## 4 Graduação com Poucos Dados

Conforme visto na fundamentação teórica, diversas formas de construção de tábuas biométricas podem ser utilizadas. No Brasil, para a mortalidade de válidos, Beltrão e Sugahara (2002a e 2002b) utilizaram o modelo de Heligman e Pollard. Neves (2004) utilizou modelos dinâmicos paramétricos sob a ótica bayesiana. Já Ribeiro (2006) construiu tábuas seletas através de GLM para mensurar a mortalidade de inválidos. Nos Estados Unidos a SOA utilizou o modelo de Whittaker-Henderson Tipo B na construção das tábuas CSO-2001 e RP-2000.

Na implementação prática desses modelos é necessário que haja uma grande quantidade de observações para que de acordo com a Lei dos Grandes Números as taxas brutas apresentem um padrão de comportamento. No entanto, é bastante comum que atuários se deparem com uma realidade onde a experiência a ser inferida é pequena, comprometendo ou até inviabilizando o processo de graduação através da utilização das técnicas tradicionais, abordadas na seção 3.

A prática observada no meio atuarial é que na situação em que há poucos dados, utilizam-se os testes de adequação da seção 2.4 a fim de se averiguar um grande número de tábuas biométricas, construídas com base em outras populações, e por conseguinte escolher a que fornece o melhor ajuste, ao invés de graduar sua própria tábua. Por vezes, agravamentos e desagravamentos também são utilizados, ao se aplicar uma constante multiplicativa a cada probabilidade. Porém, essa técnica gera inconsistências na graduação do final da tábua biométrica.

Este estudo propõe uma solução alternativa a esse problema, onde uma tábua biométrica nova é construída a partir dos dados disponíveis em quantidade reduzida. Propõe-se a utilização da Teoria da Credibilidade combinada à teoria tradicional de graduação de tábuas biométricas.

Esta metodologia pode ser aplicada ao caso onde um ressegurador deseja avaliar a experiência de um novo cliente, sendo esta pequena, e compará-la à sua

tábua de referência construída pela experiência geral aferida até então, com o objetivo de conceder descontos ou até mesmo agravar o prêmio, tornando-o assim mais próximo da realidade da empresa a ser segurada.

Outra aplicação é a utilização por parte das entidades fechadas de previdência complementar (fundos de pensão). A utilização de tábuas biométricas diferenciadas para cada patrocinadora (ou até mesmo plano) cuja experiência observada é pequena, representa uma forma mais precisa de precificação e projeção de receitas e despesas.

É possível também utilizar essa técnica no setor público, como nos regimes próprios, onde se excetuando as grandes capitais e estados, há sempre problemas quanto à insuficiência de dados observados sobre mortalidade e entrada em invalidez de seus participantes.

Será, portanto, utilizada neste estudo a Teoria da Credibilidade Maior Exatidão ou Teoria da Credibilidade Européia que é a mais aceita por possui maior embasamento teórico matemático. As principais teorias existentes são desenvolvidas em Pereira (1998). Na Teoria da Credibilidade Maior Exatidão pretende-se determinar um estimador de Credibilidade que seja linear em função dos dados, minimizando o erro quadrático da estimação.

A forma da Teoria da Credibilidade com abordagem na Estatística Clássica, de acordo com o desenvolvido por Hardy e Panjer (1988) é aplicada aos dados e os resultados são expostos na seção 7.2.2. Este método é uma extensão do modelo de Bühlmann-Straub (1970). Outras extensões foram propostas e podem ser obtidas em Mano (1996), as quais utilizam técnicas de regressão e incorporam tendências e efeitos inflacionários.

Neste estudo, uma experiência menor, sem credibilidade total, é combinada a uma maior, gerando como resultado uma medida de comparação simples e direta entre as duas. Parte-se da situação em que se possui um banco de dados com a experiência de *N* companhias/regiões (setores) agrupados por anos de observação. Sendo assim, a experiência pequena de um novo setor será investigada.

No modelo adotado por este estudo, define-se  $S_{ij}$  como a variável aleatória que representa o número de eventos observados (óbitos, na aplicação proposta) para o setor i no ano j, sendo i=1,2,...,N e  $j=1,2,...,n_i$ . Já  $P_{ij}$  é o

número esperado de eventos observados, de acordo com a expectativa da tábua de referência construída com a experiência passada e possuidora de credibilidade total.

Hardy e Panjer mencionam esta definição, mas também outra onde  $X_{ij}$  é tida como a sinistralidade na quantia monetária despendida pelo número de óbitos ocorridos. Essa é utilizada no caso aplicado a seguradoras do Canadá cujos resultados estão expostos no artigo mencionado.

$$X_{ij} = \frac{S_{ij}}{P_{ij}}$$
 é a razão entre o número de eventos ocorridos e esperados, dados

i e j, representando uma espécie de sinistralidade. Para a variável  $X_{ij}$ , assumemse as seguintes hipóteses:

- 1. A distribuição de  $X_{ij}$  depende do parâmetro de risco  $\theta_i$  e seu volume  $P_{ij}$ ;
- 2. Os parâmetros de risco  $\theta_i$  são independentes e identicamente distribuídos;
- 3. Dado  $\theta_i$ , as variáveis  $X_{ij}$  são independentes para  $j = 1, 2, ..., n_i$ , sendo que:

$$E[X_{ij} | \theta_i] = \mu(\theta_i) \quad e \quad Var[X_{ij} | \theta_i] = \frac{\sigma^2(\theta_i)}{P_{ii}};$$

- 4. O quarto momento é dado por  $\mu_4 \left[ X_{ij} \mid \theta_i \right] = \frac{3}{P_{ii}^2} \sigma^4 \left( \theta_i \right);$
- 5. Os pares  $(\theta_i, X_{ij}), (\theta_k, X_{kl})$  são independentes para  $k \neq i$ .

Dentre estas cinco hipóteses existem algumas interpretações e justificativas que devem ser comentadas. As duas primeiras hipóteses são as do modelo clássico de Bühlmann (1967). A terceira hipótese é assumida por Straub no modelo de Bühlmann-Straub (1970) de Credibilidade, onde são atribuídos

pesos à 
$$Var[X_{ij} | \theta_i] = \frac{\sigma^2(\theta_i)}{P_{ij}}$$
.

Já a quarta hipótese pressupõe que não há excesso de curtose em relação à distribuição Normal para os riscos individuais.

Por fim, a quinta hipótese pressupõe que as observações dos setores são independentes com o passar dos anos, exceto com relação a  $\theta_i$ . Sendo assim, o

improvement não é considerado, ao se definir  $X_{ij}$  como a sinistralidade sobre o número de eventos (óbitos). Já se fosse definido  $X_{ij}$  como a sinistralidade na quantia monetária despendida pelo número de óbitos ocorridos (Reais), a inflação, além do improvement, seria desconsiderada no modelo.

O objetivo é descobrir a melhor estimativa para  $E\left[X_{in_i+1} \mid \theta_i\right] = \mu(\theta_i)$ . O estimador de Bühlmann-Straub  $\tilde{\mu}_i$  de  $\mu(\theta_i)$  é linear em  $X_{i1},...,X_{in_i}$  e minimiza o erro quadrático  $E\left[\left(\tilde{\mu}_i - \mu(\theta_i)\right)^2\right]$  ao se encontrar o zero da primeira derivada. Conseqüentemente, chega-se à eq. (36) de credibilidade, onde  $Z_i$  - eq. (38) - é o fator de credibilidade do setor i e  $\hat{\mu}$  - eq. (37) - representa a experiência de todos os setores.

$$\tilde{\mu}_i = Z_i \cdot \overline{X}_i + (1 - Z_i) \cdot \hat{\mu} \quad e \quad Var(\mu_i) = (1 - Z_i) Var[\mu(\theta_i)]$$
(36)

$$\hat{\mu} = E\left[\mu(\theta_i)\right] = E\left[E\left[X_{ij} \mid \theta_i\right]\right] = \frac{\sum_{i=1}^{N} Z_i \cdot \overline{X}_i}{\sum_{i=1}^{N} Z_i}$$
(37)

$$Z_{i} = \frac{P_{i}}{P_{i} + \phi}, \text{ onde } P_{i} = \sum_{i=1}^{n_{i}} P_{ij} \text{ e } \phi = \frac{E\left[\sigma^{2}\left(\theta_{i}\right)\right]}{Var\left[\mu\left(\theta_{i}\right)\right]}$$
(38)

A Teoria da Credibilidade nos revela que quanto maior a exposição de um determinado setor, maior é a credibilidade individual  $Z_i$  do mesmo. Por outro lado, quanto menor a variância dentro do setor com o passar dos anos, também maior será a credibilidade individual. Já quanto à variância entre os setores, observa-se que dados cujas dispersões são muito grandes levarão a uma menor credibilidade para a experiência geral  $\hat{\mu}$ .

De fato, na eq. (38) define-se  $\phi$  como a divisão da variância dentro de cada setor -  $E\left[\sigma^2\left(\theta_i\right)\right]$  - pela variância entre os setores -  $Var\left[\mu\left(\theta_i\right)\right]$ , confirmando a idéia do parágrafo anterior. Para a obtenção destes valores necessita-se de um cálculo numérico recursivo na variância  $S_i^2$  exposta nas eq. (39) e (41).

$$E\left[\sigma^{2}\left(\theta_{i}\right)\right] = \hat{\sigma}^{2} = E\left[P_{ij} \cdot Var\left[X_{ij} \setminus \theta_{i}\right] \setminus X_{i}\right] = \frac{\sum_{i=1}^{N} C_{i} \cdot S_{i}^{2}}{\sum_{i=1}^{N} C_{i}}$$
(39)

$$S_i^2 = \frac{1}{n_i - 1} \sum_{j=1}^{n_i} P_{ij} \left( X_{ij} - \bar{X}_i \right)^2, \text{ onde } \bar{X}_i = \frac{1}{P_i} \sum_{j=1}^{n_i} P_{ij} X_{ij}$$
 (40)

$$C_{i} = \frac{1}{1 + \frac{2}{n_{i} - 1} \varphi}, \text{ onde } \varphi = \frac{E\left[\sigma^{4}\left(\theta_{i}\right)\right]}{Var\left[\sigma^{2}\left(\theta_{i}\right)\right]}$$

$$(41)$$

Para a definição de  $E\left[\sigma^2\left(\theta_i\right)\right]$  na equação (39), utilizou-se a forma dada por Centeno (1989), onde  $\tilde{\sigma}_i^2 = C_i \cdot s_i^2 + \left(1 - C_i\right) \cdot E\left[\sigma^2\left(\theta_i\right)\right]$ , utilizando as eq. (40) e (41). A eq. (40) leva em consideração a ponderação dos pesos do número de eventos ocorridos derivados das diferentes exposições (hipótese de Straub).

Nas eq. (42), (43) e (44), as estatísticas não-viesadas de  $E\left[\sigma^4\left(\theta_i\right)\right]$  e  $Var\left[\sigma^2\left(\theta_i\right)\right]$  foram obtidas também a partir de Centeno (1989).

$$E[\sigma^{4}(\theta_{i})] = \hat{\sigma}^{4} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (n_{i} - 1) \cdot (S_{i}^{2})^{2}}{\sum_{i=1}^{N} (n_{i} - 1)}$$
(42)

$$Var\left[\sigma^{2}\left(\theta_{i}\right)\right] = \hat{v}_{\sigma^{2}} = \frac{\left\{\left[\sum_{i=1}^{N}\left(n_{i}-1\right)\cdot\left(S_{i}^{2}-\hat{\sigma}^{2}\right)^{2}\right]-2\hat{\sigma}^{4}\cdot\left(N-1\right)\right\}}{R}$$
(43)

$$R = \sum_{i=1}^{N} (n_i - 1) - \frac{\sum_{i=1}^{N} (n_i - 1)^2}{\sum_{i=1}^{N} (n_i - 1)}$$
(44)

Já para a definição de  $Var[\mu(\theta_i)]$ , nas eq. (45) e (46), foi utilizada a estatística não-viesada em Klugman et al (1997).

$$Var\left[\mu(\theta_i)\right] = \hat{V}'' = \frac{\overline{P} \cdot \Psi - \hat{\sigma}^2}{\Pi \cdot \overline{P}}$$
(45)

$$\Psi = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{n_i} \frac{P_{ij}}{\overline{P}} \cdot \left(X_{ij} - \hat{\mu}\right)^2}{\left(\sum_{i=1}^{N} n_i\right) - 1} \Pi = \frac{\sum_{i=1}^{N} \frac{P_i}{P} \left(1 - \frac{P_i}{P}\right)}{\left(\sum_{i=1}^{N} n_i\right) - 1} \tag{46}$$

Depois de efetuados os cálculos, é obtido o número  $\tilde{\mu}_i$  que ao ser multiplicado pela tábua de referência construída com base na experiência maior, de credibilidade total, representará a tábua biométrica que reflete a nova experiência avaliada.

A hipótese inerente a esta metodologia, e necessária devido à pouca quantidade de dados, é que as taxas de cada um dos setores desenham o mesmo formato ao longo das idades, ou seja, a mortalidade estimada por esse procedimento sempre desenhará uma curva "paralela" à tábua biométrica de referência. Essa imposição é necessária e corresponde a um artifício para diminuir a variância do estimador das taxas, tornando a tábua teoricamente consistente.

A conclusão sobre esse processo de graduação é que se o valor encontrado de  $\tilde{\mu}_i$  for maior que um, pode-se dizer que a nova experiência do setor i é a tábua de referência agravada em  $100 \cdot (\tilde{\mu}_i - 1)\%$ . Se for menor que um a nova experiência é a tábua de referência desagravada em  $100 \cdot (1 - \tilde{\mu}_i)\%$ .