

Teoria do Risco

Aula 20

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

<https://atuaria.github.io/portahalley>



PROBABILIDADE DE RUÍNA NO HORIZONTE INFINITO NO CASO POISSON COMPOSTO

- A probabilidade de ruína em período finito $\psi(u)$ pode ser representada por:

$$\psi(u) = \frac{e^{-Ru}}{E(e^{-RU(T)} | T_t < \infty)}, u \geq 0$$

Onde R é o coeficiente de ajustamento.

- **Definição** Seja X a variável aleatória que representa o valor de um sinistro, o coeficiente de ajustamento $r = R$ é a menor solução não trivial da equação em r :

$$M_{S_t-ct}(r) = 1$$

Em que $M_{S_t-ct}(r) = E(e^{r(S_t-ct)})$, assim

$$M_{S_t-ct}(r) = E(e^{r(S_t-ct)}) = 1$$

$$e^{-rct} E(e^{rS_t}) = 1$$

$$e^{-rct} M_{S_t}(r) = 1$$

$$M_N(\ln M_X(r)) = e^{rct}$$

Exemplo 1

Considere que a variável aleatória associada a 1 sinistro seja $X \sim \text{Exp}(\alpha)$ e $N_t \sim \text{Po}(\lambda t)$.
Encontre o valor não trivial de R considerando o prêmio $c = \frac{\ln(M_S(\beta))}{\beta}$.

Solução:

$$M_N(\ln M_X(r)) = e^{rct}$$

$$X \sim \text{Exp}(\alpha) \quad N_t \sim \text{Po}(\lambda t) \quad c = \frac{\ln M_S(\beta)}{\beta}$$

$$M_N(\ln M_X(r)) = e^{rct}$$

$$e^{\lambda t [M_X(r) - 1]} = e^{r \frac{\ln M_S(\beta)}{\beta} t}$$

$$\lambda(M_X(r) - 1) = r \frac{\ln M_S(\beta)}{\beta}$$

$$\frac{\beta \lambda}{r} \left(\frac{\alpha}{\alpha - r} - 1 \right) = \ln e^{\lambda(M_X(\beta) - 1)}$$

$$\frac{\beta \lambda}{r} \left(\frac{\alpha}{\alpha - r} - 1 \right) = \lambda(M_X(\beta) - 1)$$

$$\frac{\beta}{r} \left(\frac{\alpha}{\alpha - r} - 1 \right) = \left(\frac{\alpha}{\alpha - \beta} - 1 \right)$$

$$X \sim \text{Exp}(\alpha) \quad N_t \sim \text{Po}(\lambda t) \quad c = \frac{\ln M_S(\beta)}{\beta}$$

...

$$\frac{\beta}{r} \left(\frac{r}{\alpha - r} \right) = \left(\frac{\beta}{\alpha - \beta} \right)$$

$$\left(\frac{r}{\alpha - r} \right) = \left(\frac{r}{\alpha - \beta} \right)$$

$$r\alpha - r\beta = r\alpha - r^2$$

$$r^2 - r\beta = 0$$

- $r = 0$
- $R = \beta$

Exemplo 2

Considere que a variável aleatória associada a 1 sinistro seja $X \sim \text{Exp}(\alpha)$ e $N_t \sim \text{Po}(\lambda t)$. Encontre o valor de R considere o prêmio baseado no valor esperado, $c = E(S) + \text{var}(S)\theta$.

Solução:

$$M_N(\ln M_X(r)) = e^{rct}$$

$$X \sim \text{Exp}(\alpha) \qquad N_t \sim \text{Po}(\lambda t) \qquad c = E(S) + \theta \text{var}(S)$$

$$e^{\lambda t [M_X(r) - 1]} = e^{r [\lambda E(X) + \theta \lambda E(X^2)] t}$$

$$\lambda t [M_X(r) - 1] = r [\lambda E(X) + \theta \lambda E(X^2)] t$$

$$M_X(r) - 1 = r [E(X) + \theta E(X^2)]$$

$$\frac{\alpha}{\alpha - r} - 1 = r \left(\frac{1}{\alpha} + \frac{2\theta}{\alpha^2} \right)$$

$$X \sim \text{Exp}(\alpha)$$

$$N_t \sim \text{Po}(\lambda t)$$

$$c = E(S) + \theta \text{var}(S)$$

$$\frac{\alpha}{\alpha - r} - 1 = r \left(\frac{1}{\alpha} + \frac{2\theta}{\alpha^2} \right)$$

$$\dots$$

$$0 = 2\alpha\theta - r(\alpha + 2\theta)$$

$$\left(\frac{r}{\alpha - r} \right) = r \left(\frac{\alpha + 2\theta}{\alpha^2} \right)$$

$$R = \frac{2\alpha\theta}{\alpha + 2\theta}$$

$$\alpha^2 = (\alpha + 2\theta)(\alpha - r)$$

$$\alpha^2 = \alpha^2 + 2\alpha\theta - \alpha r - 2\theta r$$

Um caso especial amplamente abordado na literatura é o caso em que $c = (1 + \theta)E(S)$ e $N_t \sim Po(\lambda t)$, assim:

$$M_N(\ln M_X(r)) = e^{rct}$$

$$e^{\lambda t(M_X(r)-1)} = e^{r(1+\theta)E(S)t}$$

$$\lambda t(M_X(r) - 1) = r(1 + \theta)\lambda E(X)t$$

$$M_X(r) - 1 = r(1 + \theta)E(X)$$

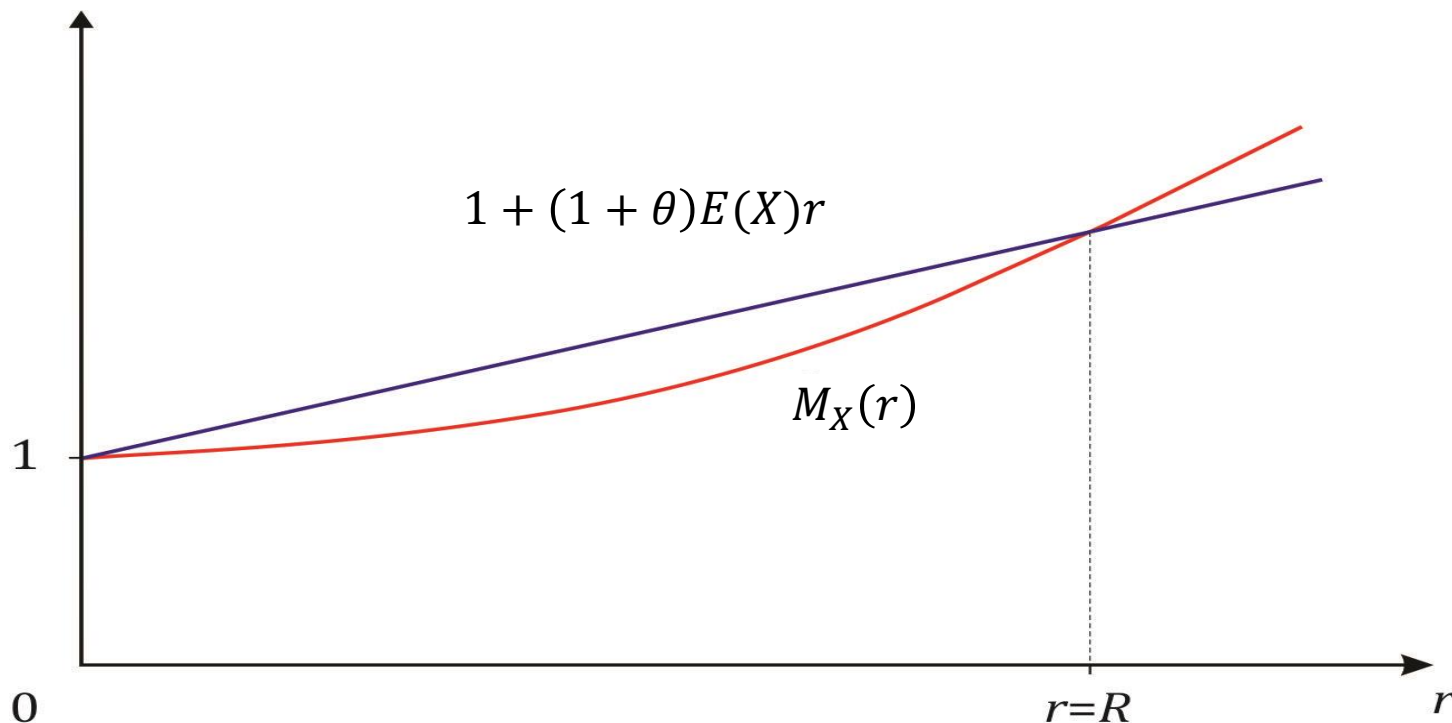
$$1 + (1 + \theta)E(X)r = M_X(r).$$

PROBABILIDADE DE RUÍNA NO HORIZONTE INFINITO - CASO POISSON COMPOSTO

- Seja X a variável aleatória que representa o valor de um sinistro, o coeficiente de ajustamento $r = R$ é a menor solução não trivial da equação em r :

$$1 + (1 + \theta)E(X)r = M_X(r).$$

Em que $M_X(r) = E(e^{rX})$, função geradora de momentos de X .



EXEMPLO 3

Considere que a variável aleatória associada a 1 sinistro seja $X \sim \text{Exp}(\alpha)$.
Encontre o valor não trivial de r .

Solução:

$$1 + (1 + \theta)E(X)r = M_X(r)$$

...

EXEMPLO 3

Considere que a variável aleatória associada a 1 sinistro seja $X \sim \text{Exp}(\alpha)$. Encontre o valor não trivial de r , tal que :

$$1 + (1 + \theta)E(X)r = M_X(r)$$

SOLUÇÃO:

$$1 + \frac{(1 + \theta)}{\alpha}r = \frac{\alpha}{\alpha - r}$$

$$\alpha^2 + \alpha r + \alpha \theta r - \alpha r - r^2 - \theta r^2 - \alpha^2 = 0$$

$$(1 + \theta)r^2 - \theta \alpha r = 0$$

$$R = \frac{\theta \alpha}{1 + \theta}$$

PROBABILIDADE DE RUÍNA NO HORIZONTE INFINITO - CASO POISSON COMPOSTO, $c = (1 + \theta)E(S)$

$$1 + (1 + \theta)E(X)r = M_X(r).$$

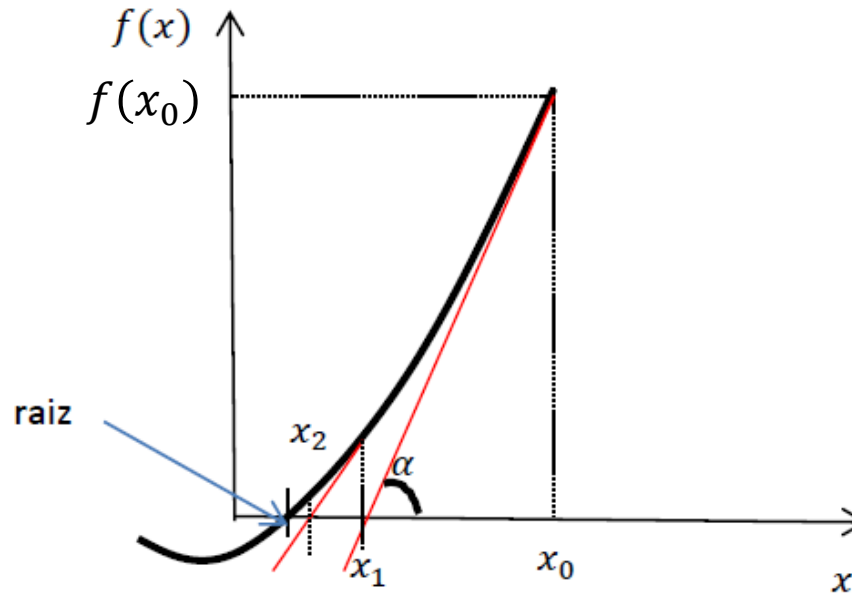
- Dependendo da distribuição de X , não é possível encontrar analiticamente o coeficiente de ajustamento R . Geralmente, métodos numéricos são utilizados e um valor inicial para R é requerido.

MÉTODO ITERATIVO DE NEWTON-RAPHSON

- Tem o objetivo estimar as raízes de uma função.
- Escolhe-se uma aproximação inicial.
- Calcula-se a equação da reta tangente da função neste ponto e a interseção dela com o eixo das abscissas, afim de encontrar uma melhor aproximação para a raiz.

$$x_{n+1} = x_n - \frac{f(x_n)}{f'(x_n)}$$

- Repete-se o processo até a convergência para o valor de x .



$$\operatorname{tg}(\alpha) = \frac{f(x_0)}{x_0 - x_1} \rightarrow f'(x_0) = \frac{f(x_0)}{x_0 - x_1} \rightarrow x_1 = x_0 - \frac{f(x_0)}{f'(x_0)}$$

Logo a reta tangente a $f(x)$ que passa no ponto x_2 é dada por:

$$\operatorname{tg}(\alpha) = \frac{f(x_1)}{x_1 - x_2} \rightarrow f'(x_1) = \frac{f(x_1)}{x_1 - x_2} \rightarrow x_2 = x_1 - \frac{f(x_1)}{f'(x_1)}$$

De modo geral

$$x_{n+1} = x_n - \frac{f(x_n)}{f'(x_n)}$$

EXEMPLO 4

Encontre a raiz quadrada de 5 usando o método de NEWTON-RAPHSON

SOLUÇÃO

Considere $x = \sqrt{5}$, então $x^2 = 5$, logo $x^2 - 5 = 0$ logo iremos usar o método para achar a raiz da função $f(x) = x^2 - 5$.

Dessa forma, $f(x) = x^2 - 5$, então $f'(x) = 2x$, então:

$$x_{n+1} = x_n - \frac{x_n^2 - 5}{2x_n}$$

EXEMPLO 4

Considere $x = \sqrt{5}$, então $x^2 = 5$, logo $x^2 - 5 = 0$ logo iremos usar o método para achar a raiz da função $f(x) = x^2 - 5$. Dessa forma

$f(x) = x^2 - 5$, então $f'(x) = 2x$, então

$$x_{n+1} = x_n - \frac{x_n^2 - 5}{2x_n}$$

É sensato supor que a raiz estará entre 2 e 3 pois $2^2 = 4$ e $3^2 = 9$, assim $x_0 = 2,5$

$$x_1 = 2,5 - \frac{f(2,5)}{f'(2,5)} = 2,25$$

$$x_2 = 2,25 - \frac{f(2,25)}{f'(2,25)} = 2,2361$$

$$x_3 = 2,2361 - \frac{f(2,2361)}{f'(2,2361)} = 2,236068$$

$$x_4 = 2,236068 - \frac{f(2,236068)}{f'(2,236068)} = \mathbf{2,236068}$$

PROBABILIDADE DE RUÍNA NO HORIZONTE INFINITO - CASO POISSON COMPOSTO,

$$c = (1 + \theta)E(S)$$

- A velocidade da convergência (caso ocorra) é fortemente relacionada a escolha do valor inicial para x_0 .
- No caso da utilização do método para determinar o valor do coeficiente de determinação R o valor indicado como melhor escolha é dado por:

$$\frac{2\theta E(X)}{E(X^2)}$$

- Uma vez que esse resultado corresponde ao valor máximo de R , conforme a desigualdade.

$$R < \frac{2\theta E(X)}{E(X^2)}.$$

Exemplo 5

Suponha que o sinistro agregado S tem distribuição de Poisson composta, com parâmetro $\lambda = 4$. Considere que o prêmio recebido é igual a 7 ($c = 7$) e que a distribuição de X é dada por:

$$P(X = 1) = 0,6 ; \quad P(X = 2) = 0,4.$$

Determine o coeficiente de ajustamento.

Solução

Como o coeficiente de ajustamento é dado como a menor solução positiva da equação $1 + (1 + \theta)E(X)r = M_X(r)$, definimos

$$H(r) = 1 + (1 + \theta)E(X)r - M_X(r)$$

Sendo que o coeficiente de ajustamento $R > 0$ satisfaz $H(R) = 0$. Para resolver tal equação, pode-se utilizar o método iterativo de Newton-Raphson .

SOLUÇÃO

Como o coeficiente de ajustamento é dado como a menor solução positiva da equação $1 + (1 + \theta)\mu_X r = M_X(r)$, definimos

$$H(r) = 1 + (1 + \theta)E(X)r - M_X(r)$$

Sendo que o coeficiente de ajustamento $R > 0$ satisfaz $H(R) = 0$. Para resolver tal equação, pode-se utilizar a fórmula de Newton-Raphson (Método iterativo de Newton-Raphson):

$$R_{j+1} = R_j - \frac{H(R_j)}{H'(R_j)}.$$

Considerando o valor inicial $R_0 = \frac{2\theta E(X)}{E(X^2)}$

Solução

Considerando o valor inicial $R_0 = \frac{2\theta E(X)}{E(X^2)}$

$$E(X) = 1(0,6) + 2(0,4) = 1,4$$

$$E(X^2) = 1(0,6) + 4(0,4) = 2,2$$

$$c = (1 + \theta)E(S) = (1 + \theta)E(N)E(X) = (1 + \theta)\lambda E(X)$$

$$\theta = \frac{c}{\lambda E(X)} - 1 = \frac{7}{4(1,4)} - 1 = 0,25$$

$$M_X(r) = E(e^{rX}) = \sum_x e^{rX} p(X = x) = 0,6e^r + 0,4e^{2r}.$$

SOLUÇÃO

$$H(r) = 1 + (1 + \theta)E(X)r - M_X(r)$$

$$H(r) = 1 + 1,75r - 0,6e^r - 0,4e^{2r}$$

$$H'(r) = 1,75 - 0,6e^r - 0,8e^{2r}$$

$$R_{j+1} = R_j - \frac{1 + 1,75R_j - 0,6e^{R_j} - 0,4e^{2R_j}}{1,75 - 0,6e^{R_j} - 0,8e^{2R_j}}$$

$$R_0 = \frac{2\theta E(X)}{E(X^2)} = 0,3182$$

$$R_1 = 0,3182 - \frac{1 + 1,75(0,3182) - 0,6e^{(0,3182)} - 0,4e^{2(0,3182)}}{1,75 - 0,6e^{(0,3182)} - 0,8e^{2(0,3182)}}$$

$$R_1 = 0,3182 - \frac{1 + 1,75(0,3182) - 0,6e^{(0,3182)} - 0,4e^{2(0,3182)}}{1,75 - 0,6e^{(0,3182)} - 0,8e^{2(0,3182)}}$$

j	R_j	$H(R_j)$	$H'(R_j)$	R_{j+1}
0	0,3182	-0,0238	-0,5865	0,2776
1	0,2776	-0,0031	-0,4358	0,2705
2	0,2705	-0,0001	-0,4106	0,2703
3	0,2703	0,0000	-0,4098	0,2703

➤ Desigualdade de Lundberg

$$\psi(u) \leq e^{-Ru}$$

$$\psi(u)_{max} = e^{-Ru}$$

Exemplo 6

Em um processo de reserva Poisson composto em tempo contínuo, os sinistros individuais são representados por $X \sim \text{Exp}(3)$.

Determine a máxima probabilidade de ruína com base no limite superior da desigualdade de Lundberg, sabendo que $U(0) = u = 4$ e o carregamento de segurança relacionado ao cálculo do prêmio é $\theta = 0,2$.

Solução:

$$E(X) = \frac{1}{\alpha} = \frac{1}{3} \quad \text{e} \quad M_X(r) = \frac{\alpha}{\alpha-r} = \frac{3}{3-r}$$

$$1 + (1 + \theta)E(X)R = M_X(r)$$

$$R = \frac{\theta\alpha}{1 + \theta} = \frac{(0,2)3}{1 + 0,2} = 0,5$$

O limite superior da desigualdade de Lundberg são encontrados da seguinte maneira:

$$\psi(u) \leq e^{-Ru}$$

$$\psi(4)_{max} = e^{-0,5 \times 4} = 0,1353353.$$

PROBABILIDADE DE RUÍNA

➤ Uma vez definido que

$$\psi(u) \leq e^{-Ru}$$

então $\psi(u)_{max} = e^{-Ru} = \alpha^*$, é possível determinar o valor de θ com base em α^* , logo

$$\theta \approx \frac{u \left[M_X \left(-\ln \left(\frac{\alpha^*}{u} \right) \right) - 1 \right]}{-E(X) \ln(\alpha^*)} - 1$$

em que $U(0) = u$

PROBABILIDADE DE RUÍNA NO HORIZONTE INFINITO - CASO POISSON COMPOSTO,

$$c = (1 + \theta)E(S)$$

- Um de interesse especial é a quando o processo ruína no horizonte finito é Poisson composto em que $X \sim \text{Exp}(\alpha)$

$$\psi(u) = \frac{e^{-Ru}}{E(e^{-RU(T_t)} | T_t < \infty)} = \frac{\alpha - R}{\alpha} e^{-Ru}$$

Como $R = \frac{\theta\alpha}{1+\theta}$, então

$$\psi(u) = \frac{\alpha - \frac{\theta\alpha}{1+\theta}}{\alpha} e^{-\frac{\theta\alpha}{1+\theta}u} = \frac{1}{1+\theta} e^{-\left[\frac{\theta u}{E(X)(1+\theta)}\right]}$$

Exemplo 7

Para os dados do exemplo 4, temos $X \sim \text{Exp}(3)$, $u = 4$, $\theta = 0,2$ e $R = 0,5$.

Então:

$$\psi(u) \leq e^{-Ru}$$

$$\psi(4) \leq e^{-0,5 \times 4} = 0,1353353.$$

$$\psi(u) = \frac{\alpha - R}{\alpha} e^{-Ru}$$

$$\psi(4) = \frac{3 - 0,5}{3} e^{-(0,5)4} \approx 0,1128$$

Exemplo 8

Considere um processo de reserva em tempo contínuo, onde os sinistros individuais X seguem uma distribuição exponencial com $\alpha = 3$ e $N_t \sim Po(\lambda t)$. Então determine a probabilidade máxima de ruína com base no limite superior da desigualdade de Lundberg, para:

- a) Uma reserva inicial igual a 4 e $c = \frac{\ln(M_S(0,2))}{0,2}$.
- b) Uma reserva inicial igual a 4 e $c = E(S) + var(S)0,2$.

Solução

$$X \sim \text{Exp}(3)$$

$$N_t \sim \text{Po}(\lambda t).$$

a) Uma reserva inicial igual a 4 e $c = \frac{\ln(M_S(0,2))}{0,2}$.

Como já visto para essa situação $R = \beta = 0,2$ então

$$\psi(u)_{max} = e^{-Ru}$$

$$\psi(4)_{max} = e^{-0,2 \times 4} = 0,4493.$$

Solução

$$X \sim \text{Exp}(3)$$

$$N_t \sim \text{Po}(\lambda t).$$

b) Uma reserva inicial igual a 4 e $c = E(S) + \text{var}(S)$ **0,2**.

Como já visto **$R = \frac{2\alpha\theta}{\alpha+2\theta}$** , então

$$R = \frac{2 \times 3 \times 0,2}{3 + 2 \times 0,2} = 0,3529412$$

$$\psi(u)_{\max} = e^{-Ru}$$

$$\psi(4)_{\max} = e^{-0,3529412 \times 4} = 0,2437128$$