valor da pensão anual resultante de situações de incapacidade permanente absoluta para todo e qualquer trabalho provocada pela Lei n.º 100/97 pode ser descrita por:

$$\frac{\Delta P_t}{P_{65,t}} = \frac{0,16r + 0,036Fr - 0,016F - 0,16}{0,64r + 0,064Fr + 0,016F + 0,16}, P_t \leq R \quad (1.13)$$

- Absoluta para o trabalho habitual

De acordo com a Lei n.º 2127/65, o montante da pensão anual por incapacidade permanente absoluta para o trabalho habitual era o seguinte:

$$P_{65,t} = \frac{(0,8R + 0,2Y)}{2} + \frac{(0,8R + 0,2Y)}{6} I \quad (1.14)$$

Na Lei n.º 100/97, o montante da pensão anual por incapacidade permanente absoluta para o trabalho habitual é o seguinte:

$$P_{97,t} = \frac{R}{2} + \frac{R}{5} I \quad (1.15)$$

A nova Lei atribui ainda numa única prestação um subsídio de elevada incapacidade permanente:

$$L = 12 * \frac{Y}{14} \quad (1.16)$$

Logo, a variação relativa do valor da pensão anual resultante de situações de incapacidade permanente absoluta para o trabalho habitual provocada pela Lei n.º 100/97 pode ser descrita por:

$$\frac{\Delta P_t}{P_{65,t}} = \frac{0,6r + 0,4rI - 0,2I - 0,6}{2,4r + 0,8rI + 0,2I + 0,6} \quad (1.17)$$

- Parcial

De acordo com a Lei n.º 2127/65, o montante da pensão anual por incapacidade permanente parcial era o seguinte:

$$P_{65,I} = \begin{cases} \frac{2}{3} (0,8R + 0,2Y) * I, & I \geq 50\% \\ \frac{2}{3} (0,7R + 0,3Y) * I, & I < 50\% \end{cases} \quad (1.18)$$

Na Lei n.º 100/97, o montante da pensão anual por incapacidade permanente parcial é o seguinte:

$$P_{97,I} = 0,7 * R * I \quad (1.19)$$

A nova Lei atribui ainda numa única prestação um subsídio de elevada incapacidade permanente nas seguintes situações:

$$L = 12 * \frac{Y}{14} * I, \quad I \geq 70\% \quad (1.20)$$

Logo, a variação relativa do valor da pensão anual resultante de situações de incapacidade permanente parcial provocada pela Lei n.º 100/97 pode ser descrita por:

$$\frac{\Delta P_I}{P_{65,I}} = \begin{cases} \frac{0,5r - 0,4}{1,6r + 0,4}, & I \geq 50\% \\ \frac{0,7r - 0,6}{1,4r + 0,6}, & I < 50\% \end{cases} \quad (1.21)$$

1.4.2.3 Morte

- Cónjuge ou união de facto

De acordo com a Lei n.º 2127/65, o montante da pensão anual por morte destinada ao cónjuge era o seguinte:

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

$$P_{65,t} = \begin{cases} 0,3*(0,8R + 0,2Y), A_t < 65 \text{ sem doença física ou mental que afecte} \\ \text{capacidade de trabalho} \\ 0,4*(0,8R + 0,2Y), A_t \geq 65 \text{ ou doença física ou mental que afecte} \\ \text{capacidade de trabalho} \end{cases} \quad (1.22)$$

Na Lei n.º 100/97, o montante da pensão anual por morte destinada ao cônjuge ou pessoa em união de facto é o seguinte:

$$P_{97,t} = \begin{cases} 0,3*R, A_t < 65 \text{ sem doença física ou mental que afecte} \\ \text{capacidade de trabalho} \\ 0,4*R, A_t \geq 65 \text{ ou doença física ou mental que afecte} \\ \text{capacidade de trabalho} \end{cases} \quad (1.23)$$

A nova Lei atribui ainda numa única prestação um subsídio por morte:

$$L = 12 * \frac{Y}{14} \quad (1.24)$$

Logo, a variação relativa do valor da pensão anual do cônjuge ou pessoa em união de facto resultante de situações de morte pode ser descrita por:

$$\frac{\Delta P_t}{P_{65,t}} = \frac{0,2r - 0,2}{0,8r + 0,2} \quad (1.25)$$

- Filhos

De acordo com a Lei n.º 2127/65, o montante da pensão anual por morte destinada a cada filho não orfão de pai e de mãe era o seguinte:

$$P_{65,t} = \begin{cases} 0,2*(0,8R + 0,2Y), V = 1 \vee V = 2 \\ \frac{0,5}{V}*(0,8R + 0,2Y), V = 3, 4, 5, 6, \dots \end{cases} \quad (1.26)$$

A pensão anual por morte destinada a cada filho orfão de pai e de mãe era a seguinte:

$$P_{65,t} = \begin{cases} 0,4*(0,8R + 0,2Y), V = 1 \vee V = 2 \\ \frac{0,8}{V}*(0,8R + 0,2Y), V = 3, 4, 5, 6, \dots \end{cases} \quad (1.27)$$

Esta pensão era devida até perfazerem 18, 22 ou 25 anos, enquanto frequentarem, respectivamente, o ensino secundário ou curso equiparado ou curso superior. Esta pensão era devida vitaliciamente para os filhos que sejam afectados de doença física ou mental que os incapacite sensivelmente para o trabalho.

Na Lei n.º 100/97, o montante da pensão anual por morte destinada a cada filho não orfão de pai e de mãe é o seguinte:

$$P_{97,t} = \begin{cases} 0,2 * R, & V = 1 \vee V = 2 \\ \frac{0,5}{V} * R, & V = 3, 4, 5, 6, \dots \end{cases} \quad (1.28)$$

A pensão anual por morte destinada a cada filho orfão de pai e de mãe é a seguinte:

$$P_{97,t} = \begin{cases} 0,4 * R, & V = 1 \vee V = 2 \\ \frac{0,8}{V} * R, & V = 3, 4, 5, 6, \dots \end{cases} \quad (1.29)$$

Estas pensões são devidas até às mesmas idades e nas mesmas circunstâncias das previstas na Lei n.º 2127/65.

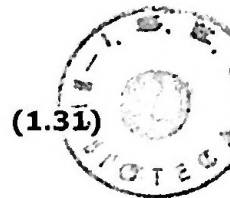
A variação relativa do valor da pensão anual de cada filho provocada pela Lei n.º 100/97 pode ser descrita por:

$$\frac{\Delta P_t}{P_{65,t}} = \frac{0,2r - 0,2}{0,8r + 0,2} \quad (1.30)$$

- Ascendentes e parentes sucessíveis

De acordo com a Lei n.º 2127/65, o montante da pensão anual por morte destinada a cada ascendente e parente sucessível para o qual o sinistrado contribuisse com regularidade para o seu sustento era o seguinte:

$$P_{65,t} = \begin{cases} 0,1*(0,8R+0,2Y), & C=1 \vee C=2 \vee C=3 \\ \frac{0,3}{C}*(0,8R+0,2Y), & C=4, 5, 6, \dots \end{cases}$$



Esta pensão era devida até perfazerem 18, 22 ou 25 anos, enquanto frequentarem, respectivamente, o ensino secundário ou curso equiparado ou curso superior. Esta pensão era devida vitaliciamente para os ascendentes e parentes sucessíveis que sejam afectados de doença física ou mental que os incapacite sensivelmente para o trabalho.

Na Lei n.º 100/97, o montante da pensão anual por morte destinada a cada ascendente e parente sucessível para o qual o sinistrado contribuisse com regularidade para o seu sustento é o seguinte:

$$P_{97,t} = \begin{cases} 0,1*R, & C=1 \vee C=2 \vee C=3 \\ \frac{0,3}{C}*R, & C=4, 5, 6, \dots \end{cases} \quad (1.32)$$

Estas pensões são devidas até às mesmas idades e nas mesmas circunstâncias das previstas na Lei n.º 2127/65.

A variação relativa do valor da pensão anual de cada ascendente e parente sucessível provocada pela Lei n.º 100/97 pode ser descrita por:

$$\frac{\Delta P_t}{P_{65,t}} = \frac{0,2r - 0,2}{0,8r + 0,2} \quad (1.33)$$

2 Os modelos de "experience rating"

A tarificação *a priori* em acidentes de trabalho assenta na classificação das actividades das empresas de acordo com os códigos de actividade económica (CAE). Neste sentido, assume-se que a actividade é o factor de tarificação susceptível de explicar as diferenças da frequência e do montante das indemnizações individuais.

A base de exposição ao risco tipicamente seleccionada para a tarificação do seguro de acidentes de trabalho é a massa salarial anual da empresa, uma vez que uma parte significativa dos custos das indemnizações provém da remuneração média auferida pelos trabalhadores (prestações por incapacidade temporária e incapacidades permanentes ou mortes). No entanto, utiliza-se também a massa salarial anual como base de exposição ao risco para a tarificação das prestações em espécie, apesar de estas dependerem mais do número de trabalhadores do que dos salários dos mesmos. Deste modo, a tarifa de acidentes de trabalho aplica taxas, que variam em função da actividade, aos salários anuais da empresa para determinar o seu prémio anual.

A posteriori, verificam-se diferenças assinaláveis entre os riscos, ou seja, entre as empresas, de um mesmo sector de actividade. **Em primeiro lugar**, num mesmo sector de actividade, verificam-se variações nos montantes salariais médios e na sua distribuição pelas várias classes e tipos de trabalhadores. **Em segundo lugar**, a qualidade das instalações e dos equipamentos apresenta diferenças susceptíveis de provocar diversidade, quer no número de acidentes, quer na gravidade dos mesmos. **Em terceiro lugar**, os materiais utilizados geram igualmente graus de perigo distintos. **Em quarto lugar**, a organização, os processos e o modelo e estilo da gestão contribuem também para a produção de sinistralidades com maior ou menor intensidade. **Por último**, a própria cultura da empresa e da comunidade onde está inserida, assim como o estado de satisfação dos trabalhadores, conduz a resultados distintos em termos de acidentes de trabalho. No entanto, estes factores são de uma natureza tal, que torna

Tarificação <i>a posteriori</i> em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade
--

praticamente impossível uma medição ou quantificação objectiva, *a priori*. Neste contexto, a diversidade observada na frequência e no montante dos sinistros dos riscos de uma determinada classe de actividade económica não pode ser simplesmente atribuída ao acaso.

De facto, no caso dos acidentes de trabalho, a gestão das empresas tem capacidade para influenciar a sinistralidade através da eliminação ou redução das causas produtoras de acidentes e desempenha um papel insubstituível na aplicação efectiva de normas de segurança entre os trabalhadores através do poder para recompensar ou penalizar os trabalhadores que as cumprem ou que as evitam, respectivamente. Esta capacidade de influência da gestão na frequência e na gravidade dos sinistros estende-se também a outros ramos não vida, tais como responsabilidade civil de exploração e frotas de automóvel.

O termo "experience rating" refere-se aos modelos através dos quais os prémios ou taxas de risco individuais dependem, na totalidade, ou parcialmente, da experiência individual de cada risco. O conjunto de definições, regras, fórmulas e dados necessários para descrever o modelo e determinar os prémios ou taxas de risco individuais é designado por plano de "experience rating". Os planos de "experience rating" podem ser prospectivos ou retrospectivos. Nos planos prospectivos, os mais habituais, a experiência do passado é utilizada para determinar os prémios para o futuro. Nos planos retrospectivos, a experiência do passado é utilizada para fixar o prémio final dum período passado. Os planos retrospectivos têm especial aplicação para a determinação de cláusulas de participação nos resultados em função da experiência. Este tipo de cláusulas tende a ser aplicado em riscos de maior dimensão ou com grandes assimetrias de informação entre o segurado e a seguradora. Ambos os tipos de planos são utilizados e constituem alternativas para tomar em consideração as diferenças entre os riscos individuais. Contudo, neste trabalho privilegia-se a aplicação da metodologia aos planos prospectivos.

O "experience rating" é aplicável em situações onde existe uma grande variação entre os riscos que integram a mesma classe tarifária e em que os riscos individuais são susceptíveis de proporcionarem informação útil (ou seja, no caso de acidentes de trabalho, em empresas com um número de trabalhadores e um período de exposição ao risco suficientemente grande). Se

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

as empresas de um sector de actividade fossem totalmente idênticas, a variação encontrada na experiência passada seria totalmente aleatória, não havendo qualquer benefício na utilização do "experience rating". Grande parte dos ramos não vida possuem classificações dos riscos não-homogéneas, uma vez que o reduzido número de riscos e o pequeno número de sinistros não permite gerar a informação suficiente para eliminar a heterogeneidade nas classes definidas para tarificação *a priori*. Se se tivesse em conta apenas a não homogeneidade dos riscos, a maioria dos ramos de seguros não vida deveria ter "experience rating". No entanto, a necessidade de existência de experiência individual com informação suficiente para que seja útil faz com que, em muitos ramos, não seja possível utilizar planos de "experience rating" baseado em factores de credibilidade.

Em termos práticos, o "experience rating" consiste na comparação da experiência individual do risco com a classe de tarificação onde esse risco se insere. O novo prémio para o risco em causa resulta de uma média ponderada entre a experiência do risco individual e a classe tarifária.

Trata-se de definir o "experience rating" como um processo misto, onde se pondera o prémio puro *a priori* e as indemnizações agregadas observadas no risco individual por forma a obter uma estimativa para o prémio puro *a posteriori* desse mesmo risco. Seja M a modificação entre o prémio *a priori* e *a posteriori* de um dado risco, Z o factor de credibilidade associado à experiência observada do risco, S_j as indemnizações agregadas geradas no passado pelo risco j e E_j o prémio puro *a priori* do risco j . Então, a estimativa para o factor de modificação do prémio puro é descrita pela expressão seguinte:

$$\hat{M} = 1 + Z \left(\frac{S_j - E_j}{E_j} \right) \quad (2.1)$$

Nos seguros não vida, o risco associado a um segurado, ou a uma classe de segurados, está relacionado com o produto entre o valor esperado da frequência de ocorrência de sinistros e o valor esperado do custo de cada sinistro e é uma estimativa para este produto que é necessário obter. No entanto, a maioria das fórmulas de credibilidade em utilização na actualidade baseia-se nas indemnizações agregadas de todos os sinistros de cada segurado, não tendo em conta a frequência de sinistro e a gravidade do sinistro. De acordo com a experiência prática, não

Tarificação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

parece muito plausível aplicar a um risco com 10 sinistros de € 1000 cada o mesmo prémio do que a um risco com um único sinistro de € 10000. Ora, as fórmulas de credibilidade mais habituais e utilizadas tendem a simplificar esta realidade uma vez que não distinguem a frequência de sinistro da sua gravidade. Assim, como Hewitt (1970) refere, as fórmulas mais comuns ao conjugarem a frequência com a gravidade, tendem a reduzir a própria credibilidade.

Com o objectivo de contribuir para ultrapassar esta debilidade de alguns modelos de credibilidade, este trabalho começa por apresentar um primeiro modelo com separação entre a credibilidade da frequência e a credibilidade da gravidade. Este modelo constitui uma abordagem com interesse teórico para a compreensão do problema em análise, mas não constituirá objecto de estimação no âmbito do presente trabalho.

Em seguida, será analisado o modelo com separação da credibilidade associada às perdas primárias e ao excedente de sinistro, sendo este o modelo que se vai estimar para uma carteira de acidentes de trabalho. Este modelo pode ser encarado como uma generalização do modelo com a separação da credibilidade da frequência e da credibilidade da gravidade através da selecção apropriada do ponto de separação entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro. Este tipo de modelo com separação da credibilidade em dois componentes, mormente, a das perdas primárias e a das perdas em excedente de sinistro, goza de uma vasta aplicação nos EUA e pode, como se referiu, ser encarado como uma alternativa mais geral ao modelo com separação da credibilidade da frequência e da gravidade.

2.1 MODELO COM SEPARAÇÃO ENTRE A CREDIBILIDADE DA FREQUÊNCIA E A CREDIBILIDADE DA GRAVIDADE

Comece-se então por apresentar uma fórmula de credibilidade que diferencia a credibilidade da frequência da credibilidade da gravidade, baseado no desenvolvimento efectuado por Gerber (1971).

Considera-se que J riscos integram o mesmo colectivo por possuírem uma característica fundamental comum. No caso dos acidentes de trabalho, o colectivo corresponde à mesma classe tarifária, isto é, o mesmo sector de actividade. Existem ainda as características individuais λ e θ associadas ao número de indemnizações e ao montante de cada sinistro de um determinado risco, respectivamente. Estes parâmetros diferenciam cada risco j do colectivo e são os mesmos para todos os períodos i .

Dada a heterogeneidade que persiste no colectivo, pretende-se estimar para cada risco j o valor esperado das indemnizações agregadas dadas as observações passadas referentes a cada risco. Procura-se um estimador de credibilidade que atribua factores de credibilidade porventura diferenciados ao número e ao montante das indemnizações.

2.1.1 Hipóteses e variáveis do modelo

Considere-se uma carteira com J riscos numerados de 1 a J que produziram indemnizações num conjunto de períodos de 1 a n . Considere-se também que cada período i tem a duração de um ano. Sejam as variáveis:

N_{ij} Número de indemnizações geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) no período i ($i=1, \dots, n$)

X_{ijs} Montante da s -ésima indemnização ($s=0, \dots, N_{ij}$) do risco individual j ($j=1, \dots, J$) no período i ($i=1, \dots, n$), com $X_{ij0} \equiv 0$

$S_{ij} = \sum_{s=0}^{N_{ij}} X_{ijs}$ Montante agregado de indemnizações geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) no período i ($i=1, \dots, n$)

$N_{.j} = \sum_{i=1}^n N_{ij}$ Número de indemnizações observadas para o risco j nos n períodos

$\bar{N}_j = \frac{\sum_{i=1}^n N_{ij}}{n}$ Frequência média observada para o risco j nos n períodos

$\bar{N}_{..} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \bar{N}_{.j}$ Frequência média observada global dos J riscos nos n períodos

$$\bar{X}_{.,j} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{s=0}^{N_{ij}} X_{ijs}}{\sum_{i=1}^n N_{ij}}$$

Indemnização individual média observada para o risco j nos n períodos

$$\bar{X}_{...} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J \sum_{s=0}^{N_{ij}} X_{ijs}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J N_{ij}}$$

Indemnização individual média observada global dos J riscos nos n períodos

$\underline{X}_{.,j}$ Vector das indemnizações individuais observadas do risco j nos n períodos

$$\bar{S}_{.,j} = \frac{\sum_{i=1}^n S_{ij}}{n}$$

Indemnizações agregadas médias observadas para o risco j nos n períodos

$$\bar{S}_{..} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \bar{S}_{.,j}$$

Indemnização agregada média observada global dos J riscos nos n períodos

Estipulam-se as seguintes hipóteses para o modelo:

H1: Cada risco é caracterizado pelos parâmetros λ e θ e, dados λ e θ , as suas indemnizações agregadas em cada anuidade seguem um processo de Poisson composto, sendo λ o número médio de indemnizações por anuidade e θ o parâmetro que caracteriza a distribuição das indemnizações individuais. Designa-se por $\mu_X(\theta)$ e $\sigma_X^2(\theta)$ a média e variância, respectivamente, da distribuição das indemnizações individuais condicionada por θ , que se admite existirem.

H2: Dado λ e θ , os riscos são independentes.

H3: λ e θ consideram-se realizações das variáveis aleatórias Λ e Θ , independentes. Admite-se ainda a existência de todos os momentos que se referem. Designa-se por μ_λ e por μ_θ o valor esperado de Λ e Θ , respectivamente.

Considerem-se conhecidos os seguintes momentos:

- $\mu_X = E[\mu_X(\theta)]$
- $\text{var}[\mu_X(\theta)]$

- $E[\sigma_X^2(\theta)]$
- $\mu_\lambda = E[\Lambda]$
- $\text{var}[\Lambda]$

Pretende-se tarifar o risco j para o período $n+1$, sendo o seu prémio puro dado por:

$$\mu_{S,n+1}(\theta, \lambda) = E[S_{n+1} | \theta, \lambda] \quad (2.2)$$

Como a distribuição de S_j condicionada por θ e λ não depende de i , então o prémio puro a tarifar para o período $n+1$ passa a escrever-se:

$$\mu_{S,n+1}(\theta, \lambda) = \mu_S(\theta, \lambda) \quad (2.3)$$

2.1.2 Estimador de credibilidade

No quadro destas hipóteses, pretende-se estimar o valor esperado das indemnizações agregadas de um dado risco para o futuro, dado o conhecimento da sinistralidade passada:

$$\mu_S(\theta, \lambda) = E[\lambda \mu_X(\theta) | N_{1j}, N_{2j}, \dots, N_{nj}; X_{1,j,1}, \dots, X_{1,j,N_{1j}}, X_{2,j,1}, \dots, X_{2,j,N_{2j}}, \dots, X_{n,j,1}, \dots, X_{n,j,N_{nj}}] \quad (2.4)$$

Como estimador de credibilidade para (2.4), Gerber (1971) propõe que se procure um estimador da família:

$$m(N_{\cdot j}, \bar{X}_{\cdot j}) = a\mu_\lambda \mu_X + b\bar{N}_{\cdot j} \mu_X + c\mu_\lambda \bar{X}_{\cdot j} + d\bar{N}_{\cdot j} \bar{X}_{\cdot j} \quad (2.5)$$

Para determinar a , b , c e d , utiliza-se como critério a minimização do erro quadrático médio, ou seja a minimização da seguinte expressão:

$$E\left[\left(a\mu_\lambda \mu_X + b\bar{N}_{\cdot j} \mu_X + c\mu_\lambda \bar{X}_{\cdot j} + d\bar{N}_{\cdot j} \bar{X}_{\cdot j} - E[\lambda \mu_X(\theta) | N_{1j}, \dots, N_{nj}; X_{1,j,1}, \dots, X_{n,j,1}, \dots, X_{n,j,N_{nj}}]\right)^2\right] \quad (2.6)$$

Desta minimização, resultam as seguintes expressões para a , b , c e d :

$$a = \left(\frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]} \right) \left(\frac{\frac{E[\sigma_X^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_X(\theta)]}}{N_{\cdot j} + \frac{E[\sigma_X^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_X(\theta)]}} \right) \quad (2.7)$$

$$\bullet \quad b = \left(\frac{n}{n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}} \right) \left(\frac{\frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}}{N_{\cdot j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}} \right) \quad (2.8)$$

$$\bullet \quad c = \left(\frac{\frac{\mu_\lambda}{\text{Var}[\Lambda]}}{n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}} \right) \left(\frac{N_{\cdot j}}{N_{\cdot j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}} \right) \quad (2.9)$$

$$\bullet \quad d = \left(\frac{n}{n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}} \right) \left(\frac{N_{\cdot j}}{N_{\cdot j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}} \right) \quad (2.10)$$

Substituindo as expressões anteriores na fórmula do prémio de credibilidade, obtém-se:

$$\begin{aligned} m(N_{\cdot j}, \bar{X}_{\cdot j}) &= \mu_\lambda \mu_x \left(\frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]} \right) \left(\frac{\frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}}{N_{\cdot j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}} \right) + \\ &+ \bar{N}_{\cdot j} \mu_x \left(\frac{n}{n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}} \right) \left(\frac{\frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}}{N_{\cdot j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}} \right) + \mu_\lambda \bar{X}_{\cdot j} \left(\frac{\frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}}{n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}} \right) \left(\frac{N_{\cdot j}}{N_{\cdot j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}} \right) + \\ &+ \bar{N}_{\cdot j} \bar{X}_{\cdot j} \left(\frac{n}{n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}} \right) \left(\frac{N_{\cdot j}}{N_{\cdot j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}} \right) \end{aligned} \quad (2.11)$$

Considerem-se, agora as seguintes expressões:

$$\bullet \quad Z_1(n) = \frac{n}{n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}} \quad (2.12)$$

$$\bullet \quad Z_2(N_{\cdot j}) = \frac{N_{\cdot j}}{N_{\cdot j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}} \quad (2.13)$$

Então, substituindo-as na expressão anterior do prémio de credibilidade (2.11), obtém-se o seguinte desenvolvimento:

$$m(N_{\cdot,j}, \bar{X}_{\cdot,j}) = \mu_\lambda \mu_x (1 - Z_1(n))(1 - Z_2(N_{\cdot,j})) + \bar{N}_{\cdot,j} \mu Z_1(n)(1 - Z_2(N_{\cdot,j})) + \mu_\lambda \bar{X}_{\cdot,j} (1 - Z_1(n)) Z_2(N_{\cdot,j}) + \bar{N}_{\cdot,j} \bar{X}_{\cdot,j} Z_1(n) Z_2(N_{\cdot,j}) \quad (2.14)$$

Simplificando a expressão anterior, obtém-se a expressão final para o prémio de credibilidade:

$$m(N_{\cdot,j}, \bar{X}_{\cdot,j}) = \left[(1 - Z_1(n)) \mu_\lambda + Z_1(n) \bar{N}_{\cdot,j} \right] \left[(1 - Z_2(N_{\cdot,j})) \mu_x + Z_2(N_{\cdot,j}) \bar{X}_{\cdot,j} \right] \quad (2.15)$$

Como se pode observar, graças à independência entre Λ e Θ , o prémio de credibilidade pode ser decomposto no produto de uma frequência de credibilidade por um custo de credibilidade. Os factores de credibilidade são também separadamente identificados para a frequência e para o custo.

Analise-se, de seguida, o comportamento dos factores de credibilidade da frequência e do custo em função dos diferentes parâmetros que influenciam o seu valor:

- Factor de credibilidade da frequência

$$\frac{\partial Z_1(n)}{\partial n} = \frac{\frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}}{\left(n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]} \right)^2} > 0,$$

ou seja, *coeteris paribus*, a credibilidade da frequência é tanto maior quanto maior o período de experiência.

$$\frac{\partial Z_1(n)}{\partial \left(\frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]} \right)} = - \frac{n}{\left(n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]} \right)^2} < 0,$$

ou seja, *coeteris paribus*, a credibilidade da frequência é tanto menor quanto menor a heterogeneidade relativa da frequência dos vários riscos, $\text{var}(\Lambda)$, face à frequência esperada do colectivo, μ_λ .

- Factor de credibilidade do custo

$$\frac{\partial Z_2(N_{.j})}{\partial(N_{.j})} = \frac{\frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}}{\left(N_{.j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}\right)^2} > 0,$$

ou seja, *coeteris paribus*, a credibilidade do custo é tanto maior quanto maior o número de indemnizações observadas.

$$\frac{\partial Z_2(N_{.j})}{\partial\left(\frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}\right)} = -\frac{N_{.j}}{\left(N_{.j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}\right)^2} < 0,$$

ou seja, *coeteris paribus*, a credibilidade do custo é tanto menor quanto maior a heterogeneidade do montante das indemnizações individuais, $E[\sigma_x^2(\theta)]$, relativamente à heterogeneidade entre o valor esperado das indemnizações individuais de cada segurado, $\text{var}[\mu_x(\theta)]$.

Por fim, verifica-se que a credibilidade da frequência tende para a unidade quando a experiência tende para infinito e que a credibilidade do custo médio tende para a unidade quando o número de indemnizações tende para infinito.

É também interessante, determinar as condições perante as quais a credibilidade atribuída à frequência é maior ou menor do que a credibilidade atribuída ao custo.

$$\frac{Z_1(n)}{Z_2(N_{.j})} = \frac{\frac{n}{n + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}}}{\frac{N_{.j}}{N_{.j} + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}}} = \frac{1 + \frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]}N_{.j}}{1 + \frac{\mu_\lambda}{\text{var}[\Lambda]}n}$$

Para que $Z_1(n) > Z_2(N_{.j})$, é necessário que:

$$\frac{E[\sigma_x^2(\theta)]}{\text{var}[\mu_x(\theta)]} > \frac{\mu_\lambda \bar{N}_{.j}}{\text{var}[\Lambda]}$$

Ora, os riscos não vida, são de uma natureza tal em que, tipicamente, são descritos por distribuições do custo de uma indemnização com variâncias muito elevadas. Por outro lado, as características dos ramos não vida fazem com que, empiricamente, a heterogeneidade entre o custo médio dos diferentes riscos, e consequentemente a $\text{var}[\mu_x(\theta)]$, seja muito mais reduzida quando comparada com a heterogeneidade média entre as indemnizações individuais, isto é, $E[\sigma_x^2(\theta)]$.

Deste modo, o primeiro rácio da inequação atinge valores elevados. Em contrapartida, empiricamente, para o segundo rácio da inequação, observam-se valores mais baixos de frequências esperadas. Esta combinação de observações empíricas faz com que seja de admitir que a frequência possa dar um contributo importante para a credibilidade.

2.1.3 Estimação dos parâmetros

Para obter o prémio de credibilidade de (2.15), é necessário ter estimativas para os cinco momentos admitidos como conhecidos: μ_λ , μ_x , $E[\sigma_x^2(\theta)]$, $\text{var}[\Lambda]$, $\text{var}[\mu_x(\theta)]$.

O parâmetro da frequência média de cada classe tarifária poderá ser obtido com base na média global do número de sinistros dessa mesma classe tarifária.

$$\hat{\mu}_\lambda = \bar{N}_\cdot = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^n N_{ij}}{nJ} \quad (2.16)$$

O valor esperado da indemnização individual no colectivo, μ_x , será estimado através da média de todas as indemnizações:

$$\hat{\mu}_x = \bar{X}_\cdot = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J \sum_{s=0}^{N_{ij}} X_{ijs}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J N_{ij}} \quad (2.17)$$

A variância das indemnizações individuais poderá ser estimada através de:

$$E[\hat{\sigma}_x^2(\theta)] = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^n \sum_{s=0}^{N_{ij}} \frac{(X_{ijs} - \bar{X}_j)^2}{N_{ij} - 1} \quad (2.18)$$

Tendo em conta que:

$$\text{var}[\bar{N}_j] = \text{var}[E[\bar{N}_j | \Lambda]] + E[\text{var}[\bar{N}_j | \Lambda]] = \text{var}[\Lambda] + E\left[\frac{\Lambda}{n}\right],$$

isto é:

$$\text{var}[\Lambda] = \text{var}[\bar{N}_j] - \frac{1}{n} \mu_\lambda,$$

pode propor-se para estimador de $\text{var}(\Lambda)$:

$$\hat{\text{var}}[\Lambda] = \max\left\{0, \frac{\sum_{j=1}^J (\bar{N}_j - \bar{N})^2}{J-1} - \frac{1}{n} \bar{N}\right\}, \quad (2.19)$$

uma vez que se não se utilizasse o máximo entre zero e a expressão anterior poder-se-iam obter valores negativos.

Por um raciocínio semelhante, propõe-se como estimador para $\text{var}[\mu_x(\theta)]$:

$$\hat{\text{var}}[\mu_x(\theta)] = \max\left\{0, \frac{\sum_{j=1}^J (\bar{X}_j - \bar{X})^2}{J-1} - \frac{1}{N_j} E[\hat{\sigma}_x^2(\theta)]\right\}. \quad (2.20)$$

Substituindo as estimativas obtidas em (2.16), (2.17), (2.18), (2.19) e (2.20) em (2.12) e (2.13) é possível estimar o prémio de credibilidade dado em (2.15).

A utilização destas estimativas para estimar os factores de credibilidade consideram que o valor esperado de um quociente pode ser aproximado pelo quociente dos valores esperados, constituindo uma limitação.

Este modelo tem contudo algumas limitações que, embora possam ser ultrapassadas, fazem com que no âmbito deste trabalho não se proceda à estimação do mesmo e se privilegie, em contrapartida, um modelo com separação da credibilidade das perdas primárias e em excedente de sinistro.

De facto, o cálculo da frequência em acidentes de trabalho nos moldes propostos pressupõe igual exposição ao risco dos diferentes riscos, hipótese que não tem cabimento face à diversidade da dimensão das empresas. Poder-se-ia sofisticar o modelo com a introdução do número de trabalhadores seguros anualizados em cada período para obviar esta limitação. Contudo, a informação do número de trabalhadores não costuma estar tipicamente disponível para as seguradoras portuguesas, não sendo assim possível aplicar o modelo com a frequência de sinistros face ao número de trabalhadores. Face a esta limitação, e uma vez que o modelo com separação da credibilidade das perdas primárias e da credibilidade das perdas em excedente de sinistro é susceptível de captar o essencial de um modelo com separação da frequência e do custo através da selecção adequada do ponto de separação entre as perdas primárias e as perdas em excedente, passar-se-á de seguida ao desenvolvimento de um modelo desse tipo.

2.2 MODELO DE CREDIBILIDADE COM SEPARAÇÃO ENTRE AS PERDAS PRIMÁRIAS E EM EXCEDENTE DE SINISTRO

O plano de "experience rating" mais utilizado nos EUA é aplicado ao ramo de acidentes de trabalho e promulgado pelo National Council On Compensation Insurance (NCCI). Para além do desenvolvimento do plano, o NCCI recolhe a experiência dos segurados e calcula as modificações dos prémios para cada risco, assegurando a coerência, fiabilidade e continuidade da informação, libertando assim as seguradoras de despesas administrativas com peso significativo.

Para os outros ramos, os planos de "experience rating" são promulgados pelo Insurance Services Office (ISO), existindo variações nos planos utilizados pelas diversas seguradoras. Contudo, o ISO não recolhe a experiência dos segurados individuais, o que torna a obtenção de informação fiável para novos segurados extremamente difícil.

O plano promulgado pelo NCCI, designado de "split plan" parte da divisão das indemnizações individuais em dois componentes: as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro. A ideia subjacente é a de que o primeiro componente reflecte mais a frequência e o segundo

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

traduz mais a aleatoriedade. O raciocínio implícito pretende atribuir um maior peso à credibilidade primária e um menor peso à credibilidade do excedente de sinistro. Este modelo é bastante flexível pois a selecção do ponto de corte entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro permite uma maior ou menor aproximação ao modelo anterior de separação entre a credibilidade da frequência e a do custo médio (para o efeito, se o ponto de corte for $\in 1$, as perdas primárias correspondem ao número de sinistros e as perdas em excedente de sinistro representam a gravidade).

Este tipo de planos, designam-se por "split plans", isto é, são planos nos quais cada indemnização individual é dividida em dois componentes, a perda primária e o excedente do sinistro, atribuindo-se credibilidades distintas ao total das perdas primárias e ao total dos excedentes de sinistro. A fórmula é baseada numa perspectiva bayesiana do processo de tarificação individual.

Adiante, abordar-se-á a problemática da selecção das fórmulas ou pontos de separação para os "split plans".

2.2.1 Hipóteses e variáveis do modelo

Para além das variáveis já definidas no modelo anterior, considerem-se as seguintes variáveis:

$X_{ij}^{(P)}$ Parte do montante da s -ésima indemnização ($s=0, \dots, N_{ij}$) do risco individual j ($j=1, \dots, J$) no período i ($i=1, \dots, n$) referente à perda primária, com $X_{j0}^{(P)} \equiv 0$

$X_{ij}^{(X)}$ Parte do montante da s -ésima indemnização ($s=0, \dots, N_{ij}$) do risco individual j ($j=1, \dots, J$) no período i ($i=1, \dots, n$) referente à perda em excedente, com $X_{j0}^{(X)} \equiv 0$

$S_{ij} = \sum_{s=0}^{N_{ij}} X_{ijs}$ Montante agregado das indemnizações geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) no período i ($i=1, \dots, n$)

$S_{ij}^{(P)} = \sum_{s=0}^{N_{ij}} X_{ijs}^{(P)}$ Montante agregado das partes das indemnizações referentes às perdas primárias geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) no período i ($i=1, \dots, n$)

$S_j^{(X)} = \sum_{s=0}^{N_j} X_{js}^{(X)}$	Montante agregado das partes das indemnizações referentes às perdas em excedente geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) no período i ($i=1, \dots, n$)
$S_j^{(P)} = \sum_{i=1}^n S_{ij}^{(P)}$	Montante agregado das partes das indemnizações referentes às perdas primárias geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) entre o período 1 e o período n
$S_j^{(X)} = \sum_{i=1}^n S_{ij}^{(X)}$	Montante agregado das partes das indemnizações referentes às perdas em excedente geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) entre o período 1 e o período n
$S_j = S_j^{(P)} + S_j^{(X)}$	Montante agregado das indemnizações geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) entre o período 1 e o período n
$E_{ij}^{(P)}$	Montante esperado <i>a priori</i> para as partes das indemnizações referentes às perdas primárias do risco j ($j=1, \dots, J$) para o período i
$E_{ij}^{(X)}$	Montante esperado <i>a priori</i> para as partes das indemnizações referentes às perdas em excedente do risco j ($j=1, \dots, J$) para o período i
$E_{ij} = E_{ij}^{(P)} + E_{ij}^{(X)}$	Montante esperado <i>a priori</i> para as indemnizações agregadas do risco j ($j=1, \dots, J$) para o período i
$E_j^{(P)} = \sum_{i=1}^n E_{ij}^{(P)}$	Montante esperado <i>a priori</i> para as partes das indemnizações referentes às perdas primárias do risco j ($j=1, \dots, J$) para os períodos 1 a n
$E_j^{(X)} = \sum_{i=1}^n E_{ij}^{(X)}$	Montante esperado <i>a priori</i> para as partes das indemnizações referentes às perdas em excedente do risco j ($j=1, \dots, J$) para os períodos 1 a n
$E_j = E_j^{(P)} + E_j^{(X)}$	Montante esperado <i>a priori</i> para as indemnizações agregadas do risco j ($j=1, \dots, J$) para os períodos 1 a n
$s_j = \frac{S_j}{E_j}$	Rácio entre as indemnizações agregadas geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) entre o período 1 e o período n e as indemnizações agregadas esperadas <i>a priori</i> para o risco j no mesmo período
$s_j^{(P)} = \frac{S_j^{(P)}}{E_j}$	Rácio entre as indemnizações referentes às perdas primárias geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) entre o período 1 e o período n e as indemnizações agregadas esperadas <i>a priori</i> para o risco j no mesmo período

$$s_j^{(X)} = \frac{S_j^{(X)}}{E_j}$$

Rácio entre as indemnizações referentes às perdas em excedente de sinistro geradas pelo risco j ($j=1, \dots, J$) entre o período 1 e o período n e as indemnizações agregadas esperadas *a priori* para o risco j no mesmo período

Estipulam-se as seguintes hipóteses para o modelo:

- H1: Dado θ , as variáveis $s_{1j}, s_{2j}, \dots, s_{nj}$ são independentes e têm o mesmo valor esperado, $E[s_{1j} | \theta] = E[s_{2j} | \theta] = \dots = E[s_{nj} | \theta] = \mu(\theta)$. De forma análoga, $s_{1j}^{(P)}, s_{2j}^{(P)}, \dots, s_{nj}^{(P)}$ são independentes e têm o mesmo valor esperado, $E[s_{1j}^{(P)} | \theta] = E[s_{2j}^{(P)} | \theta] = \dots = E[s_{nj}^{(P)} | \theta] = \mu^{(P)}(\theta)$. Finalmente, $s_{1j}^{(X)}, s_{2j}^{(X)}, \dots, s_{nj}^{(X)}$ são independentes e têm o mesmo valor esperado $E[s_{1j}^{(X)} | \theta] = E[s_{2j}^{(X)} | \theta] = \dots = E[s_{nj}^{(X)} | \theta] = \mu^{(X)}(\theta)$.
- H2: As variáveis $s_{ij}^{(P)}$ e $s_{ij}^{(X)}$ são independentes para todo o i e j .
- H3: $E[s_{ij}^{(P)} | \theta] + E[s_{ij}^{(X)} | \theta] = 1$
- H4: $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_j$ são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com função distribuição $U(\theta)$.
- H5: E_{ij} são não aleatórios para todo o i e j .

A hipótese H2 de que as perdas primárias e em excedente de sinistro são independentes é mais defensável pela sua utilidade do que pela sua plausibilidade, sendo a própria selecção do ponto de corte um factor de influência determinante.

2.2.2 Estimador de credibilidade

Pretende-se estimar $M(\theta) = E[s_{ij} | \theta] = E\left[\frac{S_{ij}}{E_{ij}} | \theta\right] = \frac{E[S_{ij} | \theta]}{E_{ij}}$, em que i é o período para o qual

se pretende estimar o factor de credibilidade e $M(\theta)$ é o factor de modificação do prémio puro

a posteriori face ao prémio puro *a priori* para esse risco. Gillam (1992) propõe um estimador linear para o prémio puro *a posteriori* do risco j da seguinte forma:

$$m_j = \alpha + Z_p \frac{S_{0j}^{(p)}}{E_{0j}} + Z_x \frac{S_{0j}^{(x)}}{E_{0j}} = \alpha + Z_p s_{0j}^{(p)} + Z_x s_{0j}^{(x)}, \quad (2.21)$$

em que o índice 0 no período significa o período de experiência passado que serve de base para estimar o factor de modificação para o futuro.

Aplicando o critério do erro quadrático médio mínimo, obtêm-se as seguintes expressões para Z_p , Z_x e α :

$$Z_p = \frac{\text{var}[E[s_j^{(p)} | \theta]]}{\text{var}[s_j^{(p)}]} \quad (2.22)$$

$$Z_x = \frac{\text{var}[E[s_j^{(x)} | \theta]]}{\text{var}[s_j^{(x)}]} \quad (2.23)$$

$$\alpha = (1 - Z_p)E[s_j^{(p)}] + (1 - Z_x)E[s_j^{(x)}] \quad (2.24)$$

A variância das perdas primárias e das perdas em excedente de sinistro, também pode ser decomposta nos seguintes componentes:

$$\text{var}[s_j^{(p)}] = \text{var}[E[s_j^{(p)} | \theta]] + E[\text{var}[s_j^{(p)} | \theta]] \quad (2.25)$$

$$\text{var}[s_j^{(x)}] = \text{var}[E[s_j^{(x)} | \theta]] + E[\text{var}[s_j^{(x)} | \theta]]$$

Aplicando (2.25) a (2.22) e (2.23), obtêm-se as seguintes expressões para os factores de credibilidade:

$$Z_p = \frac{1}{1 + \frac{E[\text{var}[s_j^{(p)} | \theta]]}{\text{var}[E[s_j^{(p)} | \theta]]}} \quad \text{e} \quad Z_x = \frac{1}{1 + \frac{E[\text{var}[s_j^{(x)} | \theta]]}{\text{var}[E[s_j^{(x)} | \theta]]}}$$

Tendo em conta os desenvolvimentos anteriores, o estimador linear de credibilidade para o prémio puro *a posteriori* pode ser descrito da seguinte forma:

$$\hat{m}_j = 1 + \hat{Z}_p \left(\frac{S_{0j}^{(p)} - E_{0j}^{(p)}}{E_{0j}} \right) + \hat{Z}_x \left(\frac{S_{0j}^{(x)} - E_{0j}^{(x)}}{E_{0j}} \right), \quad (2.26)$$



onde \hat{m}_j é a estimativa do factor de modificação do prémio puro *a posteriori* face ao prémio puro *a priori* para esse risco.

Para simplificar as expressões encontradas para os factores de credibilidade das perdas primárias e em excedente de sinistro é necessário estabelecer hipóteses sobre a homogeneidade/heterogeneidade dos pequenos riscos que compõem os grandes riscos. Estas hipóteses têm a sua formalização em expressões para as variâncias das perdas primárias e das perdas em excedente de sinistro em função das indemnizações agregadas esperadas *a priori* para o risco.

2.2.2.1 Hipótese do grande risco como combinação de pequenos riscos homogéneos

A hipótese mais simples é a de que um grande risco corresponde essencialmente à combinação de um grande número de pequenas unidades independentes e homogéneas. Esta hipótese conduz a que o valor esperado das variâncias condicionadas seja inversamente proporcional às perdas totais esperadas. O aumento das perdas totais esperadas resultante de maior experiência acumulada (períodos de tempo adicionais) pode ser encarado como a adição de mais unidades independentes e homogéneas. É igualmente habitual assumir que a variância das médias condicionadas é independente da dimensão do risco. Assim, estas hipóteses podem ser formuladas da seguinte forma:

$$E\left[\text{var}[s_j^{(p)} | \theta]\right] = \frac{a_p}{E_j} \quad \text{e} \quad \text{var}\left[E[s_j^{(p)} | \theta]\right] = b_p$$

De forma análoga, para as perdas em excedente de sinistro, admitem-se as seguintes hipóteses:

$$E\left[\text{var}[s_j^{(x)} | \theta]\right] = \frac{a_x}{E_j} \quad \text{e} \quad \text{var}\left[E[s_j^{(x)} | \theta]\right] = b_x$$

Substituindo estas expressões nas fórmulas anteriormente encontradas para os factores de credibilidade (2.22) e (2.23), obtém-se:

$$Z_p = \frac{b_p}{b_p + \frac{a_p}{E_j}} = \frac{E_j}{E_j + K_p} \quad (2.27)$$

$$Z_x = \frac{b_x}{b_x + \frac{a_x}{E_j}} = \frac{E_j}{E_j + K_x}, \quad (2.28)$$

onde:

$$K_p = \frac{a_p}{b_p} \quad \text{e} \quad K_x = \frac{a_x}{b_x} \quad (2.29)$$

K_p e K_x são as constantes dos factores de credibilidade para as perdas primárias e em excedente de sinistro.

Como se pode observar, para as mesmas constantes K_p e K_x , os factores de credibilidade aumentam com a dimensão do risco, E_j . No limite, os factores atingem a unidade:

$$\lim_{E_j \rightarrow \infty} Z_p = \lim_{E_j \rightarrow \infty} \frac{b_p}{b_p + \frac{a_p}{E_j}} = 1 \quad \text{e} \quad \lim_{E_j \rightarrow \infty} Z_x = \lim_{E_j \rightarrow \infty} \frac{b_x}{b_x + \frac{a_x}{E_j}} = 1$$

2.2.2.2 Hipótese do grande risco como combinação de pequenos riscos homogéneos e de um componente não diversificável

Muitos investigadores criticaram a hipótese de que os grandes riscos equivalem à combinação de pequenos riscos homogéneos. Meyers (1985) e Mahler (1987) defendem que o valor esperado das variâncias condicionadas não decresce de forma inversamente proporcional às indemnizações agregadas esperadas *a priori*. Assim, de acordo com esta hipótese, considera-se que a variância dos rácios das perdas primárias e das perdas em excedente de sinistro observadas face às indemnizações agregadas esperadas *a priori* possui um pequeno componente positivo e independente da dimensão do risco.

$$E[\text{var}[s_j^{(p)} | \theta]] = c_p + \frac{d_p}{E_j} \quad \text{e} \quad E[\text{var}[s_j^{(x)} | \theta]] = c_x + \frac{d_x}{E_j}$$

Mantendo a hipótese de 2.2.2.1 para a variância dos valores esperados dos rácios condicionados das perdas primárias e das perdas em excedente de sinistro, obtêm-se os

seguintes factores de credibilidade:

$$Z_p = \frac{b_p}{b_p + c_p + \frac{d_p}{E_j}} = \frac{E_j}{E_j + \frac{c_p E_j + d_p}{b_p}} = \frac{E_j}{E_j + K'_p} \quad (2.30)$$

$$Z_x = \frac{b_x}{b_x + c_x + \frac{d_x}{E_j}} = \frac{E_j}{E_j + \frac{c_x E_j + d_x}{b_x}} = \frac{E_j}{E_j + K'_x} \quad (2.31)$$

onde:

$$K'_p = \frac{c_p E_j + d_p}{b_p} \quad \text{e} \quad K'_x = \frac{c_x E_j + d_x}{b_x} \quad (2.32)$$

De acordo com as hipóteses de 2.2.2.2, K'_p e K'_x são funções lineares das indemnizações agregadas esperadas *a priori*. Neste caso, os valores de b_p e c_p são pequenos quando comparados com d_p , assim como os valores de b_x e c_x são pequenos quando comparados com d_x . Um resultado interessante é que o limite das credibilidades quando as indemnizações agregadas esperadas *a priori* tendem para infinito, ou seja, quando se analisam grandes riscos, deixa de ser a unidade:

$$\lim_{E_j \rightarrow \infty} Z_p = \frac{b_p}{b_p + c_p} < 1 \quad \text{e} \quad \lim_{E_j \rightarrow \infty} Z_x = \frac{b_x}{b_x + c_x} < 1$$

2.2.2.3 Hipótese do grande risco como combinação de uma parte homogénea e de uma parte não homogénea de pequenos riscos

Estas hipóteses resultam das sugestões de Mahler (1987). Mahler, por seu turno, refere Hewitt (1970) como tendo observado o fenómeno em questão.

Agora, passa-se a assumir que a variância dos valores esperados dos rácios condicionados das perdas primárias e em excedente de sinistro não é constante para todas as dimensões do risco, mas possui um componente que varia de modo inversamente proporcional às indemnizações agregadas esperadas *a priori*. No fundo, esta hipótese corresponde a admitir que cada grande risco é formado, pelo menos em parte, por uma combinação de componentes não homogéneas.

Deste modo, esta hipótese faz com que a variância dos valores esperados condicionados evolua cada vez de forma menos proporcional à medida que a dimensão do risco aumenta, isto é, que as indemnizações agregadas esperadas *a priori* aumentam. Assim, as hipóteses podem ser escritas da seguinte forma:

$$\text{var}[E[s_j^{(p)} | \theta]] = e_p + \frac{f_p}{E_j} \quad \text{e} \quad \text{var}[E[s_j^{(x)} | \theta]] = e_x + \frac{f_x}{E_j}$$

No que se refere às hipóteses sobre o valor esperado das variâncias condicionadas mantêm-se as mesmas de 2.2.2.2.

Com estas hipóteses, obtêm-se os seguintes factores de credibilidade:

$$Z_p = \frac{e_p + \frac{f_p}{E_j}}{e_p + \frac{f_p}{E_j} + c_p + \frac{d_p}{E_j}} = \frac{E_j}{E_j + \frac{c_p E_j + d_p}{e_p E_j + f_p}} = \frac{E_j}{E_j + K_p^*} \quad (2.33)$$

e

$$Z_x = \frac{e_x + \frac{f_x}{E_j}}{e_x + \frac{f_x}{E_j} + c_x + \frac{d_x}{E_j}} = \frac{E_j}{E_j + \frac{c_x E_j + d_x}{e_x E_j + f_x}} = \frac{E_j}{E_j + K_x^*} \quad (2.34)$$

onde:

$$K_p^* = \frac{c_p E_j + d_p}{e_p E_j + f_p} E_j \quad \text{e} \quad K_x^* = \frac{c_x E_j + d_x}{e_x E_j + f_x} E_j \quad (2.35)$$

Dividindo os parâmetros c , d e f por e , definem-se as seguintes relações:

$$C_p = \frac{c_p}{e_p} \quad \text{e} \quad D_p = \frac{d_p}{e_p} \quad \text{e} \quad F_p = \frac{f_p}{e_p}$$

$$C_x = \frac{c_x}{e_x} \quad \text{e} \quad D_x = \frac{d_x}{e_x} \quad \text{e} \quad F_x = \frac{f_x}{e_x}$$

Substituindo estas expressões nas expressões encontradas para os K (2.35), obtêm-se:

$$K_p^* = \frac{C_p E_j + D_p}{E_j + F_p} E_j \quad \text{e} \quad K_x^* = \frac{C_x E_j + D_x}{E_j + F_x} E_j \quad (2.36)$$

De facto, esta parametrização final é mais genérica do que as hipóteses associadas às variâncias. Deste modo, evita-se a necessidade de estimar componentes da variância e reduz-se

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

a dependência na veracidade das hipóteses assumidas. Neste sentido, este modelo pode ser classificado como robusto, uma vez que é susceptível de se adaptar a vários contextos sem necessariamente verificar as hipóteses subjacentes ao modelo.

Tendo em conta as últimas expressões encontradas para os K e a fórmula para a modificação do prémio puro, pode-se re-escrever (2.26) do seguinte modo:

$$\hat{m}_j = 1 + \frac{E_{0j}}{E_{0j} + K_p''} \left(\frac{S_{0j}^{(P)} - E_{0j}^{(P)}}{E_{0j}} \right) + \frac{E_{0j}}{E_{0j} + K_x''} \left(\frac{S_{0j}^{(X)} - E_{0j}^{(X)}}{E_{0j}} \right) \Leftrightarrow \quad (2.37)$$

$$\hat{m}_j = 1 + \frac{S_{0j}^{(P)} - E_{0j}^{(P)}}{E_{0j} + K_p''} + \frac{S_{0j}^{(X)} - E_{0j}^{(X)}}{E_{0j} + K_x''}$$

2.2.3 Estimação dos parâmetros

Para aplicar o modelo com separação da credibilidade das perdas primárias e das perdas em excedente de sinistro existem duas áreas a desenvolver: **(1)** a separação entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro e **(2)** a estimação dos factores de credibilidade.

2.2.3.1 Separação entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro

A selecção do ponto de separação entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro é também objecto de ampla investigação (ver, por exemplo, Meyers (1985)). Para os efeitos do presente trabalho serão consideradas duas alternativas de "split" com base na experiência americana.

A primeira alternativa será um plano "single split", segundo o qual a parte das indemnizações individuais superiores a uma determinada constante será considerada como excedente de sinistro. Em contrapartida, a parte da indemnização inferior a essa constante será a perda primária.

Esta partição é efectuada para cada indemnização individual, como se segue:

$$X_{ijs}^{(P)} = \begin{cases} X_{ijs} & , X_{ijs} \leq L \\ L & , X_{ijs} > L \end{cases}$$

$$X_{ijs}^{(X)} = X_{ijs} - X_{ijs}^{(P)}$$

Os valores do período de análise obtêm-se através da soma das indemnizações individuais, ou

seja:

$$S_j^{(P)} = \sum_{i=1}^n \sum_{s=0}^{N_{ij}} X_{ijs}^{(P)}$$

$$S_j^{(X)} = \sum_{i=1}^n \sum_{s=0}^{N_{ij}} X_{ijs}^{(X)}$$

A segunda alternativa será um plano "multisplit", segundo o qual a parte das indemnizações individuais a ser considerada primária será dada pela seguinte expressão:

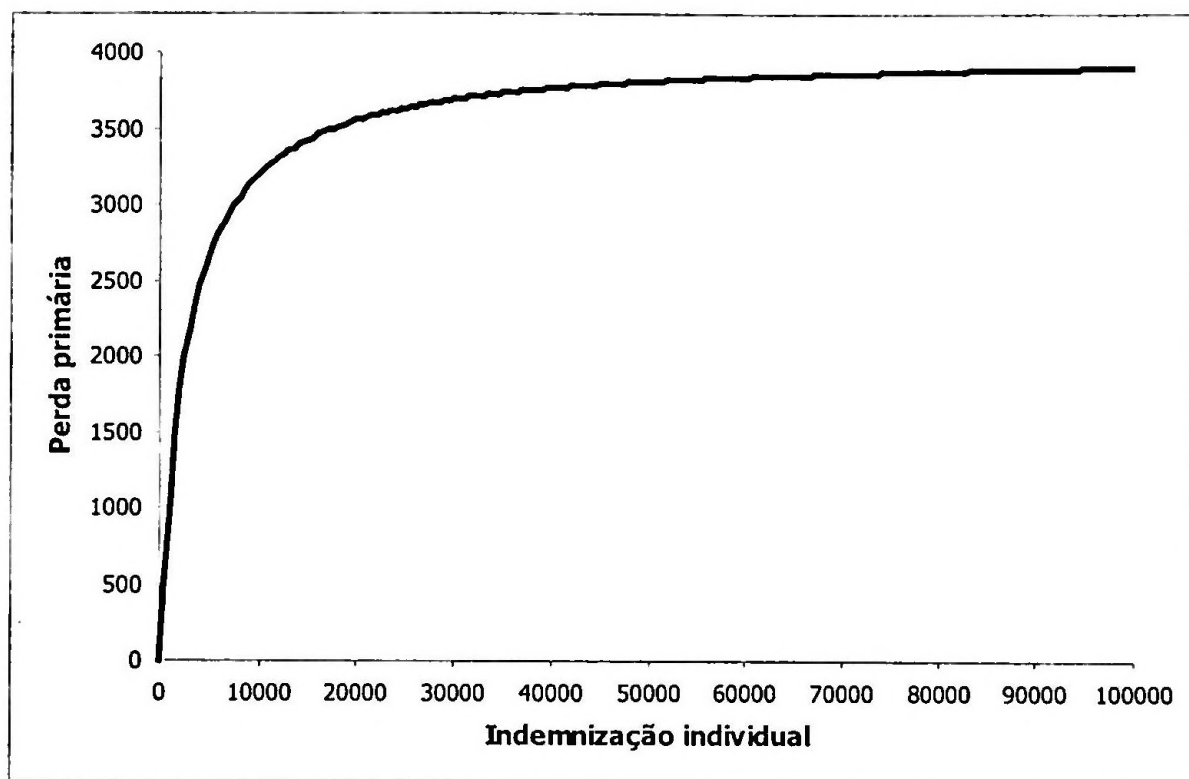
$$X_{ijs}^{(P)} = \begin{cases} X_{ijs} & , X_{ijs} \leq L \\ \frac{(l+L)X_{ijs}}{X_{ijs}+l} & , X_{ijs} > L \end{cases}$$

Num plano "multi-split", o valor da perda primária em cada indemnização individual é tanto maior quanto maior fôr o valor da indemnização (para valores superiores a L), atingindo o seu máximo em $l+L$. No entanto, à medida que a indemnização individual aumenta, em termos proporcionais, a perda primária perde peso relativo face àquela.

Figura 2

ILUSTRAÇÃO DAS PERDAS PRIMÁRIAS NUM PLANO "MULTI-SPLIT"

$$I = 2500 \quad \wedge \quad L = 1500$$



2.2.3.2 Estimação dos factores de credibilidade – alternativas preteridas

A estimação dos factores de credibilidade constitui um passo crucial para a implementação de um plano de "experience rating". De seguida, analisam-se algumas alternativas para esta estimação, sendo a alternativa seleccionada para este trabalho desenvolvida posteriormente em 2.2.3.3.

A ideia, em termos genéricos, é estimar os factores de credibilidade Z_p e Z_x por forma a poder estimar o factor de modificação descrito em (2.26). Colocam-se várias alternativas para a sua estimação.

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

- Estimação das variâncias necessárias para os factores de credibilidade (2.22) e (2.23) com base nas variâncias observadas

Este método, embora pareça intuitivo à primeira vista, revela-se de grande dificuldade uma vez que é conveniente assumir formulações para que as variâncias estimadas dependam da dimensão do risco, tal como foi desenvolvido anteriormente. Para o cálculo das variâncias observadas poder-se-iam classificar as apólices em escalões consoante o valor das perdas esperadas. No entanto, esta estimação forneceria estimativas para a variância com maior ou menor descontinuidade em função do maior ou menor número de escalões seleccionados.

- Estimação dos factores de credibilidade por erro e tentativa

Este método afigura-se como uma possibilidade para a determinação dos factores de credibilidade desde que se estabeleça o critério de optimização pretendido. Para tal, selecciona-se uma formulação para a variância ((2.29), (2.32) ou (2.36)) e uma das medidas de qualidade de planos de "experience rating" propostas no próximo capítulo. Procede-se então ao cálculo dos valores da medida de qualidade do modelo associadas aos factores de credibilidade das perdas primárias e em excedente de sinistro resultantes dos vários valores dos parâmetros da formulação da variância seleccionada.

Naturalmente, face à quantidade de parâmetros a estimar, este método envolve inúmeras combinações de valores para as quais é necessário calcular o valor da medida de qualidade do plano. Este método já foi, no entanto, utilizado como refere Gillam (1992).

Contudo, mesmo que se escolham os valores para os parâmetros que forneceram o valor mais elevado para a medida seleccionada para a qualidade do plano, não existem garantias de se ter encontrado um máximo absoluto em vez de um máximo local.

2.2.3.3 Estimação dos factores de credibilidade por regressão "ridge"– alternativa seleccionada

Para obviar as dificuldades das alternativas descritas anteriormente, recorre-se à utilização de métodos de regressão. Os factores previstos em (2.36) e (2.37) são não lineares, pelo que a sua estimação com a formulação apresentada envolve a utilização de métodos de regressão não lineares. No entanto, quer a complexidade das expressões, quer a multicolineariedade existente entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro tornam a sua estimação extremamente complexa.

Assim, a estimação a efectuar no âmbito deste trabalho baseia-se na utilização de um método iterativo de regressão "ridge" e de acordo com o processo sugerido por Brooks (1999), o qual constituiu a base para a estimação dos factores de credibilidade utilizados pelo Workers' Compensation Insurance Rating Bureau of California.

O objectivo consiste em utilizar a técnica de regressão para estimar em simultâneo os factores de credibilidade das perdas primárias e em excedente de sinistro para um risco de determinada dimensão. Para a formulação da modificação do prémio de credibilidade, utiliza-se (2.26), ou seja:

$$\hat{m}_j = 1 + Z_p \left(\frac{S_{0j}^{(P)} - E_{0j}^{(P)}}{E_{0j}} \right) + Z_x \left(\frac{S_{0j}^{(X)} - E_{0j}^{(X)}}{E_{0j}} \right)$$

Pretende-se que os factores de credibilidade estimados satisfaçam as seguintes condições: **(1)** tenham valores compreendidos entre zero e um; **(2)** que a credibilidade das perdas em excedente de sinistros seja maximizada; **(3)** que a credibilidade das perdas primárias seja superior à credibilidade das perdas em excedente de sinistro e **(4)** que as credibilidades sejam crescentes com a dimensão dos riscos.

Este processo desenvolve-se em seis etapas. Na primeira etapa constróiem-se as variáveis que vão ser objecto da regressão e efectua-se uma partição da amostra em R grupos em função da dimensão dos riscos. Esta divisão destina-se a obter factores de credibilidade variáveis com a dimensão do risco.

A segunda etapa destina-se a estimar os factores de credibilidade em cada grupo, recorrendo à regressão "ridge". A escolha do parâmetro corrector de multicolineariedade θ é feita na terceira etapa tendo como critério a escolha das estimativas de credibilidade que maximizam a credibilidade do excedente de sinistro, dentro dos valores admissíveis. A quarta etapa tem por objectivo "alisar" as estimativas obtidas na terceira etapa com base em duas regressões logísticas. Após esta etapa, inicia-se um processo iterativo que se desenvolve nas quinta e sexta etapas com o propósito de melhorar as estimativas obtidas, escolhendo para tal outro valor de θ . Na quinta etapa, tenta-se reajustar os factores de credibilidade através do teste dos quintis. Na sexta etapa verifica-se se os parâmetros de credibilidade satisfazem o critério de optimização seleccionado (critério de eficiência).

Analise-se, então, cada uma das etapas em maior detalhe:

- *Primeira*

Nesta etapa, começa-se por determinar as indemnizações agregadas esperadas *a priori* para o período de experiência de cada risco, E_j . Determinam-se igualmente para cada risco, os seguintes valores:

$m_{1j} = \frac{S_{1j}}{E_{1j}}$, factor de modificação do risco j no período de projecção (um ano)

$\left(\frac{S_{0j}^{(P)} - E_{0j}^{(P)}}{E_{0j}} \right)$, variável das perdas primárias do risco j no período de experiência

(3 anos agregados)

$\left(\frac{S_{0j}^{(X)} - E_{0j}^{(X)}}{E_{0j}} \right)$, variável das perdas em excedente do risco j no período de experiência

(3 anos agregados)

Como se pretende obter factores de credibilidade crescentes com as perdas esperadas *a priori*, ordenam-se os riscos por ordem decrescente de E_j e agrupam-se os riscos em R grupos de 5000 riscos cada por forma a obter as estimativas diferenciadas para os factores de credibilidade em cada grupo. A selecção de grupos de 5000 riscos

resultou de várias experiências de repartição e foi a que melhores resultados apresentou nos EUA.

- *Segunda*

Apesar de se pretender reter, tanto quanto possível, a informação individual de cada risco, a grande variabilidade das suas experiências individuais não permite obter resultados estatisticamente satisfatórios com a utilização das técnicas de regressão aplicadas aos dados individuais. Basta pensar no elevado número de riscos sem sinistros mesmo para períodos de observações bastante longos. Uma vez que os riscos individuais têm uma grande variância, criam-se sub-grupos por forma a reduzi-la. Para cada um dos R grupos, ordenam-se os riscos por ordem crescente do factor de modificação m_j do período de experiência (3 anos agregados). Quando existem valores de m_j iguais, prevalece em primeiro lugar o risco com maior E_j .

Agregam-se os riscos em sub-grupos de 50 riscos por forma a estabilizar as variâncias obtidas e, ao mesmo tempo, ter um número suficiente de pontos (neste caso, 100) para a aplicação de uma regressão sobre estes dados reagrupados.

Para cada um dos R grupos, estimam-se então os parâmetros Z_p e Z_x por regressão "ridge" com valores de θ de 0,01 em 0,01. De facto, em virtude da grande multicolineariedade existente entre as variáveis associadas às perdas primárias e às perdas em excedente de sinistro, não é possível aplicar as técnicas de regressão habituais. Tenha-se presente que um dos objectivos é precisamente separar os efeitos dos dois tipos de perdas.

A regressão "ridge" introduz um parâmetro θ por forma a corrigir a multicolineariedade. A introdução de θ provoca enviesamento nos parâmetros, mas em simultâneo, garante maior estabilidade e menor erro quadrático médio dos mesmos. Assim, pretende-se que o valor de θ seja tão pequeno quanto possível, por forma a atingir o grau de correcção necessário. Quando θ é zero, obtêm-se as estimativas dos mínimos quadrados e quando θ tende para infinito, as estimativas tendem para zero. Existem vários métodos para seleccionar θ (ver, por exemplo, Judge et al (1988)) mas que, face às restrições específicas desta estimação, não foram

seguidos.

O vector das estimativas dos parâmetros é dado pela seguinte equação:

$\beta_x(\theta) = (X'X + \theta I)^{-1} X'Y$, onde X é a matriz das variáveis independentes, I é a matriz identidade e Y é o vector da variável endógena. A matriz X referente a cada um dos R grupos é composta pelas observações das variáveis das perdas primárias e das perdas em excedente de sinistro agregadas por sub-grupo e reportadas ao período de experiência (uma observação corresponde a um sub-grupo). O vector Y corresponde às observações dos factores de modificação de cada sub-grupo referentes ao período de projecção.

Com as estimativas dos factores de credibilidade de cada um dos grupos, calcula-se a credibilidade total do grupo como uma média ponderada entre os factores de credibilidade das perdas primárias e das perdas em excedente de sinistro. O ponderador corresponde ao designado "D-ratio", ou seja, a proporção das perdas primárias face às perdas totais de cada grupo no período de experiência. Em cada grupo, existe um par de factores de credibilidade candidato para cada valor de θ (veja-se, por exemplo, o Quadro 5 do Capítulo 4).

- Terceira

Para proceder à selecção do par inicial de factores de cada grupo, utiliza-se o designado método da credibilidade máxima do excedente de sinistro. Este método consiste na escolha do valor de θ que maximiza a credibilidade do excedente de sinistro de cada grupo, desde que os factores de credibilidade respeitem os valores admissíveis para os mesmos e enunciados anteriormente. Completada esta etapa, dispõe-se de um conjunto de estimativas para Z_p e Z_x em cada um dos grupos de riscos considerados. Como se referiu, pretende-se que os factores de credibilidade sejam crescentes com a dimensão dos riscos e que esse comportamento seja relativamente "suave".

- Quarta

Por forma a "suavizar" o comportamento dos factores de credibilidade em função da

dimensão do risco, ajusta-se uma logística aos R valores de Z_p da etapa anterior da

forma $Z_p = \frac{1}{1 + e^{-\frac{a - \ln E_{me}}{\beta}}}$, tendo como variável explicativa o logaritmo neperiano das

perdas esperadas *a priori*, em que E_m corresponde à mediana dos valores de E_j que compõem cada grupo.

Ajusta-se uma logística deslocada aos R valores de

Z_x da etapa anterior da forma $Z_x = \frac{1}{1 + e^{-\frac{a - \ln E_{me}}{\beta}}} - \nu$, tendo como variável explicativa o

logaritmo neperiano das perdas esperadas *a priori*, em que E_m corresponde à mediana dos valores de E_j que compõem cada grupo. A ideia é de que Z_p possa tender para 1 enquanto se assume que Z_x tende para $1 - \nu$.

Sublinhe-se que, no fim desta etapa, se dispõe de uma estimativa para os factores de credibilidade a aplicar a cada um dos riscos.

- Quinta

Como o critério de selecção de θ não é necessariamente óptimo procede-se à afinação dos factores de credibilidade encontrados na etapa anterior. Com base nos factores de credibilidade obtidos, determina-se o valor de m_j para cada um dos riscos e calculam-se as perdas esperadas de credibilidade para o período de projecção. De seguida, agrupam-se os riscos em cinco quintis de perdas esperadas com o objectivo de aplicar uma regressão baseada no teste dos quintis.

Determina-se, para cada risco, o rácio entre as indemnizações observadas e as indemnizações esperadas do período de projecção após aplicação dos factores de credibilidade obtidos. Naturalmente, caso o plano fosse perfeito, os rácios entre as indemnizações observadas e as indemnizações esperadas após aplicação dos factores de credibilidade de cada risco seriam iguais.

Para cada quintil e para o conjunto dos cinco quintis, estima-se uma regressão em que a variável dependente é o rácio de indemnizações observadas face às indemnizações esperadas após aplicação dos factores de credibilidade e a variável independente é o factor de modificação m após aplicação dos factores de credibilidade. Esta regressão

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

é estimada pelos mínimos quadrados ponderados, sendo o número de riscos o ponderador.

Os valores de m são considerados pontos médios de classes de amplitude 0,1. O coeficiente da variável independente da regressão, ou seja de m , permite antever quanto se deve aumentar ou reduzir a credibilidade total.

Uma vez obtidos os coeficientes das regressões dos cinco quintis, estima-se uma outra regressão dos coeficientes das cinco regressões em função do rank da mediana de E em cada quintil de perdas esperadas. Fixam-se os coeficientes desta regressão que servirão de base para ajustar as credibilidades globais de cada um dos R grupos.

De regresso à tabela com os R grupos de 5000 riscos, calcula-se a correcção a dar à credibilidade total que será a credibilidade da iteração anterior multiplicada por um adicionado do coeficiente da regressão de ajustamento ao rank da mediana das perdas esperadas.

É necessário ainda repartir esta credibilidade total na credibilidade primária e em excedente de sinistro, processo desenvolvido na sexta etapa.

- Sexta

Regressa-se à tabela das regressões "ridge" e selecciona-se, para cada grupo, o valor de θ que origina uma credibilidade total semelhante à pretendida no final da etapa anterior. Escolhe-se o Z_p e o Z_x correspondentes e regressa-se à quarta etapa a não ser que se verifique o critério de paragem. O critério de paragem adoptado é o da medida de eficiência de cada iteração, ou seja, a redução da variância obtida. A eficiência foi calculada com ponderação pelas perdas esperadas *a priori* e com ponderação pelo número de riscos. No primeiro caso, pretende-se minimizar erros em termos de valores monetários absolutos. No segundo caso, atribui-se a mesma importância ao erro numa empresa de dez trabalhadores ou de mil trabalhadores. A medida de eficiência foi desenvolvida por Meyers (1985) e é descrita no capítulo seguinte.

3 Medidas de teste à qualidade do modelo

3.1 CRITÉRIO DE DORWEILER

A ideia de avaliar a qualidade dos modelos de credibilidade de acidentes de trabalho através da verificação da qualidade do seu funcionamento remonta aos trabalhos de Dorweiler (1934).

Neste estudo, o critério de “funcionar melhor” é medido pela capacidade do plano em satisfazer o critério de Dorweiler para credibilidades apropriadas, ou seja, tanto os riscos com créditos (factor de modificação do prémio de credibilidade face às indemnizações agregadas esperadas *a priori* superior a um) como os riscos com débitos (factor de modificação do prémio de credibilidade face às indemnizações agregadas esperadas *a priori* inferior a um) constituirão segurados igualmente desejáveis no período futuro. No caso dos acidentes de trabalho, a credibilidade é também dependente da dimensão das indemnizações agregadas esperadas *a priori*. Deste modo, esta propriedade também deverá ser observada empiricamente para as várias categorias dos riscos em função da sua dimensão.

Este teste desenvolve-se nas seguintes etapas:

- Calculam-se as modificações dos prémios puros de cada risco de acordo com a fórmula de “experience rating” do plano a ser testado;
- Os riscos pertencentes a cada grupo (grupos em função das indemnizações agregadas esperadas *a priori*) são ordenados por ordem crescente do seu rácio de modificação do prémio puro e divididos em duas classes: os riscos com modificações até ao percentil 50 e os riscos com modificações acima do percentil 50;

- Calcula-se, para cada uma das classes, os seguintes rácios de sinistralidade para o conjunto dos riscos: **(1)** indemnizações observadas face às indemnizações esperadas *a priori* e **(2)** indemnizações observadas face às indemnizações esperadas após "experience rating";
- No primeiro rácio de sinistralidade, deverá ser observado o padrão de qualidade esperado, ou seja, os riscos com créditos deverão ter um rácio de sinistralidade inferior à média e os riscos com débitos deverão ter um rácio superior à média.
- Por forma a verificar que a modificação dos prémios puros foi bem sucedida, dever-se-á observar que o segundo rácio de sinistralidade é igual para as duas classes.

3.2 TESTE DOS QUINTIS

Neste caso, em vez da separação em bons e maus riscos, os riscos são agrupados em cinco estratos de igual dimensão de acordo com os seus rácios de modificação dos prémios puros. Os 20% dos riscos com modificações mais baixas pertencem ao primeiro quintil, os segundos 20% ao segundo quintil e assim sucessivamente. A ideia subjacente a este teste é a de que o rácio de sinistralidade face às indemnizações agregadas esperadas *a priori* de cada quintil deverá reflectir a qualidade dos riscos desse quintil. O cálculo dos rácios de sinistralidade face aos prémios puros modificados deverá reduzir as diferenças entre os rácios dos vários quintis.

Procede-se então ao cálculo do quociente entre a variância dos rácios de sinistralidade face aos prémios puros modificados pelo "experience rating" e a variância dos rácios de sinistralidade face às indemnizações agregadas esperadas *a priori*. Quanto mais baixo o valor deste quociente maior é a redução na variância das taxas de sinistralidade devida à implementação do "experience rating".

3.3 ERRO QUADRÁTICO MÉDIO

Um teste natural para avaliar a qualidade de um plano de "experience rating" ou de uma tarifa *a priori*, consiste na medição do grau de proximidade entre as indemnizações agregadas esperadas pelo plano ou pela tarifa em análise e as indemnizações agregadas observadas.

Para além das variáveis apresentadas anteriormente, considerem-se ainda as seguintes variáveis:

R_g Salários seguros da classe g no período i ($i=1, \dots, n$)

ω_g Taxa da tarifa associada à classe g no período i ($i=1, \dots, n$)

Dividem-se os riscos em G classes (por exemplo, classes de tarifação da tarifa *a priori*, ou classes com base nas indemnizações agregadas esperadas pela tarifa *a priori*). Calcula-se para cada classe os prémios de tarifa associados resultantes da multiplicação da taxa da classe pelos salários seguros.

Obtém-se a seguinte estatística para a classe g , designada por erro quadrático:

$$EQ_g = \omega_g R_g \left(\frac{S_g}{E_g} - 1 \right)^2$$

e a seguinte estatística para o conjunto das classes, designada por erro quadrático médio:

$$EQM = \frac{\sum_g \omega_g R_g \left(\frac{S_g}{E_g} - 1 \right)^2}{G}$$

Naturalmente, pretende-se minimizar o erro quadrático médio do plano.

Para testar se as diferenças entre os erros quadráticos médios são estatisticamente significativas é necessário ter em conta que o erro quadrático médio para uma classe usando um plano não é independente do erro quadrático médio da mesma classe usando outro plano e que a distribuição dos erros quadráticos médios não é normal. Ora, o teste de Wilcoxon é susceptível de ser aplicado nestas circunstâncias. Sejam então $EQ1_g$ e $EQ2_g$ os erros quadráticos para a classe g associados a dois planos alternativos.

Defina-se a seguinte diferença:

$$DEQ_g = EQ1_g - EQ2_g$$

$$T_g = Rank(|DEQ_g|) \bullet Sinal(DEQ_g),$$

onde $Rank(DEQ_g)$ corresponde ao lugar da classe g no ranking de todas as classes por ordem ascendente do valor absoluto das diferenças dos erros quadráticos das classes e $Sinal(DEQ_g)$ assume o valor 1 para valores positivos das diferenças dos erros quadráticos e valor zero para valores negativos das diferenças dos erros quadráticos.

Calcula-se então a estatística T :

$$T = \frac{\sum_g T_g}{\sqrt{\sum_g T_g^2}}$$

Pretende-se testar o seguinte conjunto de hipóteses (assumindo distribuição simétrica):

$$H_0 : E[EQ1_g] = E[EQ2_g]$$

$$H_1 : E[EQ1_g] \neq E[EQ2_g]$$

Para valores elevados de G , rejeita-se H_0 com o nível de significância α caso a estatística T se situe abaixo do percentil $\frac{\alpha}{2}$ ou acima do percentil $\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$ da distribuição adequada.

3.4 EFICIÊNCIA

Esta medida é apresentada em Meyers (1985) e corresponde à redução do erro associado ao rácio de sinistralidade esperado pela utilização de um determinado plano de "experience rating". A medida de eficiência do plano de "experience rating" poderá ser calculada de forma não ponderada ou ponderada pelas perdas esperadas. No primeiro caso, atribui-se a mesma importância aos erros independentemente da dimensão da empresa. No segundo caso, atribui-se maior ou menor importância ao erro em função da maior ou menor dimensão da empresa, respectivamente.

- Eficiência não ponderada

$$F = \frac{\sum_{j=1}^J \left(\frac{S_{1j}}{E_{1j}} - \frac{\sum_{j=1}^J S_{1j}}{\sum_{j=1}^J E_{1j}} \right)^2 - \sum_{j=1}^J \left(\frac{S_{1j}}{E_{1j}} - m_{1j} \right)^2}{\sum_{j=1}^J \left(\frac{S_{1j}}{E_{1j}} - \frac{\sum_{j=1}^J S_{1j}}{\sum_{j=1}^J E_{1j}} \right)^2}$$

- Eficiência ponderada

$$F = \frac{\sum_{j=1}^J E_{1j} \left(\frac{S_{1j}}{E_{1j}} - \frac{\sum_{j=1}^J S_{1j}}{\sum_{j=1}^J E_{1j}} \right)^2 - \sum_{j=1}^J E_{1j} \left(\frac{S_{1j}}{E_{1j}} - m_{1j} \right)^2}{\sum_{j=1}^J E_{1j} \left(\frac{S_{1j}}{E_{1j}} - \frac{\sum_{j=1}^J S_{1j}}{\sum_{j=1}^J E_{1j}} \right)^2}$$

Caso o plano de "experience rating" seja um estimador perfeito, a eficiência será unitária. Caso o plano seja um estimador tão bom como a própria ausência de plano, a eficiência será nula. É ainda possível que a eficiência seja negativa, caso o plano de "experience rating" seja muito mau.

ISEG	4 Aplicação do modelo a uma carteira de acidentes de trabalho	65/96
------	---	-------

4 Aplicação do modelo a uma carteira de acidentes de trabalho

4.1 UNIVERSO ESTUDADO

Utilizou-se informação relativa a todas as apólices de acidentes de trabalho de conta de outrem que estiveram em vigor no período 1999-2000 numa grande seguradora portuguesa (39279 apólices), uma vez que os dados referentes a anos anteriores não se encontravam disponíveis com a informação necessária.

4.2 ORGANIZAÇÃO E TRATAMENTO DOS DADOS

Recolheram-se todos os dados necessários relativamente às apólices seleccionadas. Por um lado, identificaram-se os salários cobertos referentes aos períodos de risco de 1999 e de 2000. Por outro lado, recolheu-se a informação individualizada e reflectida no sistema até 31 de Março de 2001 de todos os sinistros com ocorrência em 1999 e 2000. Os dados de sinistros subdividem-se na informação referente a despesas médicas, prestações por incapacidades temporárias e prestações por morte e incapacidade permanente.

Os valores de 1999 foram objecto de tratamento de acordo com as fórmulas descritas anteriormente por forma a torná-los compatíveis com a Lei n.º 100/97. As prestações referentes a mortes e incapacidades permanentes foram calculadas para a data de início da pensão com a tábua de mortalidade TV 73/77, a taxa de juro de 4,5% e cargas de gestão de 4%.

Para efeitos do estudo foi utilizada como tarifa *a priori* a resultante em cada um destes anos para as classes tarifárias em vigor na companhia.

Tarifação <i>a posteriori</i> em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade
--

ISEG	4 Aplicação do modelo a uma carteira de acidentes de trabalho	66/96
------	---	-------

4.3 ESTIMAÇÃO

Face aos elementos disponíveis, o ano de 1999 foi utilizado como período de experiência e o ano de 2000 como ano de projecção. Naturalmente, esta limitação dos dados retirou dimensão à experiência de cada risco e acrescentou variabilidade nas experiências individuais, fazendo com que as perdas esperadas da maioria dos riscos fossem extremamente reduzidas.

Ora, a aplicação dos modelos de credibilidade pressupõe uma dimensão mínima para que façam sentido. Face aos dados disponíveis e à pequena dimensão de muitas empresas portuguesas é de antever que o modelo de credibilidade só se afigure adequado para empresas acima de determinado tamanho .

4.3.1 Seleção do ponto de corte entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro

Com base na adaptação da experiência dos EUA à realidade portuguesa, experimentaram-se planos "single-split" com corte nos € 1000, € 1500 e € 2000 por forma a obter "D-ratios" similares aos americanos. Para os planos "multi-split" consideraram-se os mesmos valores para L e valores de $I+L$ de € 4000 e € 5000. Para o "cap" (i.e., valor a partir do qual não se considera a parte excedente da indemnização) das indemnizações individuais ensaiaram-se valores de € 200000, € 150000 e € 100000.

A maioria dos resultados não se mostrou muito sensível ao ponto de corte do plano "single-split", pelo que se optou pelo desenvolvimento da metodologia com € 1500. Em relação ao plano "multi-split" seleccionou-se o factor $I+L$ de € 4000 por forma a ter "D-ratios" mais similares aos americanos. O " cap" dos sinistros mostrou-se mais adequado nos € 100000 face ao número de riscos e ao período de experiência. No Quadro 4 apresentam-se os "D-ratios" globais para vários pontos de corte entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro.

Quadro 4

"D-RATIOS" GLOBAIS DO PERÍODO DE EXPERIÊNCIA PARA VÁRIOS PONTOS DE CORTE ENTRE AS PERDAS PRIMÁRIAS E AS PERDAS EM EXCEDENTE DE SINISTRO

L+I	"Single-split"			"Multi-split"		
	€ 1000	€ 1500	€ 2000	€ 1000	€ 1500	€ 2000
€ 4000	25,5%	30,2%	34,0%	38,5%	39,9%	41,0%
€ 5000				41,4%	42,6%	43,8%

Nota: Foi utilizado um "cap" de € 100000 por sinistro.

4.3.2 Agrupamentos dos riscos

Face aos dados disponíveis, a selecção dos agrupamentos apropriados constituiu uma tarefa crítica. Por um lado, é necessário ter um número suficiente de riscos em cada um dos R grupos por forma a permitir agregar os riscos em sub-grupos (estabilizar a variabilidade dos riscos individuais) e ter graus de liberdade suficientes para proceder às regressões "ridge" (cada sub-grupo origina uma observação para estas regressões). Estabeleceu-se como mínimo a existência de 25 observações para a regressão "ridge" tendo em conta que esta envolve dois parâmetros de localização. Assim, a diminuição do número de riscos nos grupos (grupos mais homogêneos e mais estimativas de factores de credibilidade) reduz a possibilidade de aumentar a dimensão dos sub-grupos e consequentemente de combater a excessiva variabilidade dos dados individuais. O aumento da dimensão dos grupos, por seu turno, tem naturalmente os efeitos contrários.

Acrescente-se ainda que para cada um dos R grupos se obtém uma estimativa para os factores de credibilidade, sendo necessário várias observações destes factores para proceder ao ajustamento da logística.

Experimentaram-se grupos de 1000, 2000 e 5000 riscos e sub-grupos de 25, 50, 100, 125 e 200 riscos, tendo-se optado por trabalhar com grupos de 5000 riscos e sub-grupos de 200 riscos.

ISEG	4 Aplicação do modelo a uma carteira de acidentes de trabalho	68/96
------	---	-------

4.3.3 Resultados

A estimação das regressões "ridge" para os planos "single-split" e "multi-split" de € 1500, o que constitui a primeira etapa do processo de estimação, produziu os resultados apresentados nos Quadros 5 e 6 (ver Anexos para os outros grupos):

Quadro 5

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "SINGLE-SPLIT"

θ	Riscos 1-5000 (1.º grupo)			Riscos 5001-10000 (2.º grupo)			Riscos 10001-15000 (3.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,00	0,8764	0,0134	0,2758	0,8079	-0,3346	0,0139	1,8251	-1,1374	-0,2571
0,01	0,8470	0,0380	0,2840	0,7859	-0,3154	0,0206	1,6303	-0,9462	-0,1806
0,02	0,8208	0,0595	0,2910	0,7654	-0,2975	0,0267	1,4801	-0,7994	-0,1221
0,03	0,7972	0,0784	0,2970	0,7461	-0,2809	0,0324	1,3605	-0,6833	-0,0760
0,04	0,7759	0,0951	0,3021	0,7281	-0,2655	0,0376	1,2631	-0,5893	-0,0389
0,05	0,7566	0,1098	0,3065	0,7111	-0,2512	0,0424	1,1820	-0,5116	-0,0084
0,06	0,7389	0,1230	0,3103	0,6951	-0,2377	0,0468	1,1135	-0,4465	0,0170
0,07	0,7226	0,1348	0,3135	0,6800	-0,2251	0,0510	1,0548	-0,3911	0,0385
0,08	0,7076	0,1454	0,3163	0,6657	-0,2134	0,0548	1,0039	-0,3435	0,0569
0,09	0,6936	0,1549	0,3187	0,6522	-0,2023	0,0584	0,9593	-0,3021	0,0727
0,10	0,6806	0,1636	0,3208	0,6393	-0,1919	0,0617	0,9198	-0,2659	0,0864
0,11	0,6685	0,1714	0,3225	0,6271	-0,1821	0,0648	0,8847	-0,2340	0,0984
0,12	0,6572	0,1785	0,3240	0,6154	-0,1728	0,0676	0,8532	-0,2056	0,1090
0,13	0,6465	0,1849	0,3253	0,6043	-0,1641	0,0703	0,8247	-0,1803	0,1183
0,14	0,6364	0,1908	0,3263	0,5937	-0,1558	0,0728	0,7988	-0,1575	0,1266
0,15	0,6269	0,1962	0,3272	0,5835	-0,1480	0,0752	0,7752	-0,1370	0,1341
0,16	0,6179	0,2011	0,3278	0,5738	-0,1406	0,0774	0,7536	-0,1184	0,1407
0,17	0,6094	0,2056	0,3284	0,5645	-0,1335	0,0794	0,7337	-0,1015	0,1467
0,18	0,6012	0,2097	0,3288	0,5556	-0,1268	0,0813	0,7152	-0,0861	0,1520
0,19	0,5935	0,2135	0,3290	0,5470	-0,1205	0,0831	0,6981	-0,0720	0,1569
0,20	0,5861	0,2170	0,3292	0,5387	-0,1144	0,0848	0,6822	-0,0590	0,1613
0,21	0,5790	0,2201	0,3293	0,5308	-0,1087	0,0864	0,6674	-0,0470	0,1652
0,22	0,5722	0,2231	0,3292	0,5231	-0,1032	0,0879	0,6535	-0,0360	0,1689
0,23	0,5657	0,2258	0,3291	0,5158	-0,0980	0,0892	0,6404	-0,0258	0,1721
0,24	0,5594	0,2282	0,3289	0,5087	-0,0930	0,0905	0,6282	-0,0164	0,1751
0,25	0,5534	0,2305	0,3287	0,5018	-0,0882	0,0918	0,6166	-0,0076	0,1779
0,26	0,5476	0,2326	0,3284	0,4952	-0,0836	0,0929	0,6057	0,0005	0,1803
0,27	0,5420	0,2345	0,3280	0,4887	-0,0793	0,0940	0,5953	0,0082	0,1826
0,28	0,5366	0,2363	0,3276	0,4825	-0,0751	0,0950	0,5855	0,0153	0,1847
0,29	0,5314	0,2379	0,3271	0,4765	-0,0711	0,0959	0,5761	0,0219	0,1866
0,30	0,5263	0,2393	0,3266	0,4707	-0,0673	0,0968	0,5672	0,0281	0,1883
0,31	0,5214	0,2407	0,3261	0,4650	-0,0636	0,0977	0,5587	0,0339	0,1899
0,32	0,5167	0,2419	0,3255	0,4596	-0,0601	0,0984	0,5506	0,0394	0,1913
0,33	0,5121	0,2431	0,3249	0,4542	-0,0567	0,0992	0,5429	0,0446	0,1926
0,34	0,5076	0,2441	0,3242	0,4491	-0,0534	0,0998	0,5355	0,0494	0,1938
0,35	0,5033	0,2450	0,3235	0,4441	-0,0503	0,1005	0,5284	0,0539	0,1949
0,36	0,4990	0,2459	0,3228	0,4392	-0,0473	0,1011	0,5215	0,0582	0,1959
0,37	0,4949	0,2466	0,3221	0,4344	-0,0444	0,1016	0,5150	0,0623	0,1968
0,38	0,4909	0,2473	0,3214	0,4298	-0,0417	0,1022	0,5087	0,0661	0,1976
0,39	0,4870	0,2479	0,3206	0,4253	-0,0390	0,1026	0,5026	0,0697	0,1983
0,40	0,4832	0,2485	0,3198	0,4209	-0,0364	0,1031	0,4967	0,0731	0,1990

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Quadro 5

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "SINGLE-SPLIT" (Cont. 1)

θ	Riscos 1-5000 (1.º grupo)			Riscos 5001-10000 (2.º grupo)			Riscos 10001-15000 (3.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,41	0,4795	0,2489	0,3190	0,4166	-0,0339	0,1035	0,4911	0,0763	0,1996
0,42	0,4759	0,2494	0,3182	0,4125	-0,0315	0,1039	0,4856	0,0794	0,2001
0,43	0,4723	0,2497	0,3174	0,4084	-0,0292	0,1043	0,4803	0,0823	0,2006
0,44	0,4689	0,2500	0,3166	0,4044	-0,0270	0,1046	0,4752	0,0850	0,2010
0,45	0,4655	0,2503	0,3157	0,4006	-0,0249	0,1049	0,4702	0,0876	0,2013
0,46	0,4622	0,2505	0,3149	0,3968	-0,0228	0,1052	0,4654	0,0901	0,2016
0,47	0,4589	0,2507	0,3140	0,3931	-0,0208	0,1055	0,4608	0,0924	0,2019
0,48	0,4557	0,2508	0,3131	0,3895	-0,0189	0,1057	0,4563	0,0947	0,2021
0,49	0,4526	0,2509	0,3122	0,3859	-0,0170	0,1059	0,4519	0,0968	0,2023
0,50	0,4496	0,2510	0,3114	0,3825	-0,0152	0,1061	0,4476	0,0988	0,2024
0,51	0,4466	0,2510	0,3105	0,3791	-0,0135	0,1063	0,4435	0,1007	0,2025
0,52	0,4437	0,2510	0,3096	0,3758	-0,0118	0,1064	0,4395	0,1025	0,2026
0,53	0,4408	0,2509	0,3087	0,3726	-0,0102	0,1066	0,4355	0,1042	0,2027
0,54	0,4380	0,2509	0,3078	0,3694	-0,0086	0,1067	0,4317	0,1059	0,2027
0,55	0,4352	0,2508	0,3068	0,3663	-0,0071	0,1068	0,4280	0,1074	0,2027
0,56	0,4325	0,2506	0,3059	0,3633	-0,0056	0,1069	0,4244	0,1089	0,2026
0,57	0,4298	0,2505	0,3050	0,3603	-0,0042	0,1070	0,4208	0,1103	0,2026
0,58	0,4272	0,2503	0,3041	0,3573	-0,0028	0,1071	0,4174	0,1117	0,2025
0,59	0,4246	0,2501	0,3032	0,3545	-0,0014	0,1071	0,4140	0,1129	0,2024
0,60	0,4220	0,2499	0,3023	0,3517	-0,0001	0,1072	0,4107	0,1142	0,2023
0,61	0,4195	0,2497	0,3013	0,3489	0,0011	0,1072	0,4075	0,1153	0,2021
0,62	0,4171	0,2494	0,3004	0,3462	0,0023	0,1072	0,4043	0,1164	0,2020
0,63	0,4147	0,2492	0,2995	0,3436	0,0035	0,1072	0,4012	0,1175	0,2018
0,64	0,4123	0,2489	0,2986	0,3410	0,0047	0,1072	0,3982	0,1185	0,2016
0,65	0,4099	0,2486	0,2976	0,3384	0,0058	0,1072	0,3953	0,1194	0,2014
0,66	0,4076	0,2483	0,2967	0,3359	0,0068	0,1072	0,3924	0,1203	0,2012
0,67	0,4053	0,2479	0,2958	0,3334	0,0079	0,1072	0,3895	0,1212	0,2009
0,68	0,4031	0,2476	0,2949	0,3310	0,0089	0,1071	0,3868	0,1220	0,2007
0,69	0,4009	0,2472	0,2940	0,3286	0,0099	0,1071	0,3841	0,1228	0,2004
0,70	0,3987	0,2469	0,2930	0,3263	0,0108	0,1070	0,3814	0,1235	0,2001
0,71	0,3966	0,2465	0,2921	0,3240	0,0118	0,1070	0,3788	0,1242	0,1999
0,72	0,3945	0,2461	0,2912	0,3217	0,0127	0,1069	0,3762	0,1249	0,1996
0,73	0,3924	0,2457	0,2903	0,3195	0,0135	0,1068	0,3737	0,1255	0,1993
0,74	0,3903	0,2453	0,2894	0,3173	0,0144	0,1068	0,3712	0,1261	0,1990
0,75	0,3883	0,2449	0,2885	0,3151	0,0152	0,1067	0,3688	0,1267	0,1986
0,76	0,3863	0,2445	0,2876	0,3130	0,0160	0,1066	0,3664	0,1273	0,1983
0,77	0,3843	0,2440	0,2867	0,3109	0,0168	0,1065	0,3641	0,1278	0,1980
0,78	0,3824	0,2436	0,2858	0,3088	0,0175	0,1064	0,3618	0,1283	0,1976
0,79	0,3805	0,2431	0,2849	0,3068	0,0182	0,1063	0,3595	0,1287	0,1973
0,80	0,3786	0,2427	0,2840	0,3048	0,0190	0,1062	0,3573	0,1292	0,1969

Quadro 5

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "SINGLE-SPLIT" (Cont. 2)

θ	Riscos 1-5000 (1.º grupo)			Riscos 5001-10000 (2.º grupo)			Riscos 10001-15000 (3.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,81	0,3767	0,2422	0,2831	0,3029	0,0196	0,1060	0,3551	0,1296	0,1966
0,82	0,3748	0,2418	0,2822	0,3009	0,0203	0,1059	0,3529	0,1300	0,1962
0,83	0,3730	0,2413	0,2813	0,2990	0,0210	0,1058	0,3508	0,1303	0,1959
0,84	0,3712	0,2408	0,2805	0,2971	0,0216	0,1057	0,3487	0,1307	0,1955
0,85	0,3694	0,2403	0,2796	0,2953	0,0222	0,1055	0,3467	0,1310	0,1951
0,86	0,3676	0,2399	0,2787	0,2935	0,0228	0,1054	0,3447	0,1313	0,1947
0,87	0,3659	0,2394	0,2778	0,2917	0,0234	0,1052	0,3427	0,1316	0,1943
0,88	0,3642	0,2389	0,2770	0,2899	0,0240	0,1051	0,3407	0,1319	0,1939
0,89	0,3625	0,2384	0,2761	0,2882	0,0245	0,1049	0,3388	0,1321	0,1935
0,90	0,3608	0,2379	0,2752	0,2864	0,0251	0,1048	0,3369	0,1324	0,1931
0,91	0,3591	0,2374	0,2744	0,2847	0,0256	0,1046	0,3350	0,1326	0,1927
0,92	0,3575	0,2369	0,2735	0,2831	0,0261	0,1045	0,3332	0,1328	0,1923
0,93	0,3558	0,2364	0,2727	0,2814	0,0266	0,1043	0,3314	0,1330	0,1919
0,94	0,3542	0,2358	0,2718	0,2798	0,0271	0,1041	0,3296	0,1332	0,1915
0,95	0,3526	0,2353	0,2710	0,2782	0,0275	0,1040	0,3278	0,1333	0,1911
0,96	0,3511	0,2348	0,2702	0,2766	0,0280	0,1038	0,3261	0,1335	0,1907
0,97	0,3495	0,2343	0,2693	0,2750	0,0284	0,1036	0,3243	0,1336	0,1903
0,98	0,3480	0,2338	0,2685	0,2735	0,0288	0,1035	0,3226	0,1337	0,1899
0,99	0,3464	0,2332	0,2677	0,2719	0,0293	0,1033	0,3210	0,1339	0,1895
1,00	0,3449	0,2327	0,2668	0,2704	0,0297	0,1031	0,3193	0,1340	0,1890
1,01	0,3434	0,2322	0,2660	0,2689	0,0301	0,1029	0,3177	0,1341	0,1886
1,02	0,3420	0,2317	0,2652	0,2675	0,0305	0,1027	0,3161	0,1341	0,1882
1,03	0,3405	0,2311	0,2644	0,2660	0,0308	0,1026	0,3145	0,1342	0,1878
1,04	0,3391	0,2306	0,2636	0,2646	0,0312	0,1024	0,3129	0,1343	0,1873
1,05	0,3376	0,2301	0,2628	0,2631	0,0315	0,1022	0,3114	0,1343	0,1869
1,06	0,3362	0,2295	0,2620	0,2617	0,0319	0,1020	0,3098	0,1344	0,1865
1,07	0,3348	0,2290	0,2612	0,2604	0,0322	0,1018	0,3083	0,1344	0,1861
1,08	0,3334	0,2285	0,2604	0,2590	0,0326	0,1016	0,3068	0,1344	0,1856
1,09	0,3320	0,2280	0,2596	0,2576	0,0329	0,1014	0,3054	0,1344	0,1852
1,10	0,3307	0,2274	0,2588	0,2563	0,0332	0,1012	0,3039	0,1344	0,1848
1,11	0,3293	0,2269	0,2580	0,2550	0,0335	0,1011	0,3025	0,1344	0,1844
1,12	0,3280	0,2264	0,2573	0,2537	0,0338	0,1009	0,3010	0,1344	0,1839
1,13	0,3266	0,2258	0,2565	0,2524	0,0341	0,1007	0,2996	0,1344	0,1835
1,14	0,3253	0,2253	0,2557	0,2511	0,0343	0,1005	0,2982	0,1344	0,1831
1,15	0,3240	0,2248	0,2549	0,2499	0,0346	0,1003	0,2969	0,1344	0,1826
1,16	0,3227	0,2242	0,2542	0,2486	0,0349	0,1001	0,2955	0,1343	0,1822
1,17	0,3215	0,2237	0,2534	0,2474	0,0351	0,0999	0,2942	0,1343	0,1818
1,18	0,3202	0,2232	0,2527	0,2462	0,0354	0,0997	0,2928	0,1342	0,1814
1,19	0,3189	0,2226	0,2519	0,2450	0,0356	0,0995	0,2915	0,1342	0,1809
1,20	0,3177	0,2221	0,2512	0,2438	0,0359	0,0993	0,2902	0,1341	0,1805

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Quadro 5

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "SINGLE-SPLIT" (Cont. 3)

θ	Riscos 1-5000 (1.º grupo)			Riscos 5001-10000 (2.º grupo)			Riscos 10001-15000 (3.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
1,21	0,3165	0,2216	0,2504	0,2426	0,0361	0,0991	0,2889	0,1341	0,1801
1,22	0,3152	0,2210	0,2497	0,2414	0,0363	0,0989	0,2877	0,1340	0,1797
1,23	0,3140	0,2205	0,2489	0,2403	0,0365	0,0987	0,2864	0,1339	0,1792
1,24	0,3128	0,2200	0,2482	0,2391	0,0367	0,0985	0,2851	0,1338	0,1788
1,25	0,3116	0,2195	0,2475	0,2380	0,0369	0,0983	0,2839	0,1338	0,1784
1,26	0,3104	0,2189	0,2468	0,2369	0,0371	0,0981	0,2827	0,1337	0,1780
1,27	0,3093	0,2184	0,2460	0,2358	0,0373	0,0979	0,2815	0,1336	0,1775
1,28	0,3081	0,2179	0,2453	0,2347	0,0375	0,0977	0,2803	0,1335	0,1771
1,29	0,3070	0,2174	0,2446	0,2336	0,0377	0,0975	0,2791	0,1334	0,1767
1,30	0,3058	0,2168	0,2439	0,2325	0,0379	0,0973	0,2779	0,1333	0,1763
1,31	0,3047	0,2163	0,2432	0,2315	0,0381	0,0971	0,2768	0,1332	0,1758
1,32	0,3036	0,2158	0,2425	0,2304	0,0382	0,0968	0,2756	0,1331	0,1754
1,33	0,3025	0,2153	0,2418	0,2294	0,0384	0,0966	0,2745	0,1329	0,1750
1,34	0,3014	0,2147	0,2411	0,2283	0,0385	0,0964	0,2734	0,1328	0,1746
1,35	0,3003	0,2142	0,2404	0,2273	0,0387	0,0962	0,2723	0,1327	0,1742
1,36	0,2992	0,2137	0,2397	0,2263	0,0388	0,0960	0,2711	0,1326	0,1737
1,37	0,2981	0,2132	0,2390	0,2253	0,0390	0,0958	0,2701	0,1324	0,1733
1,38	0,2970	0,2127	0,2383	0,2243	0,0391	0,0956	0,2690	0,1323	0,1729
1,39	0,2960	0,2122	0,2377	0,2233	0,0393	0,0954	0,2679	0,1322	0,1725
1,40	0,2949	0,2117	0,2370	0,2224	0,0394	0,0952	0,2668	0,1320	0,1721
1,41	0,2939	0,2112	0,2363	0,2214	0,0395	0,0950	0,2658	0,1319	0,1717
1,42	0,2928	0,2106	0,2356	0,2205	0,0397	0,0948	0,2647	0,1318	0,1713
1,43	0,2918	0,2101	0,2350	0,2195	0,0398	0,0946	0,2637	0,1316	0,1709
1,44	0,2908	0,2096	0,2343	0,2186	0,0399	0,0944	0,2627	0,1315	0,1705
1,45	0,2898	0,2091	0,2336	0,2177	0,0400	0,0942	0,2617	0,1313	0,1700
1,46	0,2888	0,2086	0,2330	0,2167	0,0401	0,0940	0,2607	0,1312	0,1696
1,47	0,2878	0,2081	0,2323	0,2158	0,0402	0,0938	0,2597	0,1310	0,1692
1,48	0,2868	0,2076	0,2317	0,2149	0,0403	0,0936	0,2587	0,1309	0,1688
1,49	0,2858	0,2071	0,2310	0,2140	0,0404	0,0934	0,2577	0,1307	0,1684
1,50	0,2848	0,2066	0,2304	0,2131	0,0405	0,0932	0,2567	0,1305	0,1680

Quadro 6

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "MULTI-SPLIT"

θ	Riscos 1-5000 (1.º grupo)			Riscos 5001-10000 (2.º grupo)			Riscos 10001-15000 (3.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,00	0,1524	0,2995	0,2406	1,1525	-0,7647	0,0099	2,6723	-2,0248	-0,1675
0,01	0,0773	0,2289	0,1681	1,0745	-0,6888	0,0236	2,0914	-1,4471	-0,0480
0,02	0,0156	0,1715	0,1090	1,0080	-0,6243	0,0352	1,7397	-1,0987	0,0237
0,03	0,9638	0,1241	0,4606	0,9506	-0,5689	0,0450	1,5037	-0,8658	0,0711
0,04	0,9197	0,0843	0,4190	0,9004	-0,5207	0,0535	1,3342	-0,6995	0,1046
0,05	0,8816	0,0504	0,3835	0,8563	-0,4785	0,0608	1,2064	-0,5748	0,1295
0,06	0,8483	0,0214	0,3528	0,8171	-0,4413	0,0671	1,1064	-0,4780	0,1485
0,07	0,8190	0,0038	0,3305	0,7821	-0,4082	0,0727	1,0261	-0,4007	0,1634
0,08	0,7929	0,0257	0,3332	0,7505	-0,3785	0,0776	0,9600	-0,3377	0,1754
0,09	0,7695	0,0450	0,3353	0,7220	-0,3519	0,0820	0,9047	-0,2854	0,1852
0,10	0,7484	0,0621	0,3371	0,6960	-0,3278	0,0859	0,8576	-0,2413	0,1932
0,11	0,7292	0,0773	0,3385	0,6723	-0,3059	0,0893	0,8170	-0,2037	0,1999
0,12	0,7116	0,0908	0,3396	0,6506	-0,2860	0,0924	0,7817	-0,1713	0,2055
0,13	0,6955	0,1030	0,3405	0,6305	-0,2677	0,0952	0,7505	-0,1430	0,2103
0,14	0,6807	0,1140	0,3411	0,6120	-0,2510	0,0977	0,7229	-0,1183	0,2143
0,15	0,6669	0,1239	0,3415	0,5948	-0,2356	0,0999	0,6982	-0,0964	0,2178
0,16	0,6541	0,1328	0,3417	0,5788	-0,2213	0,1019	0,6759	-0,0770	0,2207
0,17	0,6422	0,1410	0,3418	0,5639	-0,2081	0,1038	0,6557	-0,0596	0,2232
0,18	0,6310	0,1484	0,3418	0,5499	-0,1959	0,1054	0,6374	-0,0440	0,2254
0,19	0,6206	0,1552	0,3417	0,5368	-0,1845	0,1069	0,6205	-0,0299	0,2273
0,20	0,6107	0,1614	0,3414	0,5245	-0,1739	0,1083	0,6051	-0,0172	0,2289
0,21	0,6014	0,1670	0,3411	0,5129	-0,1640	0,1095	0,5908	-0,0056	0,2302
0,22	0,5925	0,1723	0,3407	0,5020	-0,1547	0,1106	0,5776	0,0050	0,2314
0,23	0,5842	0,1770	0,3402	0,4916	-0,1460	0,1116	0,5652	0,0146	0,2323
0,24	0,5762	0,1815	0,3397	0,4818	-0,1378	0,1125	0,5538	0,0235	0,2332
0,25	0,5687	0,1855	0,3391	0,4725	-0,1301	0,1134	0,5430	0,0316	0,2338
0,26	0,5615	0,1893	0,3384	0,4637	-0,1229	0,1141	0,5329	0,0392	0,2344
0,27	0,5546	0,1927	0,3377	0,4552	-0,1160	0,1148	0,5234	0,0461	0,2348
0,28	0,5480	0,1959	0,3370	0,4472	-0,1096	0,1154	0,5145	0,0525	0,2352
0,29	0,5416	0,1988	0,3362	0,4396	-0,1035	0,1159	0,5060	0,0585	0,2354
0,30	0,5356	0,2016	0,3354	0,4322	-0,0977	0,1164	0,4980	0,0640	0,2356
0,31	0,5297	0,2041	0,3346	0,4252	-0,0922	0,1169	0,4904	0,0691	0,2357
0,32	0,5241	0,2064	0,3337	0,4185	-0,0870	0,1172	0,4832	0,0739	0,2357
0,33	0,5187	0,2086	0,3328	0,4121	-0,0821	0,1176	0,4763	0,0784	0,2357
0,34	0,5135	0,2106	0,3319	0,4059	-0,0774	0,1179	0,4697	0,0826	0,2356
0,35	0,5084	0,2124	0,3310	0,4000	-0,0729	0,1181	0,4634	0,0864	0,2355
0,36	0,5035	0,2141	0,3301	0,3943	-0,0687	0,1184	0,4574	0,0901	0,2353
0,37	0,4988	0,2157	0,3291	0,3888	-0,0646	0,1186	0,4517	0,0935	0,2351
0,38	0,4942	0,2171	0,3282	0,3835	-0,0607	0,1187	0,4461	0,0967	0,2349
0,39	0,4898	0,2185	0,3272	0,3784	-0,0571	0,1189	0,4408	0,0997	0,2346
0,40	0,4855	0,2197	0,3262	0,3734	-0,0535	0,1190	0,4357	0,1025	0,2343

Quadro 6

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "MULTI-SPLIT" (Cont. 1)

θ	Riscos 1-5000 (1.º grupo)			Riscos 5001-10000 (2.º grupo)			Riscos 10001-15000 (3.º grupo)		
	Z_P	Z_X	Credib	Z_P	Z_X	Credib	Z_P	Z_X	Credib
0,41	0,4813	0,2209	0,3252	0,3687	-0,0502	0,1191	0,4308	0,1052	0,2339
0,42	0,4773	0,2219	0,3242	0,3641	-0,0469	0,1191	0,4261	0,1077	0,2336
0,43	0,4733	0,2229	0,3232	0,3596	-0,0438	0,1192	0,4215	0,1100	0,2332
0,44	0,4695	0,2238	0,3222	0,3553	-0,0409	0,1192	0,4171	0,1122	0,2328
0,45	0,4657	0,2246	0,3212	0,3511	-0,0380	0,1192	0,4128	0,1143	0,2323
0,46	0,4621	0,2253	0,3202	0,3470	-0,0353	0,1192	0,4087	0,1163	0,2319
0,47	0,4585	0,2260	0,3192	0,3431	-0,0327	0,1191	0,4047	0,1181	0,2314
0,48	0,4550	0,2266	0,3181	0,3393	-0,0302	0,1191	0,4008	0,1199	0,2310
0,49	0,4516	0,2271	0,3171	0,3356	-0,0278	0,1190	0,3971	0,1215	0,2305
0,50	0,4483	0,2276	0,3161	0,3320	-0,0255	0,1189	0,3934	0,1230	0,2300
0,51	0,4451	0,2281	0,3150	0,3285	-0,0233	0,1189	0,3899	0,1245	0,2294
0,52	0,4419	0,2285	0,3140	0,3251	-0,0211	0,1187	0,3864	0,1259	0,2289
0,53	0,4388	0,2288	0,3130	0,3218	-0,0191	0,1186	0,3831	0,1272	0,2284
0,54	0,4358	0,2291	0,3120	0,3185	-0,0171	0,1185	0,3798	0,1284	0,2278
0,55	0,4328	0,2294	0,3109	0,3154	-0,0152	0,1184	0,3767	0,1296	0,2273
0,56	0,4299	0,2296	0,3099	0,3123	-0,0134	0,1182	0,3736	0,1306	0,2267
0,57	0,4271	0,2298	0,3089	0,3093	-0,0116	0,1181	0,3706	0,1317	0,2261
0,58	0,4243	0,2300	0,3078	0,3064	-0,0099	0,1179	0,3676	0,1327	0,2256
0,59	0,4216	0,2301	0,3068	0,3036	-0,0082	0,1178	0,3647	0,1336	0,2250
0,60	0,4189	0,2302	0,3058	0,3008	-0,0066	0,1176	0,3619	0,1344	0,2244
0,61	0,4162	0,2302	0,3048	0,2981	-0,0051	0,1174	0,3592	0,1352	0,2238
0,62	0,4136	0,2303	0,3038	0,2955	-0,0036	0,1172	0,3565	0,1360	0,2232
0,63	0,4111	0,2303	0,3027	0,2929	-0,0022	0,1170	0,3539	0,1367	0,2226
0,64	0,4086	0,2303	0,3017	0,2903	-0,0008	0,1168	0,3514	0,1374	0,2220
0,65	0,4062	0,2302	0,3007	0,2879	0,0005	0,1166	0,3488	0,1381	0,2214
0,66	0,4037	0,2301	0,2997	0,2854	0,0018	0,1164	0,3464	0,1387	0,2208
0,67	0,4014	0,2301	0,2987	0,2831	0,0030	0,1162	0,3440	0,1392	0,2202
0,68	0,3990	0,2300	0,2977	0,2807	0,0042	0,1160	0,3416	0,1397	0,2196
0,69	0,3967	0,2298	0,2967	0,2785	0,0054	0,1157	0,3393	0,1402	0,2190
0,70	0,3945	0,2297	0,2957	0,2763	0,0065	0,1155	0,3371	0,1407	0,2183
0,71	0,3923	0,2295	0,2947	0,2741	0,0076	0,1153	0,3349	0,1411	0,2177
0,72	0,3901	0,2293	0,2938	0,2719	0,0087	0,1150	0,3327	0,1415	0,2171
0,73	0,3879	0,2292	0,2928	0,2698	0,0097	0,1148	0,3305	0,1419	0,2165
0,74	0,3858	0,2289	0,2918	0,2678	0,0107	0,1146	0,3285	0,1423	0,2159
0,75	0,3837	0,2287	0,2908	0,2658	0,0117	0,1143	0,3264	0,1426	0,2153
0,76	0,3817	0,2285	0,2899	0,2638	0,0126	0,1141	0,3244	0,1429	0,2147
0,77	0,3796	0,2282	0,2889	0,2619	0,0135	0,1138	0,3224	0,1432	0,2140
0,78	0,3776	0,2280	0,2880	0,2599	0,0144	0,1136	0,3204	0,1434	0,2134
0,79	0,3757	0,2277	0,2870	0,2581	0,0152	0,1133	0,3185	0,1437	0,2128
0,80	0,3737	0,2274	0,2861	0,2562	0,0160	0,1131	0,3166	0,1439	0,2122

Quadro 6

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "MULTI-SPLIT" (Cont. 2)

θ	Riscos 1-5000 (1.º grupo)			Riscos 5001-10000 (2.º grupo)			Riscos 10001-15000 (3.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,81	0,3718	0,2271	0,2851	0,2544	0,0168	0,1128	0,3148	0,1441	0,2116
0,82	0,3699	0,2268	0,2842	0,2527	0,0176	0,1126	0,3129	0,1443	0,2110
0,83	0,3680	0,2265	0,2832	0,2509	0,0183	0,1123	0,3111	0,1444	0,2104
0,84	0,3662	0,2262	0,2823	0,2492	0,0191	0,1120	0,3094	0,1446	0,2097
0,85	0,3644	0,2259	0,2814	0,2475	0,0198	0,1118	0,3076	0,1447	0,2091
0,86	0,3626	0,2255	0,2805	0,2459	0,0204	0,1115	0,3059	0,1448	0,2085
0,87	0,3608	0,2252	0,2795	0,2442	0,0211	0,1113	0,3042	0,1449	0,2079
0,88	0,3591	0,2249	0,2786	0,2426	0,0217	0,1110	0,3026	0,1450	0,2073
0,89	0,3573	0,2245	0,2777	0,2411	0,0224	0,1107	0,3009	0,1451	0,2067
0,90	0,3556	0,2241	0,2768	0,2395	0,0230	0,1105	0,2993	0,1452	0,2061
0,91	0,3539	0,2238	0,2759	0,2380	0,0236	0,1102	0,2977	0,1452	0,2055
0,92	0,3523	0,2234	0,2750	0,2365	0,0241	0,1099	0,2962	0,1452	0,2049
0,93	0,3506	0,2230	0,2741	0,2350	0,0247	0,1097	0,2946	0,1453	0,2043
0,94	0,3490	0,2226	0,2733	0,2336	0,0252	0,1094	0,2931	0,1453	0,2037
0,95	0,3474	0,2222	0,2724	0,2321	0,0257	0,1091	0,2916	0,1453	0,2031
0,96	0,3458	0,2218	0,2715	0,2307	0,0262	0,1089	0,2901	0,1453	0,2025
0,97	0,3442	0,2214	0,2706	0,2293	0,0267	0,1086	0,2886	0,1453	0,2019
0,98	0,3427	0,2210	0,2698	0,2279	0,0272	0,1083	0,2872	0,1452	0,2014
0,99	0,3411	0,2206	0,2689	0,2266	0,0277	0,1080	0,2858	0,1452	0,2008
1,00	0,3396	0,2202	0,2681	0,2253	0,0281	0,1078	0,2844	0,1452	0,2002
1,01	0,3381	0,2198	0,2672	0,2239	0,0286	0,1075	0,2830	0,1451	0,1996
1,02	0,3366	0,2194	0,2664	0,2226	0,0290	0,1072	0,2816	0,1450	0,1990
1,03	0,3352	0,2189	0,2655	0,2214	0,0294	0,1070	0,2802	0,1450	0,1985
1,04	0,3337	0,2185	0,2647	0,2201	0,0298	0,1067	0,2789	0,1449	0,1979
1,05	0,3323	0,2181	0,2639	0,2189	0,0302	0,1064	0,2776	0,1448	0,1973
1,06	0,3309	0,2177	0,2630	0,2176	0,0306	0,1062	0,2763	0,1447	0,1967
1,07	0,3295	0,2172	0,2622	0,2164	0,0310	0,1059	0,2750	0,1446	0,1962
1,08	0,3281	0,2168	0,2614	0,2152	0,0313	0,1056	0,2737	0,1445	0,1956
1,09	0,3267	0,2164	0,2606	0,2141	0,0317	0,1054	0,2724	0,1444	0,1950
1,10	0,3253	0,2159	0,2598	0,2129	0,0320	0,1051	0,2712	0,1443	0,1945
1,11	0,3240	0,2155	0,2590	0,2117	0,0323	0,1048	0,2700	0,1442	0,1939
1,12	0,3226	0,2150	0,2582	0,2106	0,0327	0,1046	0,2688	0,1441	0,1934
1,13	0,3213	0,2146	0,2574	0,2095	0,0330	0,1043	0,2676	0,1439	0,1928
1,14	0,3200	0,2142	0,2566	0,2084	0,0333	0,1040	0,2664	0,1438	0,1923
1,15	0,3187	0,2137	0,2558	0,2073	0,0336	0,1038	0,2652	0,1437	0,1917
1,16	0,3174	0,2133	0,2550	0,2062	0,0338	0,1035	0,2640	0,1435	0,1912
1,17	0,3161	0,2128	0,2542	0,2052	0,0341	0,1032	0,2629	0,1434	0,1906
1,18	0,3149	0,2124	0,2534	0,2041	0,0344	0,1030	0,2617	0,1432	0,1901
1,19	0,3136	0,2119	0,2527	0,2031	0,0347	0,1027	0,2606	0,1431	0,1895
1,20	0,3124	0,2115	0,2519	0,2020	0,0349	0,1024	0,2595	0,1429	0,1890

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Quadro 6

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "MULTI-SPLIT" (Cont. 3)

θ	Riscos 1-5000 (1.º grupo)			Riscos 5001-10000 (2.º grupo)			Riscos 10001-15000 (3.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
1,21	0,3111	0,2110	0,2511	0,2010	0,0352	0,1022	0,2584	0,1428	0,1885
1,22	0,3099	0,2106	0,2504	0,2000	0,0354	0,1019	0,2573	0,1426	0,1879
1,23	0,3087	0,2101	0,2496	0,1990	0,0356	0,1017	0,2562	0,1424	0,1874
1,24	0,3075	0,2097	0,2489	0,1981	0,0359	0,1014	0,2552	0,1422	0,1869
1,25	0,3063	0,2092	0,2481	0,1971	0,0361	0,1011	0,2541	0,1421	0,1864
1,26	0,3052	0,2088	0,2474	0,1961	0,0363	0,1009	0,2530	0,1419	0,1858
1,27	0,3040	0,2083	0,2467	0,1952	0,0365	0,1006	0,2520	0,1417	0,1853
1,28	0,3029	0,2078	0,2459	0,1943	0,0367	0,1004	0,2510	0,1415	0,1848
1,29	0,3017	0,2074	0,2452	0,1933	0,0369	0,1001	0,2500	0,1413	0,1843
1,30	0,3006	0,2069	0,2445	0,1924	0,0371	0,0999	0,2490	0,1411	0,1838
1,31	0,2995	0,2065	0,2437	0,1915	0,0373	0,0996	0,2480	0,1409	0,1833
1,32	0,2983	0,2060	0,2430	0,1906	0,0375	0,0993	0,2470	0,1408	0,1828
1,33	0,2972	0,2056	0,2423	0,1897	0,0376	0,0991	0,2460	0,1406	0,1822
1,34	0,2961	0,2051	0,2416	0,1889	0,0378	0,0988	0,2450	0,1404	0,1817
1,35	0,2951	0,2047	0,2409	0,1880	0,0380	0,0986	0,2441	0,1402	0,1812
1,36	0,2940	0,2042	0,2402	0,1871	0,0381	0,0983	0,2431	0,1400	0,1807
1,37	0,2929	0,2038	0,2395	0,1863	0,0383	0,0981	0,2422	0,1397	0,1802
1,38	0,2919	0,2033	0,2388	0,1855	0,0384	0,0978	0,2412	0,1395	0,1798
1,39	0,2908	0,2029	0,2381	0,1846	0,0386	0,0976	0,2403	0,1393	0,1793
1,40	0,2898	0,2024	0,2374	0,1838	0,0387	0,0973	0,2394	0,1391	0,1788
1,41	0,2887	0,2020	0,2367	0,1830	0,0389	0,0971	0,2385	0,1389	0,1783
1,42	0,2877	0,2015	0,2361	0,1822	0,0390	0,0969	0,2376	0,1387	0,1778
1,43	0,2867	0,2011	0,2354	0,1814	0,0391	0,0966	0,2367	0,1385	0,1773
1,44	0,2857	0,2006	0,2347	0,1806	0,0393	0,0964	0,2358	0,1383	0,1768
1,45	0,2847	0,2002	0,2340	0,1798	0,0394	0,0961	0,2349	0,1380	0,1764
1,46	0,2837	0,1997	0,2334	0,1790	0,0395	0,0959	0,2341	0,1378	0,1759
1,47	0,2827	0,1993	0,2327	0,1783	0,0396	0,0956	0,2332	0,1376	0,1754
1,48	0,2817	0,1988	0,2321	0,1775	0,0397	0,0954	0,2324	0,1374	0,1749
1,49	0,2808	0,1984	0,2314	0,1768	0,0398	0,0952	0,2315	0,1372	0,1745
1,50	0,2798	0,1979	0,2308	0,1760	0,0399	0,0949	0,2307	0,1369	0,1740

Em seguida, procedeu-se à selecção dos valores de θ que maximizam a credibilidade do excedente de sinistro, tendo-se obtido os valores que constam no Quadro 7. Os valores obtidos para os grupos 7 e 8 não eram admissíveis.

Quadro 7

CREDIBILIDADES DE EXCEDENTE MAXIMAS NO PLANO "SINGLE-SPLIT"

Iteração 0.

Riscos	Mediana das perdas esperadas do período de experiência	"D- ratio"	Máximo excedente de sinistro				Logística	
			θ	Z_p	Z_x	Credibilidade	Z_p	Z_x
1-5	367243\$	0,30614	0,51	0,446585	0,250983	0,310865	0,43895	0,24811
5-10	100309\$	0,30504	1,50	0,213148	0,040529	0,093185	0,26493	0,19772
10-15	41871\$	0,29714	1,10	0,303893	0,134435	0,184788	0,17621	0,15663
15-20	20047\$	0,31646	0,04	0,007774	0,146909	0,102878	0,12109	0,11748
20-25	8582\$	0,41791	0,13	0,064872	0,057314	0,060473	0,07665	0,06755
25-30	4973\$	0,41931	0,08	0,104672	0,097550	0,100536	0,05653	0,03302
30-35	2452\$	0,56559					0,03779	0
35-39	1078\$	0,43225					0,02348	0

Estimam-se então as logísticas, obtendo-se os seguintes resultados:

$$\hat{Z}_p = \frac{1}{1 + e^{\frac{13,2247 - \ln E_j}{1,6744}}}$$

e

$$\hat{Z}_x = \frac{1}{1 + e^{\frac{6,4082 - \ln E_j}{3,535}}} - 0,6115$$

Nesta fase, como se referiu aquando da apresentação do método de estimação é possível atribuir o valor dos factores de credibilidade a cada um dos riscos.

Inicia-se então o processo de procura de melhoria das estimativas iniciais. Para tal, procedeu-se para cada quintil de perdas esperadas, à regressão dos rácios entre as indemnizações observadas e as indemnizações esperadas de credibilidade face ao valor da modificação gerada

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

ISEG	4 Aplicação do modelo a uma carteira de acidentes de trabalho	78/96
------	---	-------

pelos parâmetros de credibilidade. Os valores dos coeficientes obtidos para cada quintil apresentam-se no Quadro 8.

Quadro 8

REFINAMENTO DOS PARÂMETROS

Iteração 0.

Quintil de perdas esperadas	Mediana do Rank	Coefficiente de ajustamento
1	3930	1,001
2	11787	0,0414
3	19642	-0,114
4	27498	-0,155
5	35353	-0,109
Todos os riscos		-0,0772

Nota: Ver exemplo da regressão do primeiro quintil em Anexo

Ora, a regressão destes coeficientes de ajustamento face ao rank da mediana dos quintis produz o seguinte resultado (Quadro 9):

Quadro 9

REFINAMENTO DOS PARÂMETROS

Iteração 0.

Modelo	Coefficientes	Rácio t
Constante	0,737	2,279
Rank da mediana	-0,00003076	-2,146

Estes valores servem para ajustar as credibilidades totais obtidas na iteração anterior e produzir novos valores para as credibilidades de cada grupo por forma a serem novamente reajustados através de uma logística. O Quadro 10 ilustra a situação. Por exemplo, para o Grupo 1, a

Tarificação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

credibilidade total antes do ajustamento é de 0,3061. Multiplicando esta credibilidade pelo factor de ajustamento resultante da regressão anterior, obtém-se a credibilidade pretendida de 0,5082. Procurando nas regressões "ridge" o valor de θ para o qual a credibilidade total é mais próxima de 0,5082 selecciona-se $\theta = 0,21$. A credibilidade total para os factores de credibilidade é de apenas 0,3293, ou seja, não há nenhum para de factores que atinja uma credibilidade tão elevada quanto a pretendida. Por processo análogo obtêm-se os factores apresentados para os outros grupos.

Quadro 10

AJUSTAMENTO DAS CREDIBILIDADES

Iteração 1.

Grupo	Credibilidade antes do ajustamento				Ajustamento da credibilidade*	Cred. após ajustamento**	Credibilidade após ajustamento			
	Z_p	Z_x	D-Ratio	Total			θ	Z_p	Z_x	Total
1	0,43895	0,24810	0,3041	0,3061	0,6600	0,5082	0,21	0,578	0,220	0,3293
2	0,26493	0,19771	0,3050	0,2182	0,5062	0,3286	0,64	0,341	0,005	0,1072
3	0,17621	0,1566	0,2971	0,1624	0,3524	0,2197	0,54	0,432	0,106	0,2027
4	0,12109	0,1175	0,3165	0,1186	0,1986	0,1421	0,04	0,007	0,147	0,1029
5	0,0766	0,0676	0,4179	0,0714	0,0448	0,0745	0,04	0,076	0,052	0,0617
6	0,05653	0,0330	0,4193	0,0429	-0,1089	0,0382	0,33	0,099		0,0415
7	0,03779	0	0,5656	0,0214	-0,2627	0,0157		0,0278		0,0158
8	0,02348	0	0,4323	0,0102	-0,4054	0,0060		0,0139		0,0060

*: $0,737 - 0,000003076 * \text{Rank da mediana do grupo}$

** : $\text{Credibilidade total} * (1 + \text{Ajustamento da credibilidade})$

O processo iterativo continua (isto é, regressa-se ao Quadro 7 com os valores constantes das últimas quatro colunas do Quadro 10) até a eficiência não ser melhorada. Como se pode observar no Quadro 11, onde se apresenta a eficiência obtida em cada iteração, o "óptimo" é atingido na iteração 1. No entanto, o plano seleccionado só é aceitável para o quintil de maiores perdas esperadas e caso se considere a eficiência ponderada.

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Quadro 11

EFICIÊNCIA EM FUNÇÃO DO QUINTIL DE PERDAS ESPERADAS

Eficiência	Iteração	Quintil de perdas esperadas					Todos os riscos
		1 (Pequeno)	2	3	4	5 (Maior)	
Não ponderada	0	0,0000	-0,0004	-0,0035	-0,0176	-0,0947	0,0000
Não ponderada	1	0,0000	-0,0002	-0,0011	-0,0049	-0,0316	0,0000
Não ponderada	2	0,0000	-0,0003	-0,0010	-0,0139	-0,2957	0,0000
Ponderada	0	0,0000	-0,0008	-0,0036	-0,0185	-0,0493	0,0000
Ponderada	1	0,0000	-0,0005	-0,0011	-0,0051	0,0049	0,0000
Ponderada	2	0,0000	-0,0005	-0,0011	-0,0186	-0,3337	0,0000

Este fenómeno também pode ser observado através dos testes dos quintis (Quadros 12 a 14). Nestes testes, pretende-se obter taxas de sinistralidade sem prémios modificados pelo plano crescentes em função do quintil de modificação. De forma análoga, espera-se encontrar taxas de sinistralidade com prémios modificados pelo plano idênticas para todos os grupos. O quintil de maior dimensão, o 5, é aquele onde este comportamento esperado é mais observado. No Quadro 13, constata-se que a sinistralidade com prémios não modificados é crescente com o quintil de modificação para a globalidade dos riscos e para o quintil de maiores perdas esperadas. O plano seleccionado permite melhorar as extremidades dos quintis de modificação (sinistralidades muito altas ou baixas), mas tem um comportamento menos adequado para os quintis de modificação intermédios.

Naturalmente, os resultados encontrados reflectem a importância da dimensão e do período de experiência para a aplicação do modelo, evidenciando que a sua adequação varia com o tamanho da empresa.

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Quadro 12

TESTES DOS QUINTIS (Iteração 0)

Taxa de sinistralidade sem prémios modificados pelo plano

Quintil de modificação	Quintil de perdas esperadas					Todos os riscos
	1	2	3	4	5	
1	18,7%	124,7%	102,3%	148,6%	54,1%	66,8%
2	122,1%	44,2%	159,8%	109,6%	69,3%	121,4%
3	188,4%	157,7%	121,6%	106,7%	90,7%	144,0%
4	93,4%	34,7%	72,7%	153,8%	131,9%	165,0%
5	1167,2%	180,1%	297,0%	221,1%	170,0%	170,9%
Todos os riscos	243,6%	105,0%	152,4%	148,5%	96,4%	100,7%

Taxa de sinistralidade com prémios modificados pelo plano

Quintil de modificação	Quintil de perdas esperadas					Todos os riscos
	1	2	3	4	5	
1	20,0%	137,6%	121,2%	189,4%	84,3%	95,4%
2	123,7%	46,9%	180,4%	133,3%	92,6%	140,8%
3	190,5%	164,4%	133,3%	126,2%	114,6%	156,4%
4	94,3%	35,6%	78,2%	175,0%	146,1%	170,1%
5	983,8%	139,6%	181,9%	113,8%	95,5%	96,5%
Todos os riscos	243,0%	105,1%	148,5%	141,4%	101,4%	105,1%

Quadro 13

TESTES DOS QUINTIS (Iteração 1)

Taxa de sinistralidade sem prémios modificados pelo plano

Quintil de modificação	Quintil de perdas esperadas					Todos os riscos
	1	2	3	4	5	
1	18,9%	121,7%	117,8%	143,5%	53,4%	66,5%
2	121,9%	45,7%	146,0%	118,9%	95,1%	138,3%
3	194,6%	161,6%	122,7%	98,8%	92,8%	125,8%
4	83,8%	31,4%	71,7%	151,2%	143,9%	171,5%
5	1167,9%	179,6%	295,4%	224,8%	175,9%	174,1%
Todos os riscos	243,6%	105,0%	152,4%	148,5%	96,4%	100,7%

Taxa de sinistralidade com prémios modificados pelo plano

Quintil de modificação	Quintil de perdas esperadas					Todos os riscos
	1	2	3	4	5	
1	20,1%	131,8%	134,7%	177,7%	90,7%	102,9%
2	125,0%	48,1%	160,2%	139,9%	126,5%	156,3%
3	198,5%	168,6%	131,8%	112,9%	113,9%	133,8%
4	85,1%	32,5%	76,1%	166,8%	151,0%	176,9%
5	976,7%	140,2%	198,1%	124,1%	92,7%	101,5%
Todos os riscos	243,9%	104,8%	149,5%	141,9%	105,1%	108,6%

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Quadro 14

TESTES DOS QUINTIS (Iteração 2)

Taxa de sinistralidade sem prémios modificados pelo plano

Quartil de modificação	Quartil de perdas esperadas					Todos os riscos
	1	2	3	4	5	
1	96,8%	59,9%	141,2%	126,4%	56,7%	69,8%
2	146,7%	122,0%	154,5%	96,7%	70,4%	152,5%
3	91,2%	114,6%	166,4%	134,1%	81,8%	143,2%
4	49,3%	63,6%	130,1%	166,5%	140,4%	140,0%
5	2082,2%	204,7%	176,5%	247,1%	174,7%	175,0%
Todos os riscos	243,6%	105,0%	152,4%	148,5%	96,4%	100,7%

Taxa de sinistralidade com prémios modificados pelo plano

Quartil de modificação	Quartil de perdas esperadas					Todos os riscos
	1	2	3	4	5	
1	97,8%	61,4%	153,7%	185,2%	182,3%	159,0%
2	147,8%	124,7%	164,3%	126,9%	138,7%	180,3%
3	91,8%	116,5%	174,1%	162,4%	137,0%	148,4%
4	49,5%	64,5%	134,5%	190,9%	164,6%	141,8%
5	1984,8%	179,1%	122,3%	101,2%	60,9%	68,8%
Todos os riscos	244,5%	104,9%	150,6%	138,5%	105,4%	108,7%

O plano seleccionado apresenta os seguintes factores de credibilidade:

$$\hat{Z}_p = \frac{1}{1 + e^{\frac{12,2455 - \ln E_j}{1,429}}}$$

e

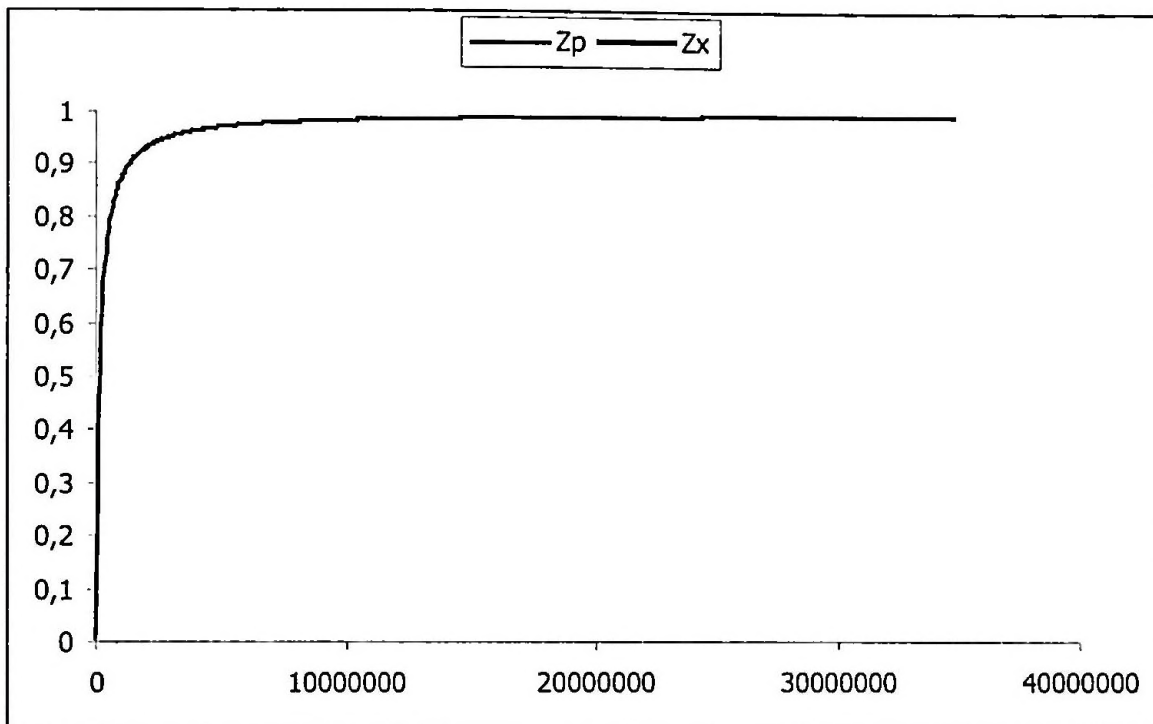
$$\hat{Z}_x = \frac{1}{1 + e^{\frac{16,4411 - \ln E_j}{2,7211}}} - 0,0241$$

O comportamento dos factores de credibilidade em função das perdas esperadas pode ser observado no Quadro 15.

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Quadro 15

FACTORES DE CREDIBILIDADE DO PLANO SELECCIONADO EM FUNÇÃO DAS PERDAS ESPERADAS



Finalmente, apresentam-se as credibilidades associadas às medianas dos grupos de 5000 riscos

(Quadro 16):

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Quadro 16

CREDIBILIDADES DO PLANO "SINGLE-SPLIT" SELECCIONADO

<i>Riscos</i>	Mediana das perdas esperadas do período de experiência	"D- ratio"	Z_p	Z_x	Credibilidade total
1-5	367243\$	0,30614	59,813%	18,456%	31,031%
5-10	100309\$	0,30504	37,508%	11,654%	19,541%
10-15	41871\$	0,29714	24,567%	8,202%	13,064%
15-20	20047\$	0,31646	16,284%	5,894%	9,182%
20-25	8582\$	0,41791	9,700%	3,808%	6,271%
25-30	4973\$	0,41931	6,831%	2,736%	4,453%
30-35	2452\$	0,56559	4,279%	1,606%	3,118%
35-39	1078\$	0,43225	2,453%	0,590%	1,396%

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

5 Conclusões

A aplicação do modelo de credibilidade com separação das perdas primárias e em excedente de sinistro aos acidentes de trabalho é um desafio com muito interesse para a melhoria da tomada de decisão sobre ajustamentos casuísticos dos prémios dos segurados de acidentes de trabalho. Dentro deste tipo de modelos, os planos "single-split" parecem ser adequados ao tratamento da tarificação, sendo susceptíveis de capturar a essência da heterogeneidade entre os segurados, sem necessidade de recurso aos planos mais complexos "multi-split".

Face às limitações do número de riscos e períodos de observação, os resultados obtidos só foram minimamente aceitáveis para o quintil de maior dimensão de perdas esperadas. No entanto, é de prever que este modelo possa ser melhorado com mais anos de experiência. Em Portugal, face à pequena dimensão das empresas poderá ser necessário alargar o período de experiência a mais de três anos ou equacionar a existência de um limiar mínimo de perdas esperadas para poder aplicar o modelo de credibilidade.

O modelo poderá contudo começar a ser utilizado desde já para as empresas de maior dimensão e constitui uma primeira evolução significativa face à situação actual, onde a tendência dos subscritores é para a atribuição de credibilidades de 100%.

Finalmente, assinalam-se os seguintes desafios para o futuro:

- Enriquecimento do modelo com mais anos de experiência;
- Selecção dos pontos de corte entre as perdas primárias e as perdas em excedente de sinistro;
- Introdução de "caps" às modificações máximas em função das perdas esperadas do segurado por forma a evitar oscilações bruscas;
- Ensaiar a aplicação da mesma metodologia a frotas automóveis;
- Equacionar a aplicação de outros métodos dentro da mesma filosofia de modelos.

6 Bibliografia

BROOKS, WARD M. (1999); "Parametrizing The California Workers Compensation Experience Rating Plan: Development of Primary and Excess Credibilities & Translation Into B and W Rating Values"; Casualty Actuarial Society Arlington, Virginia

DORWEILER, PAUL (1934); "A Survey of Risk Credibility in Experience Rating"; PCAS XXI

GERBER, HANS U. (1971); "Credibility for Severity by Charles C. Hewitt Jr. – Discussion by Hans U. Gerber"

GILLAM, WILLIAM R. (1992); "Parametrizing The Workers Compensation Experience Rating Plan"; PCAS LXXIX

HEWITT, CHARLES C. JR. (1967); "Loss Ratio Distributions – A Model"; PCAS LIV

HEWITT, CHARLES C. JR. (1970); "Credibility for Severity"; PCAS

JUDGE , GEORGE G.; HILL, R. CARTER; GRIFFITHS, WILLIAM E.; LÜTKEPOHL, HELMUT;; CHAO LEE, TSOUNG (1988); "Introduction to The Theory And Practice Of Econometrics"; John Wiley & Sons

MAHLER, HOWARD C. (1987); "Discussion of An Analysis of Experience Rating"; PCAS LXXIV

MEYERS, GLENN G. (1984); "Empirical Bayesian Credibility for Workers Compensation Classification Ratemaking"; PCAS LXXI

MEYERS, GLENN G. (1985); "An Analysis of Experience Rating"; PCAS LXXII

MEXIA, JOÃO TIAGO (1999); "Avaliação do Agravamento dos Custos com Sinistros"; Associação Portuguesa de Seguradores

Anexo 1

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "SINGLE-SPLIT"

θ	Riscos 15001-20000 (4.º grupo)			Riscos 20001-25000 (5.º grupo)			Riscos 25001-30000 (6.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,00	-0,5831	0,7409	0,3219	19,766	-19,6360	-3,1694	93,169	-92,959	-14,9144
0,01	-0,1331	0,2901	0,1562	0,1138	0,0157	0,0567	0,1331	0,0762	0,1000
0,02	-0,0478	0,2040	0,1243	0,0890	0,0399	0,0604	0,1184	0,0899	0,1018
0,03	-0,0119	0,1673	0,1106	0,0805	0,0477	0,0614	0,1131	0,0941	0,1021
0,04	0,0078	0,1469	0,1029	0,0761	0,0515	0,0618	0,1102	0,0960	0,1019
0,05	0,0201	0,1338	0,0978	0,0733	0,0537	0,0619	0,1083	0,0969	0,1017
0,06	0,0285	0,1247	0,0942	0,0714	0,0550	0,0618	0,1068	0,0973	0,1013
0,07	0,0346	0,1178	0,0915	0,0699	0,0558	0,0617	0,1057	0,0975	0,1009
0,08	0,0391	0,1126	0,0893	0,0687	0,0564	0,0616	0,1047	0,0976	0,1005
0,09	0,0427	0,1083	0,0875	0,0677	0,0568	0,0614	0,1038	0,0975	0,1001
0,10	0,0454	0,1048	0,0860	0,0669	0,0571	0,0612	0,1030	0,0973	0,0997
0,11	0,0477	0,1019	0,0847	0,0661	0,0572	0,0609	0,1023	0,0971	0,0993
0,12	0,0495	0,0994	0,0836	0,0655	0,0573	0,0607	0,1016	0,0968	0,0988
0,13	0,0510	0,0972	0,0825	0,0649	0,0573	0,0605	0,1009	0,0965	0,0984
0,14	0,0522	0,0952	0,0816	0,0643	0,0573	0,0602	0,1003	0,0962	0,0979
0,15	0,0533	0,0935	0,0808	0,0638	0,0572	0,0600	0,0997	0,0959	0,0975
0,16	0,0542	0,0919	0,0800	0,0633	0,0572	0,0597	0,0991	0,0956	0,0971
0,17	0,0549	0,0905	0,0792	0,0629	0,0571	0,0595	0,0986	0,0952	0,0966
0,18	0,0555	0,0892	0,0785	0,0624	0,0570	0,0592	0,0981	0,0949	0,0962
0,19	0,0561	0,0880	0,0779	0,0620	0,0568	0,0590	0,0975	0,0945	0,0958
0,20	0,0565	0,0869	0,0773	0,0616	0,0567	0,0587	0,0970	0,0942	0,0954
0,21	0,0569	0,0859	0,0767	0,0612	0,0565	0,0585	0,0965	0,0938	0,0949
0,22	0,0572	0,0849	0,0761	0,0608	0,0564	0,0582	0,0960	0,0934	0,0945
0,23	0,0575	0,0840	0,0756	0,0605	0,0562	0,0580	0,0955	0,0931	0,0941
0,24	0,0577	0,0831	0,0751	0,0601	0,0560	0,0578	0,0951	0,0927	0,0937
0,25	0,0579	0,0823	0,0746	0,0598	0,0559	0,0575	0,0946	0,0923	0,0933
0,26	0,0580	0,0815	0,0741	0,0595	0,0557	0,0573	0,0942	0,0920	0,0929
0,27	0,0582	0,0808	0,0736	0,0591	0,0555	0,0570	0,0937	0,0916	0,0925
0,28	0,0583	0,0801	0,0732	0,0588	0,0553	0,0568	0,0933	0,0912	0,0921
0,29	0,0583	0,0794	0,0728	0,0585	0,0551	0,0565	0,0928	0,0909	0,0917
0,30	0,0584	0,0788	0,0723	0,0582	0,0549	0,0563	0,0924	0,0905	0,0913
0,31	0,0584	0,0782	0,0719	0,0579	0,0547	0,0561	0,0920	0,0901	0,0909
0,32	0,0584	0,0776	0,0715	0,0576	0,0546	0,0558	0,0915	0,0898	0,0905
0,33	0,0584	0,0770	0,0711	0,0573	0,0544	0,0556	0,0911	0,0894	0,0901
0,34	0,0584	0,0764	0,0707	0,0571	0,0542	0,0554	0,0907	0,0890	0,0897
0,35	0,0584	0,0759	0,0703	0,0568	0,0540	0,0551	0,0903	0,0887	0,0894
0,36	0,0583	0,0754	0,0700	0,0565	0,0538	0,0549	0,0899	0,0883	0,0890
0,37	0,0583	0,0748	0,0696	0,0562	0,0536	0,0547	0,0895	0,0880	0,0886
0,38	0,0582	0,0744	0,0692	0,0560	0,0534	0,0545	0,0891	0,0876	0,0882
0,39	0,0581	0,0739	0,0689	0,0557	0,0532	0,0542	0,0887	0,0873	0,0879
0,40	0,0580	0,0734	0,0685	0,0554	0,0530	0,0540	0,0883	0,0869	0,0875

Tarificação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Anexo 1

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "SINGLE-SPLIT" (Cont. 1)

θ	Riscos 15001-20000 (4.º grupo)			Riscos 20001-25000 (5.º grupo)			Riscos 25001-30000 (6.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,41	0,0579	0,0729	0,0682	0,0552	0,0528	0,0538	0,0880	0,0866	0,0872
0,42	0,0579	0,0725	0,0679	0,0549	0,0526	0,0536	0,0876	0,0862	0,0868
0,43	0,0578	0,0721	0,0675	0,0547	0,0524	0,0534	0,0872	0,0859	0,0864
0,44	0,0576	0,0716	0,0672	0,0544	0,0522	0,0531	0,0868	0,0855	0,0861
0,45	0,0575	0,0712	0,0669	0,0542	0,0520	0,0529	0,0865	0,0852	0,0857
0,46	0,0574	0,0708	0,0666	0,0540	0,0518	0,0527	0,0861	0,0849	0,0854
0,47	0,0573	0,0704	0,0663	0,0537	0,0516	0,0525	0,0858	0,0845	0,0850
0,48	0,0572	0,0700	0,0659	0,0535	0,0514	0,0523	0,0854	0,0842	0,0847
0,49	0,0571	0,0696	0,0656	0,0533	0,0513	0,0521	0,0850	0,0839	0,0844
0,50	0,0569	0,0692	0,0653	0,0530	0,0511	0,0519	0,0847	0,0836	0,0840
0,51	0,0568	0,0689	0,0650	0,0528	0,0509	0,0517	0,0843	0,0832	0,0837
0,52	0,0567	0,0685	0,0648	0,0526	0,0507	0,0515	0,0840	0,0829	0,0834
0,53	0,0565	0,0682	0,0645	0,0524	0,0505	0,0513	0,0837	0,0826	0,0830
0,54	0,0564	0,0678	0,0642	0,0521	0,0503	0,0511	0,0833	0,0823	0,0827
0,55	0,0562	0,0675	0,0639	0,0519	0,0501	0,0509	0,0830	0,0820	0,0824
0,56	0,0561	0,0671	0,0636	0,0517	0,0500	0,0507	0,0827	0,0816	0,0821
0,57	0,0560	0,0668	0,0633	0,0515	0,0498	0,0505	0,0823	0,0813	0,0818
0,58	0,0558	0,0664	0,0631	0,0513	0,0496	0,0503	0,0820	0,0810	0,0814
0,59	0,0557	0,0661	0,0628	0,0511	0,0494	0,0501	0,0817	0,0807	0,0811
0,60	0,0555	0,0658	0,0625	0,0509	0,0492	0,0499	0,0814	0,0804	0,0808
0,61	0,0554	0,0655	0,0623	0,0507	0,0491	0,0497	0,0810	0,0801	0,0805
0,62	0,0552	0,0652	0,0620	0,0505	0,0489	0,0495	0,0807	0,0798	0,0802
0,63	0,0551	0,0649	0,0618	0,0503	0,0487	0,0493	0,0804	0,0795	0,0799
0,64	0,0549	0,0646	0,0615	0,0501	0,0485	0,0492	0,0801	0,0792	0,0796
0,65	0,0548	0,0643	0,0612	0,0499	0,0483	0,0490	0,0798	0,0789	0,0793
0,66	0,0546	0,0640	0,0610	0,0497	0,0482	0,0488	0,0795	0,0786	0,0790
0,67	0,0545	0,0637	0,0608	0,0495	0,0480	0,0486	0,0792	0,0783	0,0787
0,68	0,0543	0,0634	0,0605	0,0493	0,0478	0,0484	0,0789	0,0781	0,0784
0,69	0,0541	0,0631	0,0603	0,0491	0,0477	0,0483	0,0786	0,0778	0,0781
0,70	0,0540	0,0628	0,0600	0,0489	0,0475	0,0481	0,0783	0,0775	0,0778
0,71	0,0538	0,0625	0,0598	0,0487	0,0473	0,0479	0,0780	0,0772	0,0775
0,72	0,0537	0,0623	0,0595	0,0485	0,0472	0,0477	0,0777	0,0769	0,0773
0,73	0,0535	0,0620	0,0593	0,0483	0,0470	0,0476	0,0774	0,0766	0,0770
0,74	0,0534	0,0617	0,0591	0,0482	0,0468	0,0474	0,0771	0,0764	0,0767
0,75	0,0532	0,0615	0,0589	0,0480	0,0467	0,0472	0,0769	0,0761	0,0764
0,76	0,0531	0,0612	0,0586	0,0478	0,0465	0,0470	0,0766	0,0758	0,0761
0,77	0,0529	0,0609	0,0584	0,0476	0,0463	0,0469	0,0763	0,0756	0,0759
0,78	0,0528	0,0607	0,0582	0,0474	0,0462	0,0467	0,0760	0,0753	0,0756
0,79	0,0526	0,0604	0,0580	0,0473	0,0460	0,0465	0,0757	0,0750	0,0753
0,80	0,0524	0,0602	0,0577	0,0471	0,0459	0,0464	0,0755	0,0748	0,0751

Anexo 1

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "SINGLE-SPLIT" (Cont. 2)



θ	Riscos 15001-20000 (4.º grupo)			Riscos 20001-25000 (5.º grupo)			Riscos 25001-30000 (6.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,81	0,0523	0,0599	0,0575	0,0469	0,0457	0,0462	0,0752	0,0745	0,0748
0,82	0,0521	0,0597	0,0573	0,0467	0,0455	0,0460	0,0749	0,0742	0,0745
0,83	0,0520	0,0594	0,0571	0,0466	0,0454	0,0459	0,0747	0,0740	0,0743
0,84	0,0518	0,0592	0,0569	0,0464	0,0452	0,0457	0,0744	0,0737	0,0740
0,85	0,0517	0,0590	0,0567	0,0462	0,0451	0,0456	0,0741	0,0735	0,0737
0,86	0,0515	0,0587	0,0564	0,0461	0,0449	0,0454	0,0739	0,0732	0,0735
0,87	0,0514	0,0585	0,0562	0,0459	0,0448	0,0452	0,0736	0,0730	0,0732
0,88	0,0512	0,0583	0,0560	0,0457	0,0446	0,0451	0,0733	0,0727	0,0730
0,89	0,0511	0,0580	0,0558	0,0456	0,0445	0,0449	0,0731	0,0725	0,0727
0,90	0,0509	0,0578	0,0556	0,0454	0,0443	0,0448	0,0728	0,0722	0,0725
0,91	0,0508	0,0576	0,0554	0,0453	0,0442	0,0446	0,0726	0,0720	0,0722
0,92	0,0506	0,0574	0,0552	0,0451	0,0440	0,0445	0,0723	0,0717	0,0720
0,93	0,0505	0,0571	0,0550	0,0449	0,0439	0,0443	0,0721	0,0715	0,0717
0,94	0,0503	0,0569	0,0548	0,0448	0,0437	0,0442	0,0718	0,0712	0,0715
0,95	0,0502	0,0567	0,0546	0,0446	0,0436	0,0440	0,0716	0,0710	0,0712
0,96	0,0500	0,0565	0,0544	0,0445	0,0435	0,0439	0,0713	0,0708	0,0710
0,97	0,0499	0,0563	0,0543	0,0443	0,0433	0,0437	0,0711	0,0705	0,0708
0,98	0,0497	0,0561	0,0541	0,0442	0,0432	0,0436	0,0709	0,0703	0,0705
0,99	0,0496	0,0559	0,0539	0,0440	0,0430	0,0434	0,0706	0,0701	0,0703
1,00	0,0495	0,0556	0,0537	0,0439	0,0429	0,0433	0,0704	0,0698	0,0701
1,01	0,0493	0,0554	0,0535	0,0437	0,0427	0,0432	0,0702	0,0696	0,0698
1,02	0,0492	0,0552	0,0533	0,0436	0,0426	0,0430	0,0699	0,0694	0,0696
1,03	0,0490	0,0550	0,0531	0,0434	0,0425	0,0429	0,0697	0,0691	0,0694
1,04	0,0489	0,0548	0,0530	0,0433	0,0423	0,0427	0,0695	0,0689	0,0691
1,05	0,0487	0,0546	0,0528	0,0431	0,0422	0,0426	0,0692	0,0687	0,0689
1,06	0,0486	0,0544	0,0526	0,0430	0,0421	0,0424	0,0690	0,0685	0,0687
1,07	0,0485	0,0542	0,0524	0,0428	0,0419	0,0423	0,0688	0,0682	0,0685
1,08	0,0483	0,0541	0,0522	0,0427	0,0418	0,0422	0,0685	0,0680	0,0682
1,09	0,0482	0,0539	0,0521	0,0426	0,0417	0,0420	0,0683	0,0678	0,0680
1,10	0,0480	0,0537	0,0519	0,0424	0,0415	0,0419	0,0681	0,0676	0,0678
1,11	0,0479	0,0535	0,0517	0,0423	0,0414	0,0418	0,0679	0,0674	0,0676
1,12	0,0478	0,0533	0,0515	0,0421	0,0413	0,0416	0,0677	0,0672	0,0674
1,13	0,0476	0,0531	0,0514	0,0420	0,0411	0,0415	0,0674	0,0669	0,0672
1,14	0,0475	0,0529	0,0512	0,0419	0,0410	0,0414	0,0672	0,0667	0,0669
1,15	0,0474	0,0527	0,0510	0,0417	0,0409	0,0412	0,0670	0,0665	0,0667
1,16	0,0472	0,0526	0,0509	0,0416	0,0408	0,0411	0,0668	0,0663	0,0665
1,17	0,0471	0,0524	0,0507	0,0415	0,0406	0,0410	0,0666	0,0661	0,0663
1,18	0,0469	0,0522	0,0505	0,0413	0,0405	0,0409	0,0664	0,0659	0,0661
1,19	0,0468	0,0520	0,0504	0,0412	0,0404	0,0407	0,0662	0,0657	0,0659
1,20	0,0467	0,0518	0,0502	0,0411	0,0403	0,0406	0,0660	0,0655	0,0657

Tarificação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Anexo 1

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "SINGLE-SPLIT" (Cont. 3)

θ	Riscos 15001-20000 (4.º grupo)			Riscos 20001-25000 (5.º grupo)			Riscos 25001-30000 (6.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
1,21	0,0466	0,0517	0,0500	0,0409	0,0401	0,0405	0,0658	0,0653	0,0655
1,22	0,0464	0,0515	0,0499	0,0408	0,0400	0,0403	0,0655	0,0651	0,0653
1,23	0,0463	0,0513	0,0497	0,0407	0,0399	0,0402	0,0653	0,0649	0,0651
1,24	0,0462	0,0512	0,0496	0,0406	0,0398	0,0401	0,0651	0,0647	0,0649
1,25	0,0460	0,0510	0,0494	0,0404	0,0396	0,0400	0,0649	0,0645	0,0647
1,26	0,0459	0,0508	0,0493	0,0403	0,0395	0,0399	0,0647	0,0643	0,0645
1,27	0,0458	0,0506	0,0491	0,0402	0,0394	0,0397	0,0645	0,0641	0,0643
1,28	0,0456	0,0505	0,0489	0,0401	0,0393	0,0396	0,0643	0,0639	0,0641
1,29	0,0455	0,0503	0,0488	0,0399	0,0392	0,0395	0,0641	0,0637	0,0639
1,30	0,0454	0,0502	0,0486	0,0398	0,0391	0,0394	0,0640	0,0635	0,0637
1,31	0,0453	0,0500	0,0485	0,0397	0,0389	0,0393	0,0638	0,0633	0,0635
1,32	0,0451	0,0498	0,0483	0,0396	0,0388	0,0391	0,0636	0,0631	0,0633
1,33	0,0450	0,0497	0,0482	0,0394	0,0387	0,0390	0,0634	0,0629	0,0631
1,34	0,0449	0,0495	0,0480	0,0393	0,0386	0,0389	0,0632	0,0628	0,0629
1,35	0,0448	0,0494	0,0479	0,0392	0,0385	0,0388	0,0630	0,0626	0,0627
1,36	0,0446	0,0492	0,0478	0,0391	0,0384	0,0387	0,0628	0,0624	0,0626
1,37	0,0445	0,0490	0,0476	0,0390	0,0383	0,0386	0,0626	0,0622	0,0624
1,38	0,0444	0,0489	0,0475	0,0389	0,0381	0,0384	0,0624	0,0620	0,0622
1,39	0,0443	0,0487	0,0473	0,0387	0,0380	0,0383	0,0622	0,0618	0,0620
1,40	0,0441	0,0486	0,0472	0,0386	0,0379	0,0382	0,0621	0,0617	0,0618
1,41	0,0440	0,0484	0,0470	0,0385	0,0378	0,0381	0,0619	0,0615	0,0616
1,42	0,0439	0,0483	0,0469	0,0384	0,0377	0,0380	0,0617	0,0613	0,0615
1,43	0,0438	0,0481	0,0468	0,0383	0,0376	0,0379	0,0615	0,0611	0,0613
1,44	0,0437	0,0480	0,0466	0,0382	0,0375	0,0378	0,0613	0,0609	0,0611
1,45	0,0436	0,0478	0,0465	0,0381	0,0374	0,0377	0,0612	0,0608	0,0609
1,46	0,0434	0,0477	0,0463	0,0379	0,0373	0,0376	0,0610	0,0606	0,0608
1,47	0,0433	0,0475	0,0462	0,0378	0,0372	0,0374	0,0608	0,0604	0,0606
1,48	0,0432	0,0474	0,0461	0,0377	0,0371	0,0373	0,0606	0,0602	0,0604
1,49	0,0431	0,0472	0,0459	0,0376	0,0370	0,0372	0,0605	0,0601	0,0602
1,50	0,0430	0,0471	0,0458	0,0375	0,0369	0,0371	0,0603	0,0599	0,0601

Tarifaço *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Anexo 2

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "MULTI-SPLIT"

θ	Riscos 15001-20000 (4.º grupo)			Riscos 20001-25000 (5.º grupo)			Riscos 25001-30000 (6.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,00	-0,7626	0,9212	0,1909	13,368	-13,238	0,5640	81,638	-81,428	11,5199
0,01	-0,0837	0,2415	0,1005	0,1157	0,0137	0,0666	0,1374	0,0717	0,1092
0,02	-0,0115	0,1685	0,0904	0,0899	0,0388	0,0653	0,1205	0,0876	0,1064
0,03	0,0159	0,1404	0,0864	0,0811	0,0470	0,0647	0,1145	0,0926	0,1051
0,04	0,0302	0,1253	0,0840	0,0765	0,0510	0,0642	0,1113	0,0948	0,1042
0,05	0,0389	0,1158	0,0825	0,0737	0,0532	0,0638	0,1091	0,0960	0,1035
0,06	0,0447	0,1093	0,0813	0,0716	0,0546	0,0634	0,1075	0,0966	0,1028
0,07	0,0488	0,1045	0,0803	0,0701	0,0555	0,0631	0,1063	0,0969	0,1022
0,08	0,0518	0,1007	0,0795	0,0689	0,0561	0,0628	0,1052	0,0970	0,1016
0,09	0,0541	0,0977	0,0788	0,0679	0,0565	0,0624	0,1042	0,0969	0,1011
0,10	0,0558	0,0952	0,0781	0,0670	0,0568	0,0621	0,1034	0,0968	0,1006
0,11	0,0572	0,0931	0,0775	0,0663	0,0570	0,0618	0,1026	0,0966	0,1000
0,12	0,0583	0,0913	0,0770	0,0656	0,0571	0,0615	0,1019	0,0964	0,0995
0,13	0,0592	0,0897	0,0765	0,0650	0,0571	0,0612	0,1012	0,0962	0,0990
0,14	0,0599	0,0883	0,0760	0,0644	0,0571	0,0609	0,1006	0,0959	0,0986
0,15	0,0605	0,0870	0,0755	0,0639	0,0571	0,0606	0,1000	0,0956	0,0981
0,16	0,0610	0,0858	0,0751	0,0634	0,0570	0,0603	0,0994	0,0953	0,0976
0,17	0,0614	0,0848	0,0746	0,0629	0,0569	0,0600	0,0988	0,0949	0,0971
0,18	0,0617	0,0838	0,0742	0,0625	0,0568	0,0598	0,0983	0,0946	0,0967
0,19	0,0619	0,0829	0,0738	0,0621	0,0567	0,0595	0,0977	0,0943	0,0962
0,20	0,0621	0,0820	0,0734	0,0617	0,0565	0,0592	0,0972	0,0939	0,0958
0,21	0,0623	0,0812	0,0730	0,0613	0,0564	0,0589	0,0967	0,0936	0,0953
0,22	0,0624	0,0805	0,0726	0,0609	0,0562	0,0587	0,0962	0,0932	0,0949
0,23	0,0624	0,0798	0,0723	0,0605	0,0561	0,0584	0,0957	0,0928	0,0945
0,24	0,0625	0,0791	0,0719	0,0602	0,0559	0,0581	0,0952	0,0925	0,0940
0,25	0,0625	0,0785	0,0715	0,0598	0,0557	0,0579	0,0947	0,0921	0,0936
0,26	0,0625	0,0778	0,0712	0,0595	0,0556	0,0576	0,0943	0,0918	0,0932
0,27	0,0625	0,0773	0,0708	0,0592	0,0554	0,0574	0,0938	0,0914	0,0928
0,28	0,0624	0,0767	0,0705	0,0589	0,0552	0,0571	0,0934	0,0910	0,0924
0,29	0,0623	0,0761	0,0702	0,0585	0,0550	0,0568	0,0929	0,0907	0,0920
0,30	0,0623	0,0756	0,0698	0,0582	0,0548	0,0566	0,0925	0,0903	0,0916
0,31	0,0622	0,0751	0,0695	0,0579	0,0546	0,0564	0,0921	0,0899	0,0912
0,32	0,0621	0,0746	0,0692	0,0576	0,0544	0,0561	0,0916	0,0896	0,0908
0,33	0,0620	0,0741	0,0689	0,0574	0,0543	0,0559	0,0912	0,0892	0,0904
0,34	0,0619	0,0737	0,0685	0,0571	0,0541	0,0556	0,0908	0,0889	0,0900
0,35	0,0618	0,0732	0,0682	0,0568	0,0539	0,0554	0,0904	0,0885	0,0896
0,36	0,0616	0,0728	0,0679	0,0565	0,0537	0,0552	0,0900	0,0882	0,0892
0,37	0,0615	0,0723	0,0676	0,0562	0,0535	0,0549	0,0896	0,0878	0,0888
0,38	0,0614	0,0719	0,0673	0,0560	0,0533	0,0547	0,0892	0,0875	0,0884
0,39	0,0612	0,0715	0,0670	0,0557	0,0531	0,0545	0,0888	0,0871	0,0881
0,40	0,0611	0,0711	0,0667	0,0555	0,0529	0,0542	0,0884	0,0868	0,0877

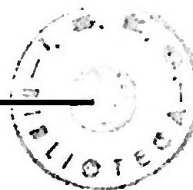
Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Anexo 2

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "MULTI-SPLIT" (Cont. 1)

θ	Riscos 15001-20000 (4.º grupo)			Riscos 20001-25000 (5.º grupo)			Riscos 25001-30000 (6.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,41	0,0609	0,0707	0,0664	0,0552	0,0527	0,0540	0,0880	0,0864	0,0873
0,42	0,0607	0,0703	0,0662	0,0549	0,0525	0,0538	0,0877	0,0861	0,0870
0,43	0,0606	0,0699	0,0659	0,0547	0,0523	0,0536	0,0873	0,0857	0,0866
0,44	0,0604	0,0695	0,0656	0,0545	0,0521	0,0533	0,0869	0,0854	0,0863
0,45	0,0603	0,0692	0,0653	0,0542	0,0519	0,0531	0,0865	0,0851	0,0859
0,46	0,0601	0,0688	0,0650	0,0540	0,0517	0,0529	0,0862	0,0847	0,0856
0,47	0,0599	0,0685	0,0648	0,0537	0,0516	0,0527	0,0858	0,0844	0,0852
0,48	0,0598	0,0681	0,0645	0,0535	0,0514	0,0525	0,0855	0,0841	0,0849
0,49	0,0596	0,0678	0,0642	0,0533	0,0512	0,0523	0,0851	0,0838	0,0845
0,50	0,0594	0,0674	0,0640	0,0530	0,0510	0,0520	0,0847	0,0834	0,0842
0,51	0,0592	0,0671	0,0637	0,0528	0,0508	0,0518	0,0844	0,0831	0,0838
0,52	0,0591	0,0668	0,0634	0,0526	0,0506	0,0516	0,0841	0,0828	0,0835
0,53	0,0589	0,0665	0,0632	0,0524	0,0504	0,0514	0,0837	0,0825	0,0832
0,54	0,0587	0,0661	0,0629	0,0521	0,0502	0,0512	0,0834	0,0822	0,0828
0,55	0,0585	0,0658	0,0627	0,0519	0,0501	0,0510	0,0830	0,0818	0,0825
0,56	0,0583	0,0655	0,0624	0,0517	0,0499	0,0508	0,0827	0,0815	0,0822
0,57	0,0582	0,0652	0,0622	0,0515	0,0497	0,0506	0,0824	0,0812	0,0819
0,58	0,0580	0,0649	0,0619	0,0513	0,0495	0,0504	0,0820	0,0809	0,0816
0,59	0,0578	0,0646	0,0617	0,0511	0,0493	0,0502	0,0817	0,0806	0,0812
0,60	0,0576	0,0643	0,0614	0,0509	0,0492	0,0500	0,0814	0,0803	0,0809
0,61	0,0575	0,0640	0,0612	0,0507	0,0490	0,0499	0,0811	0,0800	0,0806
0,62	0,0573	0,0638	0,0609	0,0505	0,0488	0,0497	0,0808	0,0797	0,0803
0,63	0,0571	0,0635	0,0607	0,0503	0,0486	0,0495	0,0805	0,0794	0,0800
0,64	0,0569	0,0632	0,0605	0,0501	0,0485	0,0493	0,0801	0,0791	0,0797
0,65	0,0567	0,0629	0,0602	0,0499	0,0483	0,0491	0,0798	0,0788	0,0794
0,66	0,0566	0,0626	0,0600	0,0497	0,0481	0,0489	0,0795	0,0785	0,0791
0,67	0,0564	0,0624	0,0598	0,0495	0,0479	0,0487	0,0792	0,0782	0,0788
0,68	0,0562	0,0621	0,0595	0,0493	0,0478	0,0485	0,0789	0,0780	0,0785
0,69	0,0560	0,0618	0,0593	0,0491	0,0476	0,0484	0,0786	0,0777	0,0782
0,70	0,0558	0,0616	0,0591	0,0489	0,0474	0,0482	0,0783	0,0774	0,0779
0,71	0,0557	0,0613	0,0589	0,0487	0,0473	0,0480	0,0780	0,0771	0,0776
0,72	0,0555	0,0611	0,0587	0,0485	0,0471	0,0478	0,0777	0,0768	0,0774
0,73	0,0553	0,0608	0,0584	0,0483	0,0469	0,0477	0,0775	0,0766	0,0771
0,74	0,0551	0,0606	0,0582	0,0481	0,0468	0,0475	0,0772	0,0763	0,0768
0,75	0,0550	0,0603	0,0580	0,0480	0,0466	0,0473	0,0769	0,0760	0,0765
0,76	0,0548	0,0601	0,0578	0,0478	0,0464	0,0471	0,0766	0,0757	0,0762
0,77	0,0546	0,0598	0,0576	0,0476	0,0463	0,0470	0,0763	0,0755	0,0760
0,78	0,0545	0,0596	0,0574	0,0474	0,0461	0,0468	0,0760	0,0752	0,0757
0,79	0,0543	0,0594	0,0572	0,0473	0,0460	0,0466	0,0758	0,0749	0,0754
0,80	0,0541	0,0591	0,0570	0,0471	0,0458	0,0465	0,0755	0,0747	0,0751

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade



Anexo 2

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "MULTI-SPLIT" (Cont. 2)

θ	Riscos 15001-20000 (4.º grupo)			Riscos 20001-25000 (5.º grupo)			Riscos 25001-30000 (6.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
0,81	0,0539	0,0589	0,0567	0,0469	0,0456	0,0463	0,0752	0,0744	0,0749
0,82	0,0538	0,0587	0,0565	0,0467	0,0455	0,0461	0,0749	0,0741	0,0746
0,83	0,0536	0,0584	0,0563	0,0466	0,0453	0,0460	0,0747	0,0739	0,0743
0,84	0,0534	0,0582	0,0561	0,0464	0,0452	0,0458	0,0744	0,0736	0,0741
0,85	0,0533	0,0580	0,0559	0,0462	0,0450	0,0456	0,0741	0,0734	0,0738
0,86	0,0531	0,0578	0,0557	0,0461	0,0449	0,0455	0,0739	0,0731	0,0736
0,87	0,0529	0,0575	0,0555	0,0459	0,0447	0,0453	0,0736	0,0729	0,0733
0,88	0,0528	0,0573	0,0553	0,0457	0,0446	0,0452	0,0734	0,0726	0,0730
0,89	0,0526	0,0571	0,0552	0,0456	0,0444	0,0450	0,0731	0,0724	0,0728
0,90	0,0524	0,0569	0,0550	0,0454	0,0443	0,0449	0,0729	0,0721	0,0725
0,91	0,0523	0,0567	0,0548	0,0452	0,0441	0,0447	0,0726	0,0719	0,0723
0,92	0,0521	0,0565	0,0546	0,0451	0,0440	0,0446	0,0724	0,0716	0,0720
0,93	0,0519	0,0563	0,0544	0,0449	0,0438	0,0444	0,0721	0,0714	0,0718
0,94	0,0518	0,0561	0,0542	0,0448	0,0437	0,0442	0,0719	0,0712	0,0716
0,95	0,0516	0,0559	0,0540	0,0446	0,0435	0,0441	0,0716	0,0709	0,0713
0,96	0,0515	0,0557	0,0538	0,0445	0,0434	0,0439	0,0714	0,0707	0,0711
0,97	0,0513	0,0555	0,0537	0,0443	0,0433	0,0438	0,0711	0,0704	0,0708
0,98	0,0511	0,0553	0,0535	0,0442	0,0431	0,0437	0,0709	0,0702	0,0706
0,99	0,0510	0,0551	0,0533	0,0440	0,0430	0,0435	0,0706	0,0700	0,0704
1,00	0,0508	0,0549	0,0531	0,0439	0,0428	0,0434	0,0704	0,0697	0,0701
1,01	0,0507	0,0547	0,0529	0,0437	0,0427	0,0432	0,0702	0,0695	0,0699
1,02	0,0505	0,0545	0,0528	0,0436	0,0426	0,0431	0,0699	0,0693	0,0697
1,03	0,0504	0,0543	0,0526	0,0434	0,0424	0,0429	0,0697	0,0691	0,0694
1,04	0,0502	0,0541	0,0524	0,0433	0,0423	0,0428	0,0695	0,0688	0,0692
1,05	0,0501	0,0539	0,0522	0,0431	0,0421	0,0427	0,0692	0,0686	0,0690
1,06	0,0499	0,0537	0,0521	0,0430	0,0420	0,0425	0,0690	0,0684	0,0687
1,07	0,0498	0,0535	0,0519	0,0428	0,0419	0,0424	0,0688	0,0682	0,0685
1,08	0,0496	0,0533	0,0517	0,0427	0,0417	0,0422	0,0686	0,0679	0,0683
1,09	0,0495	0,0531	0,0515	0,0425	0,0416	0,0421	0,0683	0,0677	0,0681
1,10	0,0493	0,0530	0,0514	0,0424	0,0415	0,0420	0,0681	0,0675	0,0679
1,11	0,0492	0,0528	0,0512	0,0423	0,0413	0,0418	0,0679	0,0673	0,0676
1,12	0,0490	0,0526	0,0510	0,0421	0,0412	0,0417	0,0677	0,0671	0,0674
1,13	0,0489	0,0524	0,0509	0,0420	0,0411	0,0416	0,0675	0,0669	0,0672
1,14	0,0487	0,0523	0,0507	0,0419	0,0410	0,0414	0,0672	0,0667	0,0670
1,15	0,0486	0,0521	0,0506	0,0417	0,0408	0,0413	0,0670	0,0665	0,0668
1,16	0,0484	0,0519	0,0504	0,0416	0,0407	0,0412	0,0668	0,0662	0,0666
1,17	0,0483	0,0517	0,0502	0,0415	0,0406	0,0410	0,0666	0,0660	0,0664
1,18	0,0481	0,0516	0,0501	0,0413	0,0405	0,0409	0,0664	0,0658	0,0661
1,19	0,0480	0,0514	0,0499	0,0412	0,0403	0,0408	0,0662	0,0656	0,0659
1,20	0,0479	0,0512	0,0498	0,0411	0,0402	0,0406	0,0660	0,0654	0,0657

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Anexo 2

RESULTADOS DA REGRESSÃO "RIDGE" NO PLANO "MULTI-SPLIT" (Cont. 3)

θ	Riscos 15001-20000 (4.º grupo)			Riscos 20001-25000 (5.º grupo)			Riscos 25001-30000 (6.º grupo)		
	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib	Z_p	Z_x	Credib
1,21	0,0477	0,0510	0,0496	0,0409	0,0401	0,0405	0,0658	0,0652	0,0655
1,22	0,0476	0,0509	0,0494	0,0408	0,0400	0,0404	0,0656	0,0650	0,0653
1,23	0,0474	0,0507	0,0493	0,0407	0,0398	0,0403	0,0654	0,0648	0,0651
1,24	0,0473	0,0505	0,0491	0,0405	0,0397	0,0401	0,0651	0,0646	0,0649
1,25	0,0472	0,0504	0,0490	0,0404	0,0396	0,0400	0,0649	0,0644	0,0647
1,26	0,0470	0,0502	0,0488	0,0403	0,0395	0,0399	0,0647	0,0642	0,0645
1,27	0,0469	0,0501	0,0487	0,0402	0,0394	0,0398	0,0645	0,0640	0,0643
1,28	0,0468	0,0499	0,0485	0,0400	0,0392	0,0397	0,0643	0,0638	0,0641
1,29	0,0466	0,0497	0,0484	0,0399	0,0391	0,0395	0,0642	0,0636	0,0639
1,30	0,0465	0,0496	0,0482	0,0398	0,0390	0,0394	0,0640	0,0635	0,0637
1,31	0,0464	0,0494	0,0481	0,0397	0,0389	0,0393	0,0638	0,0633	0,0635
1,32	0,0462	0,0493	0,0479	0,0396	0,0388	0,0392	0,0636	0,0631	0,0634
1,33	0,0461	0,0491	0,0478	0,0394	0,0387	0,0391	0,0634	0,0629	0,0632
1,34	0,0460	0,0490	0,0477	0,0393	0,0385	0,0389	0,0632	0,0627	0,0630
1,35	0,0458	0,0488	0,0475	0,0392	0,0384	0,0388	0,0630	0,0625	0,0628
1,36	0,0457	0,0487	0,0474	0,0391	0,0383	0,0387	0,0628	0,0623	0,0626
1,37	0,0456	0,0485	0,0472	0,0390	0,0382	0,0386	0,0626	0,0621	0,0624
1,38	0,0454	0,0484	0,0471	0,0388	0,0381	0,0385	0,0624	0,0620	0,0622
1,39	0,0453	0,0482	0,0470	0,0387	0,0380	0,0384	0,0622	0,0618	0,0620
1,40	0,0452	0,0481	0,0468	0,0386	0,0379	0,0383	0,0621	0,0616	0,0619
1,41	0,0451	0,0479	0,0467	0,0385	0,0378	0,0381	0,0619	0,0614	0,0617
1,42	0,0449	0,0478	0,0465	0,0384	0,0377	0,0380	0,0617	0,0612	0,0615
1,43	0,0448	0,0476	0,0464	0,0383	0,0376	0,0379	0,0615	0,0611	0,0613
1,44	0,0447	0,0475	0,0463	0,0382	0,0374	0,0378	0,0613	0,0609	0,0611
1,45	0,0446	0,0473	0,0461	0,0380	0,0373	0,0377	0,0612	0,0607	0,0610
1,46	0,0444	0,0472	0,0460	0,0379	0,0372	0,0376	0,0610	0,0605	0,0608
1,47	0,0443	0,0471	0,0459	0,0378	0,0371	0,0375	0,0608	0,0604	0,0606
1,48	0,0442	0,0469	0,0457	0,0377	0,0370	0,0374	0,0606	0,0602	0,0604
1,49	0,0441	0,0468	0,0456	0,0376	0,0369	0,0373	0,0605	0,0600	0,0603
1,50	0,0439	0,0466	0,0455	0,0375	0,0368	0,0372	0,0603	0,0598	0,0601

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade

Anexo 3

RESULTADOS DA REGRESSÃO DE MQP DOS RÁCIOS DE SINISTRALIDADE SOBRE PRÉMIOS MODIFICADOS FACE AOS RÁCIOS DE MODIFICAÇÃO

Iteração 0 – Quintil 1

Variables Entered/Removed(b,c,d)

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	MOD_0(a)		Enter

a All requested variables entered.
b Dependent Variable: SLR_0
c Weighted Least Squares Regression - Weighted by RISCOS
d Models are based only on cases for which QUIE00 = 1

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
	QUIE00 = 1 (Selected)			
1	.009(a)	.000	-.048	763.8422342

a Predictors: (Constant), MOD_0

ANOVA(b,c,d)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	933.341	1	933.341	.002	.968(a)
	Residual	12252554.134	21	583454.959		
	Total	12253487.475	22			

a Predictors: (Constant), MOD_0
b Dependent Variable: SLR_0
c Weighted Least Squares Regression - Weighted by RISCOS
d Selecting only cases for which QUIE00 = 1

Coefficients(a,b,c)

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.183	26.494		.045	.965
	MOD_0	1.001	25.037	.009	.040	.968

a Dependent Variable: SLR_0
b Weighted Least Squares Regression - Weighted by RISCOS
c Selecting only cases for which QUIE00 = 1

Tarifação *a posteriori* em acidentes de trabalho – a contribuição das perdas primárias e em excedente de sinistro para a credibilidade