

### Teoria do Risco Aula 5

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



➤ Notas de aula da disciplina Teoria do Risco oferecida pelo curso de Bacharelado em Ciências Atuariais da Universidade federal de Alfenas, Campus Varginha.

PIRES,M.D. Modelo de risco Individual. (Notas de aula). Universidade Federal de Alfenas, Curso de Ciências Atuariais, Alfenas, 2025. Disponível em: <a href="https://atuaria.github.io/portalhalley/notas\_TR.html">https://atuaria.github.io/portalhalley/notas\_TR.html</a>. Acessado em: 28 jun. 2025.

## Modelos de Risco

- ➤ No contexto da teoria do risco aplicada, há questões de importância central e de grande implicação para um segurador, 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.
  - ➤ No modelo de risco individual, considera-se um número fixo de exposições ao risco, sendo que os valores de sinistro são representados por variáveis aleatórias.



- ➤ Para fins de simplificação deste modelo são estabelecidas as seguintes premissas:
  - Em cada **apólice** ocorrerá somente um **sinistro** no ano de avaliação.
    - >...o segurado só pode ter um evento indenizável por período....
      - ➤ Seguro por invalidez total perrimamente..
    - >...se houver múltiplos sinistros por apólice dentre do mesmo período, o modelo não é mais adequado....modelo coletivo
  - 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 fim de simplificar os conceitos,  $X_i$  será definido como:

$$X_i = I_i B_i$$

em que  $I_i$  é uma variável indicadora da ocorrência de um sinistro com distribuição  $Bernoulli(q_i)$ . A relevância do modelo reside fundamentalmente no fato de que as apólices têm abordagens independentes.

 $B_i \Rightarrow$  Variável aleatória relativa ao valor da indenização de cada apólice i.



$$P(I_i = 1) = q_i$$

$$P(I_i = 0) = 1 - q_i$$

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

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



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

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

Esse método incorpora uma margem de segurança proporcional à volatilidade do risco.

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  $I_i, B_i \ e \ X_i$ .



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

$X_1 =$		I <sub>1</sub>	B <sub>1</sub>
\$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	$\frac{0,0002}{0,0012} = 0,167$ $\frac{0,001}{0,0012} = 0,833$

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

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

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

$X_1 =$	=	Ι	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 Alfenado

**EXEMPLO 5:** Uma seguradora oferece um seguro de vida temporário de 2 ano para uma pessoa de 40 anos de idade, com um capital segurado de R\$ 100000,00. A probabilidade de morte nesse período será retirada da tábua de vida AT-49. Determinar os modelos probabilísticos de I, B e X, considere i = 5% ao ano.



$$E(Z_T) = v^1 P(T_{40} = 0) + v^2 P(T_{40} = 1) + [0P(T_{40} = 2) + \cdots]$$
 
$$A_{40^1:\bar{2}|} = v^1 {}_1 q_{40} + v^2 {}_1 p_{40} {}_1 q_{41} + [0 {}_2 p_{40}]$$

$X = Z_t$			I	B = X I = 1
\$0,00	$_2p_{40} = 0,99575$	0	0,99575	
$$10^5 v$	$_{1}q_{40} = 0.00203$	1	0,00425	0.4776471
$10^5 v^2$				0.5223529



**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			
$f_{X_i}(x_i) = \begin{cases} 0,99 \text{ , se } x_i = 0\\ 0,002e^{-0.2x_i}, \text{ se } x_i > 0\\ 0 \text{ , c.c.} \end{cases}$	$P(I_i = 0) = 0,99$	$f_{\mathrm{B}_{i}}(x) = 0.2e^{-0.2x_{i}}, x_{i} > 0$			
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.

