

#### Teoria do Risco Aula 5

Danilo Machado Pires danilo.pires@unifal-mg.edu.br

### Modelos de Risco

- ➤ No contexto da teoria do Risco aplicada, há questões de importância central e de grande implicância para um segurador, das quais destacam-se as seguintes:
  - ➤ Qual é a melhor estimativa do valor total das indenizações a serem pagas?
  - ➤ Qual o prêmio que a seguradora deve emitir para cobrir os sinistros com uma dada margem de segurança?



#### Modelos de Risco

>...A teoria do risco busca estabelecer um modelo de tarifação eficiente para a seguradora frente aos sinistros.

> Modelo de Risco Individual Anual.

> Modelo de Risco Coletivo Anual



➤ O modelo de Risco individual estabelece um modelo de probabilidade para o valor total das indenizações de uma carteira,

➤ Baseado na soma das diferentes distribuições dos sinistros individuais no intuito de se obter uma distribuição de probabilidades para os danos agregados.



- ➤ Para fins de simplificação deste modelo é estabelecida as seguintes premissas:
  - Em cada **apólice** ocorrerá somente um **sinistro** no ano de avaliação.
  - A ocorrência de um sinistro não influi em qualquer outro risco do conjunto segurado.



Este modelo considera que para  $i=1,2,3,\ldots,n$  apólices, os sinistros sob forma agregada serão denominados:

$$S_{ind.} = X_1 + X_2 + \dots + X_n = \sum_{i=1}^n X_i$$

 $S_{ind}$ .  $\Rightarrow$  Valor total das indenizações na carteira em 1 ano.

 $X_{is} \Rightarrow$  V.a. associada ao sinistro da apólice i em 1 ano (montante de sinistro, sinistralidade da apólice i).

 $n \Rightarrow$  Número fixo de apólices independentes.



$$S_{ind.} = X_1 + X_2 + \dots + X_n = \sum_{i=1}^n X_i$$

$$E(S_{ind.}) = E\left(\sum_{i=1}^{n} X_i\right) = \sum_{i=1}^{n} E(X_i)$$

$$var(S_{ind.}) = var\left(\sum_{i=1}^{n} X_i\right) = \sum_{i=1}^{n} var(X_i)$$



A relevância do modelo reside fundamentalmente no fato de que as apólices têm abordagens independentes.

 $q_i \Rightarrow$  A probabilidade de ocorrência de um sinistro em um ano de vigência da apólice i.



A fim de simplificar os conceitos,  $X_i$  será definido como:

$$X_i = I_i B_i$$

em que  $I_i$  é uma variável dicotômica indicadora da ocorrência de um sinistro com distribuição  $Bernoulli(q_i)$ .

$$I_i = \begin{cases} 1, & q_i \\ 0, & 1 - q_i \end{cases}$$

A variável aleatória  $B_i$  é definida por  $(X_i|I_i=1)$ .

$$E(I_i) = q_i \quad var(I_i) = q_i(1 - q_i)$$

Liniversidade Federal de Alfena

Um seguro de veículos cuja cobertura é apenas o furto ou o microsseguro que cobre perdas de pequenos objetos em viagens como malas, máquinas fotográficas entre outros, são exemplos simples para o caso em que  $B_i$  assume apenas um único valor.

Dessa forma também podem-se estabelecer outras relações:

$$P(X = x) = \begin{cases} 1 - q & x = 0 \\ q & x = B \end{cases}$$

$$E(X) = Bq var(X) = B^2q(1-q)$$



**EXEMPLO** 1: Calcule o valor do prêmio através do princípio do desvio padrão de um seguro que paga \$30000,00 caso o veículo seja furtado. Considere a probabilidade de furto do veículo igual a 0,007 e  $\beta=0,7$ .

$$\Pi_X = E(X) + \sigma_X \beta.$$



#### Solução

$$E(X) = 30000(0,007) = $210,00$$
  
 $var(X) = 30000^2(0,007)(0,993) = $6255900,00$   
 $\sigma_X = \sqrt{var(X)} = $2501,18$ 

#### Logo

$$\Pi_X = 210 + 2501,18 \times 0,7 = $1960,83$$



Pode-se estabelecer  $S_{ind}$  como:

$$S_{ind} = \sum_{i=1}^{n} I_i B_i$$

Sendo  $P(I_i = 1) = q_i$  e  $P(I_i = 0) = 1 - q_i$ . Logo:

$$E(S_{ind.}) = \sum_{i=1}^{n} E(X_i) = \sum_{i=1}^{n} E(I_i B_i)$$

$$var(S_{ind.}) = \sum_{i=1}^{n} var(X_i) = \sum_{i=1}^{n} var(I_iB_i)$$

Universidade Federal de Alfens

#### **Modelos de risco Individual-** A distribuição de N

No modelo de risco individual, N será definido como:

$$N = \sum_{i=1}^{n} I_i$$

Logo:

 $N \sim Binomial(n, q)$ 

$$E(N) = nq$$

$$var(N) = nq(1-q)$$



**EXEMPLO 2:** Considere que em uma carteira de seguros exista 10000 apólices, onde cada uma possui uma probabilidade de sinistros de 0,01.

Calcule o número esperado de sinistros em 1 ano e o respectivo desvio padrão.



 $N \sim Binomial(10000; 0,01)$ 

$$E(N) = 10000 \times 0.01 = 100$$

$$\sigma_N = \sqrt{10000 \times 0.01 \times 0.99} \approx 9.94$$



#### **Modelos de risco Individual-** A distribuição de N

- $\triangleright$  A aproximação da distribuição de N :
  - $\triangleright$  Distribuição de Poisson com parâmetro  $\lambda = nq$  ou
  - $\triangleright$  Normal com parâmetros E(N) = nq e var(N) = nq(1-q),

para o caso de *n* suficientemente grande.



**EXEMPLO 3:** Para os dados do exemplo anterior calcule a probabilidade de que em 10000 apólices verificadas ocorra no máximo 120 sinistros. Calcule utilizando o modelo binomial e suas aproximações pelo modelo de Poisson e Normal.

$$N \sim B(n = 10000, q = 0.01)$$

$$P(N \le 120) = \sum_{k=0}^{120} {10000 \choose k} 0.01^k (0.99)^{10000-k} \approx \mathbf{0.9778855}$$

$$N \sim Po(nq = 100)$$

$$P(N \le 120) = \sum_{k=0}^{120} \frac{100^{k} e^{-100}}{k!} \approx 0,9773307$$

$$N \sim N(nq = 100, nq(1 - q) = 99)$$

$$P(N \le 120) = \int_0^{120} \frac{e^{\frac{(n-100)^2}{198}}}{\sqrt{198\pi}} dn \approx \mathbf{0}, 9777884$$

#### Modelos de risco Individual –A distribuição de $oldsymbol{X}_i$

$$F_{X_i}(x_i) = P(X_i \le x_i) = \sum_{k=0}^{1} P(X_i \le x_i, I_i = k)$$

Assim:

$$F_{X_i}(x_i) = P(X_i \le x_i | I = 1) P(I_i = 1) + P(X_i \le x_i | I_i = 0) P(I_i = 0)$$

$$F_{X_i}(x_i) = F_{B_i}(x_i)q_i + (1 - q_i)I_{[0,\infty)}(x_i)$$

em que  $x_i$  corresponde a um possível valor de  $X_i$ e representa o valor da indenização paga em caso de ocorrência do sinistro



**EXEMPLO 4:** Seja um seguro que cobre morte por qualquer causa com indenização fixa de \$10000,00 e invalidez total e permanente com indenização fixa de \$5000,00. As probabilidades anuais de sinistros em cada cobertura são de 0,001 e 0,0002, respectivamente. Determinar os modelos probabilísticos de  $I_i, B_i \ e \ X_i$ .



$$S = (X_1) + X_2 + \dots + X_n$$

X <sub>1</sub> =	=	I <sub>1</sub>	$B_1$
\$0,00	0,9988		
\$5000,00	0,0002		
\$10000,00	0,001		

$$E(X_1) = 0 \times 0.9988 + 5000 \times 0.0002 + 10000 \times 0.001 = \$11.00$$

$$var(X_1) = (0^2 \times 0.9988 + 5000^2 \times 0.0002 + 10000^2 \times 0.001) - 11.00^2 = \$^2 104879.00$$



$$S = (X_1) + X_2 + \dots + X_n$$

$X_1 =$		$I_1$		$B_1$
\$0,00	0,9988	0	0,9988	
\$5000,00	0,0002			
\$10000,00	0,001	1	0,0012	

$$E(X_1) = \$11,00$$
  $E(I_1) = 0,0012$   $var(X_1) = \$^2 104879,00$   $var(I_1) = 0,0012 \times 0,9988 = 0,001199$ 

$$S = \widehat{X_1} + X_2 + \dots + X_n$$

$X_1 =$		$I_1$		$\mathbf{B_1} = X_1   I_1 = 1$
\$0,00	0,9988	0	0,9988	
\$5000,00 \$10000,00	0,0002	1	0,0012	$\frac{0,0002}{0,0012} = 0,167$ $\frac{0,001}{0,0012} = 0,833$

$$E(X_1) = \$11,00$$
  $E(I_1) = 0,0012$   $var(X_1) = \$^2 104879,00$   $var(I_1) = 0,001199$ 

$$E(B_1) = (0.833)10000,00 + (0.167)5000,00 = \$9166,67$$
  
 $var(B_1) = [0.833(10000,00)^2 + 0.167(5000,00)^2] - \$9166,67^2 = \$^23497768$ 

$$S = (X_1) + X_2 + \dots + X_n$$

$X_1 =$		$I_1$		$\mathbf{B_1} = X_1   I_1 = 1$
\$0,00	0,9988	0	0,9988	
\$5000,00 \$10000,00	0,0002	1	0,0012	$\frac{0,0002}{0,0012} = 0,167$ $0,001$
Ψ10000,00	0,001			$\frac{0,001}{0,0012} = 0,833$

$$E(X_1) = \$11,00$$
  $E(I_1) = 0,0012$   $E(B_1) = \$9166,67$   $var(X_1) = \$^2104879,00$   $var(I_1) = 0,001199$   $var(B_1) = \$^23497768$   $\sigma_{X_1} = \$323,85$   $\sigma_{I_1} = 0,034$   $\sigma_{B_1} = \$1870,232$ 

$$CV_{X_1} = 29,44$$
  $CV_{I_1} = 0,9991667$   $CV_{B_1} = 0,2040252$ 

$$S = \underbrace{X_1} + X_2 + \dots + X_n$$

$X_1 =$		$I_1$		$B_1 = X_1   I_1 = 1$	
\$0,00	0,9988	0	0,9988		
\$5000,00	0,0002	1	0,0012	\$5000,00	$\frac{0,0002}{0,0012} = 0,167$
\$10000,00	0,001			\$10000,00	$\frac{0,001}{0,0012} = 0,833$

$$F_{X_i}(x) = \begin{cases} 0, se \ x < 0 \\ 0,9988, se \ 0 \le x < 5000 \\ 0,999, se \ 5000 \le x < 10000 \\ 1, se \ x \ge 10000. \end{cases}$$

$$F_{B_i}(x) = \begin{cases} 0, & se \ x < 5000 \\ 0,167, se \ 5000 \le x < 10000 \\ 1, & se \ x \ge 10000 \end{cases}$$

$$F_{X_i}(x_i) = F_{B_i}(x_i)q_i + (1 - q_i)I_{[0,\infty)}(x_i)$$

$$F_{X_i}(x) = \begin{pmatrix} 0, & se \ x < 5000 \\ 0,167, se \ 5000 \le x < 10000 \\ 1, & se \ x \ge 10000 \end{pmatrix} 0,0012 + 0,9988I_{(0,\infty]}(x)$$

Universidade Federal de Alfena

**EXEMPLO 5:** Um seguro agrícola cobre toda a perda de uma plantação em caso de geada e seca prolongada. Considerando que esses eventos ocorrem com 1% de probabilidade, e que o valor das indenizações paga pela seguradora seja modelado pela seguinte função de densidade:

$$f_{X_i}(x_i) = \begin{cases} 0.99 & se \ x_i = 0\\ 0.002e^{-0.2x_i} & se \ x_i > 0\\ 0 & caso \ contrário \end{cases}$$

Encontre a distribuição de  $X_i$ , no caso da ocorrência do sinistro (em milhões de reais). Encontre a função de distribuição de  $X_i$ , obtenha também o modelo probabilístico de  $I_i$ .



Observe que  $X_i = 0$  se  $I_i = 0$ , o que implica que  $P(X_i = 0) = P(I_i = 0) = 0,99$ , e de imediato temos que  $I_i \sim Bernoulli(0,01)$ .

A função acumulada então é definida por:

$$F_{X_i}(x_i) = 0.99 + \int_0^{x_i} 0.002e^{-0.2z} dz$$



A função acumulada então é definida por:

$$F_{X_i}(x_i) = 0.99 + \int_0^{x_i} 0.002e^{-0.2z} dz$$

$$F_{X_i}(x_i) = 0.99 + \left[ -\frac{0.002}{0.2} e^{-0.2x_i} - \left( -\frac{0.002}{0.2} e^{-0.2\times 0} \right) \right]$$

$$F_{X_i}(x_i) = 1 - 0.01e^{-0.2x_i}$$



A partir das informações dadas no enunciado do exemplo temos que:

$$f_{B_i}(x_i) = f_{X_i|I_i=1}(x_i|I_i=1) = \frac{f_{X_i,I_i=1}(x_i,I_i=1)}{P(I_i=1)}$$

$$f_{B_i}(x_i) = \frac{0,002e^{-0,2x_i}}{0.01} = 0,2e^{-0,2x_i}, \qquad x_i > 0$$

Assim

$$F_{B_i}(x_i) = \int_0^{x_i} 0.2e^{-0.2z} dz = \left[ -\frac{0.2}{0.2} e^{-0.2x_i} - \left( -\frac{0.2}{0.2} e^{-0.2\times 0} \right) \right]$$

$$F_{B_i}(x_i) = 1 - e^{-0.2x_i}$$

$$B_i \sim Exp(0,2)$$



X	Ι	В			
$0.99 . se x_i = 0$	$P(I_1 = 0) = 0.99$	$f_{\mathrm{B}_{i}}(x) = 0.2e^{-0.2x_{i}}, x_{i} > 0$			
$f_{X_i}(x_i) = \begin{cases} 0.99 \text{ , se } x_i = 0\\ 0.002e^{-0.2x_i}, \text{ se } x_i > 0\\ 0 \text{ , c.c.} \end{cases}$					
0, c.c.	$P(I_i=1)=0.01$				
$E(X_i) = 0.05$	$E(I_i) = 0.01$	$E(B_i) = 5$			
$var(X_i) \approx 0.4950$	$var(I_i) = 0,0099$	$var(B_i) = 25$			
$F_{X_i}(\mathbf{x}_i) = (1 - e^{-0.2\mathbf{x}_i})0.01 + 0.99I_{(0,\infty]}(\mathbf{x}_i)$					



#### Modelos de risco Individual – A distribuição de $oldsymbol{X}_i$

É fácil perceber que:

$$f_{X_i}(x_i) = \begin{cases} (1 - q_i), se \ x_i = 0 \\ q_i f_{B_i}(x), se \ x_i > 0 \end{cases}$$

Pois,

$$f_{X_i}(x_i) = \begin{cases} 0,99 ; & (1-0,01) ; se x_i = 0 \\ 0,002e^{-0,2x_i}; & 0,01 \times 0,2e^{-0,2x}; se x_i > 0 \\ 0 & c.c. \end{cases}$$



# Bibliografia

- FERREIRA, P. P. Modelos de precificação e ruína para seguros de curto prazo. Rio de Janeiro: Funenseg, 2002.
- CENTENO, M. L. Teoria do risco na actividade seguradora. Deiras: Celta, 2003
- PACHECO, R. Matemática Atuarial de Seguros de Danos. Editora Atlas, 2014
- RODRIGUES, J. A. Gestão de risco atuarial. São Paulo: Saraiva, 2008.
- PIRES,M.D.;COSTA,L.H.;FERREIRA,L.;MARQUES,R. Teoria do risco atuarial: Fundamentos e conceitos. Curitiba: CRV 2020.

