

Teoria do Risco Aula 5

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



https://atuaria.github.io/portalhalley/index.h

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,...,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.

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



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 $(X_i|I_i=1)$.

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

Universidade Federal de Alfena

- \blacktriangleright 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 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 ₁	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	

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

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

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

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

$$E(B_1) = (0.833) 10000,00 + (0.167) R$5000,00 = $9166,67$$

 $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	0,0002			$\frac{0,0002}{0,0012} = 0,167$	
\$10000,00	0,001	1	0,0012		
				$\frac{0,001}{0,0012} = 0,833$	

$$E(X_1) = \$11,00$$
 $E(I_1) = 0,0012$ $E(B_1) = \$9166,67$ $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 Alfenas

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			
$f_{X_i}(x_i) = \begin{cases} 0,99, se \ x_i = 0\\ 0,002e^{-0,2x_i}, se \ x_i > 0\\ 0, c.c. \end{cases}$	$P(I_i = 0) = 0,99$	$f_{\mathrm{B}_{i}}(x) = 0.2e^{-0.2x_{i}}, x_{i} > 0$			
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 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.
 Oeiras: 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.

