



# Aplicação sobre dados de seguros



Transformações, distribuição da soma e  
função geradora de momentos

Prof. Me. Luiz Carlos Santos Júnior

Aracaju, abril de 2016

# Roteiro



- ❖ Introdução
- ❖ Funções de Variáveis Aleatórias
- ❖ Transformação – Método Jacobiano
- ❖ Densidade da Soma (Convolução)
- ❖ Função Geradora de Momentos
- ❖ Observações

# Introdução



# Introdução



## Modelo de Risco Coletivo Anual

$$S = X_1 + X_2 + \cdots + X_N = \sum_{i=1}^N X_i$$

### Hipóteses:

- a) As *severidades*  $X_1, X_2, \dots, X_N$  são i.i.d.
- b) As *severidades*  $X_1, X_2, \dots, X_N$  são independentes da *frequência* N.

# Introdução



## Objetivos

$$\textcolor{red}{Prêmio} = P = E(S) \cdot (1 + \theta)$$

$$\textcolor{red}{Custo de Carregamento} = \theta = \frac{P - E(S)}{E(S)}$$

OBS: Precisamos conhecer a distribuição do número total de sinistros produzidos numa carteira = **Frequência (N)** para conhecermos a “cara” da distribuição de **Sinistro Agregado (S)**.

- Transformações de variáveis;
- Densidade da soma (caso geral);
- Densidade da soma (convolução);
- Função Geradora de momentos;
- ;

# Introdução

---



É possível **obter a distribuição de  $S$**  por meio de:

- ꝝ Transformações de variáveis;
- ꝝ Densidade da soma (caso geral);
- ꝝ Densidade da soma (convolução);
- ꝝ Função Geradora de momentos;
- ꝝ :

# Funções de Variáveis Aleatórias

---



# Funções de Variáveis Aleatórias

---



Seja  $Z = H_1(X, Y)$  uma função de duas variáveis aleatórias  $X$  e  $Y$ . Fica evidente que  $Z = Z(.)$  é também uma variável aleatória. Consideremos a seguinte sequência de etapas:

- (a) Executar o experimento  $\varepsilon$  e obter o resultado  $s$ ;
- (b) Calcular os números  $X(s)$  e  $Y(s)$ ;
- (c) Calcular o número  $Z = H_1(X, Y)$ .

# Funções de Variáveis Aleatórias

---



O valor de  $Z$  depende evidentemente de  $s$ , o resultado original do experimento. Ou seja,  $Z = Z(s)$  é uma função que associa um número real  $Z(s)$  a todo resultado  $s \in S$ . **Algumas das importantes variáveis aleatórias**, nas quais estaremos interessados, são:

$$X + Y, \quad XY, \quad X/Y, \quad \min(X, Y), \quad \max(X, Y)$$

# Funções de Variáveis Aleatórias

---



As seguintes variáveis aleatórias (unidimensionais) poderão interessar à questão:

$U = \min(X, Y)$  é menor número de sinistros ocorridos em dois meses;

$V = \max(X, Y)$  é maior número de sinistros ocorridos em duas carteiras quaisquer num dado período;

$W = X + Y$  é o valor monetário total pago a participantes na forma de dois benefícios num dado período.

# Funções de Variáveis Aleatórias



Dada a distribuição de probabilidade conjunta de  $(X, Y)$ , qual é a distribuição de probabilidade de  $Z = H_1(X, Y)$ ?

Ou seja,

Dada a distribuição de probabilidade conjunta das severidades  $(X_1, \dots, X_N)$ , qual é a distribuição de probabilidade do sinistro agregado  $S = X_1 + \dots + X_N$ ?

# Transformaç $\tilde{\text{a}}$



## Método jacobiano

# Transformação - Método Jacobiano



Sejam  $X_1$  e  $X_2$  V.A.'s conjuntamente contínuas com função densidade  $f_{X_1, X_2}(x_1, x_2)$ . Seja  $\mathfrak{N} = \{(x_1, x_2) : f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) > 0\}$ . Suponha que

1.  $y_1 = g_1(x_1, x_2)$  e  $y_2 = g_2(x_1, x_2)$  define uma transformação um a um de  $\mathfrak{N}$  para  $\Psi$ .
2. As primeiras derivadas parciais de  $x_1 = g_1^{-1}(y_1, y_2)$  e  $x_2 = g_2^{-1}(y_1, y_2)$  são contínuas em  $\Psi$ .
3. O jacobiano da transformação é não nulo para  $(y_1, y_2) \in \Psi$ . Com

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y_2} \end{vmatrix}$$

# Transformação - Método Jacobiano



Então a densidade conjunta de  $Y_1 = g_1(X_1, X_2)$  e  $Y_2 = g_2(X_1, X_2)$  é dada por

$$f_{Y_1, Y_2}(y_1, y_2) = |J| \cdot f_{X_1, X_2}[g_1^{-1}(y_1, y_2), g_2^{-1}(y_1, y_2)] \cdot I_{(y_1, y_2)}^{(\Psi)}$$

# Transformação – Método Jacobiano



Seja  $f_{X,Y}(x,y) = K(x+y)I_{(0,1)}^{(X)}I_{(0,1)}^{(Y)}I_{(0,1)}^{(X+Y)}$ . Encontre as distribuições conjunta e marginais de  $X + Y$ .

$$\begin{aligned} Z &= X + Y \text{ (I)} \\ W &= Y - X \text{ (II)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} W = Y - X \rightarrow Y &= W + X \rightarrow \text{Substitui (II) em (I)} \rightarrow Z \\ &= X + (W + X) \rightarrow X = \frac{\mathbf{Z} - \mathbf{W}}{2} = \mathbf{g}_1^{-1}(\mathbf{z}, \mathbf{w}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} W = Y - X \rightarrow X &= Y - W \rightarrow \text{Substitui (II) em (I)} \rightarrow Z \\ &= (Y - W) + Y \rightarrow Y = \frac{\mathbf{Z} + \mathbf{W}}{2} = \mathbf{g}_2^{-1}(\mathbf{z}, \mathbf{w}) \end{aligned}$$

# Transformação – Método Jacobiano



$$f_{Z,W}(z,w) = |\mathbf{J}| \cdot \mathbf{f} \left( \mathbf{g}_1^{-1}(z,w); \mathbf{g}_2^{-1}(z,w) \right) \cdot I^{(.)}$$
$$\mathbb{Y}: \left\{ f_{X,Y}^{(x,y)} > 0 : 0 < x < 1, 0 < y < 1 \right\}$$

$$\begin{aligned} 0 &< X < 1 \\ 0 &< \frac{Z-W}{2} < 1 \\ 0 &< Z-W < 2 \\ W &< Z < 2+W \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 0 &< Y < 1 \\ 0 &< \frac{Z+W}{2} < 1 \\ 0 &< Z+W < 2 \\ -Z &< W < 2-Z \end{aligned}$$

# Transformação - Método Jacobiano



$$f_{Z,W}(z, w) = |J| \cdot \textcolor{blue}{f}\left(\textcolor{green}{g_1^{-1}}(z, w); \textcolor{red}{g_2^{-1}}(z, w)\right) \cdot \textcolor{red}{I_{(W,2+W)}^{(Z)} I_{(-Z,2-Z)}^{(W)}}$$

$$|J| = \begin{vmatrix} \frac{\partial X}{\partial Z} & \frac{\partial X}{\partial W} \\ \frac{\partial Y}{\partial Z} & \frac{\partial Y}{\partial W} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{vmatrix} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} - \left( -\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \right) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$$

# Transformação – Método Jacobiano



$$f_{Z,W}(z,w) = \frac{1}{2} \cdot \textcolor{blue}{f}\left(\textcolor{blue}{g}_1^{-1}(z,w); g_2^{-1}(z,w)\right) \cdot I_{(W,2+W)}^{(Z)} I_{(-Z,2-Z)}^{(W)}$$

$$f_{X,Y} = K(x+y)$$

$$f_{Z,W} = K \left( \frac{\textcolor{green}{Z} - W}{2} + \frac{\textcolor{green}{Z} + W}{2} \right) = \textcolor{blue}{K}Z$$

$$f_{Z,W}(z,w) = \frac{1}{2} \textcolor{blue}{K}Z \cdot I_{(W,2+W)}^{(Z)} I_{(-Z,2-Z)}^{(W)}$$

# Transformação - Método Jacobiano



$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{Z,W}(z,w) dw = \int_0^{\infty} \frac{1}{2} KZ \cdot I_{(W,2+w)}^{(Z)} I_{(-z,2-z)}^{(W)} dw$$

$Z = X + Y \leftrightarrow S = X_1 + X_2$ , com

$Z = S$  (Sinistro agregado)

$X + Y = X_1 + X_2$  (Severidades)

Logo,  $S$  (sinistro agregado) possui função densidade de probabilidade

$$f_S(s) = \int_0^{\infty} \frac{1}{2} KS \cdot I_{(W,2+w)}^{(S)} I_{(-s,2-s)}^{(W)} dw$$

# Densidade da Soma



# Densidade da Soma



Dadas duas variáveis aleatórias contínuas  $X$  e  $Y$  com densidade conjunta  $f_{x,y}$ , então a função densidade

Em resumo, tem-se que

$$Z = X + Y$$

$$V = X - Y$$

De modo geral

$$f_{X+Y}(z) = f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, z-x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(z-y, y) dy$$

$$f_{X-Y}(w) = f_V(v) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, x-v) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(v+y, y) dy$$

# Densidade da Soma



Se  $X$  e  $Y$  forem independentes a densidade conjunta pode ser escrita como o produto das densidades marginais, simplificando as expressões. No caso independente, a densidade da soma recebe o nome de **convolução** das densidades de  $X$  e  $Y$ .

$$f_{X+Y}(z) = f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z-y) f_Y(y) dy =$$
$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_Y(z-x) f_X(x) dx$$

# Densidade da Soma



Suponha que  $X$  e  $Y$  são variáveis aleatórias independentes com  $f_X^{(x)} = 2x I_{(0,1)}^{(x)}$  e  $f_Y^{(y)} = 2(1 - y) I_{(0,1)}^{(y)}$ . Determine a distribuição de  $X + Y$ .

$$0 < x < 1$$

$$0 < z - y < 1$$

$$Z(y) = y \quad y < z < 1 + y \quad Z(y) = 1 + y$$

$$Z(0) = 0 \quad Z(0) = 1 + 0 = 1$$

$$Z(1) = 1 \quad Z(1) = 1 + 1 = 2$$

$$Z(2) = 2 \quad Z(2) = 1 + 2 = 3$$

# Densidade da Soma



$$f_Z^{(z)} = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(z-y, y) dy = \int_0^y [2x \cdot (2 - 2y)] dy$$

$$f_Z^{(z)} = 2x \int_0^y (2 - 2y) dy = 2x \left[ 2 \int_0^y dy - 2 \int_0^y y dy \right]$$

$$f_Z^{(z)} = 2x \left[ 2(y)_0^y - 2 \left( \frac{y^2}{2} \right)_0^y \right] = 2x \left[ 2(y - 0) - 2 \left( \frac{y^2 - 0^2}{2} \right) \right]$$

$$f_Z^{(z)} = 2x[2y - y^2] \cdot I_{(y, 1+y)}$$

# Densidade da Soma



$$f_Z^{(z)} = 2x[2y - y^2] \cdot I_{(y, 1+y)}^{(z)}$$

$Z = X + Y \leftrightarrow S = X_1 + X_2$ , com

$Z = S$  (Sinistro agregado)

$X + Y = X_1 + X_2$  (Severidades)

Logo,  $S$  (sinistro agregado) possui função densidade de probabilidade

$$f_S^{(s)} = 2X_1[2X_2 - X_2^2] \cdot I_{(X_2, 1+X_2)}^{(s)}$$

# Função Geradora de Momentos



# Função Geradora de Momentos



Se  $X_1, \dots, X_N$  são V.A.'s independentes e a fgm de V.A. cada existe para todo  $-h < t < h$ , para algum  $h > 0$ . Seja  $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ , então

$$m_Y(t) = E[e^{\sum x_i t}] = \prod_{i=1}^n m x_i(t),$$

para  $-h < t < h$ .

# Função Geradora de Momentos



Suponha que  $X_1$  e  $X_2$  são duas variáveis com distribuição normal padrão independentes. Sejam

$$\begin{aligned}Y_1 &= g_1(X_1, X_2) = X_1 + X_2 \\Y_2 &= g_2(X_1, X_2) = X_1 - X_2\end{aligned}$$

Encontre a conjunta de  $Y_1$  e  $Y_2$ .

# Função Geradora de Momentos



$$\begin{aligned} X_1 \perp X_2 \\ X_1 \text{ e } X_2 \sim \text{Normal}(0,1) \end{aligned}$$

$$X \sim \text{Normal}(\mu, \sigma^2) \rightarrow M_X(t) = e^{\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}$$

$$\text{Como } \mu = 0, \sigma^2 = 1 \rightarrow M_X(t) = e^{0t + \frac{1}{2}1^2 t^2} = e^{\frac{1}{2}t^2}$$

$$M_{X_1, X_2}(t_1, t_2) = M_{X_1}(t_1) \cdot M_{X_2}(t_2) = e^{\frac{1}{2}t_1^2} \cdot e^{\frac{1}{2}t_2^2} = e^{\frac{1}{2}(t_1^2 + t_2^2)}$$

# Função Geradora de Momentos



$$M_{Y_1, Y_2}(t_1, t_2) = E(e^{t_1 Y_1 + t_2 Y_2}) = E(e^{t_1(X_1 + X_2) + t_2(X_2 - X_1)})$$

$$M_{Y_1, Y_2}(t_1, t_2) = E(e^{t_1 X_1 + t_1 X_2 + t_2 X_2 - t_2 X_1}) = E(e^{X_1(t_1 - t_2) + X_2(t_1 + t_2)})$$

$$M_{Y_1, Y_2}(t_1, t_2) = E(e^{X_1(t_1 - t_2)} \cdot e^{X_2(t_1 + t_2)}) = E(e^{X_1(t_1 - t_2)}) \cdot E(e^{X_2(t_1 + t_2)})$$

$$M_{Y_1, Y_2}(t_1, t_2) = M_{X_1}(t_1) \cdot M_{X_2}(t_2) = e^{\frac{(t_1 - t_2)^2}{2}} \cdot e^{\frac{(t_1 + t_2)^2}{2}}$$

$$M_{Y_1, Y_2}(t_1, t_2) = e^{\frac{t_1^2 - 2t_1 t_2 + t_2^2 + t_1^2 + 2t_1 t_2 + t_2^2}{2}} = e^{\frac{t_1^2 + t_2^2 + t_1^2 + t_2^2}{2}}$$

$$M_{Y_1, Y_2}(t_1, t_2) = e^{\frac{2t_1^2 + 2t_2^2}{2}} = e^{\frac{1}{2}2t_1^2} \cdot e^{\frac{1}{2}2t_2^2}$$

$$M_{Y_1, Y_2}(t_1, t_2) = M_{Y_1}(t_1) \cdot M_{Y_2}(t_2)$$

Logo  $Y_1$  e  $Y_2$  são independentes e tem distribuição  $Y_1 \sim Normal(0,2)$ .

# Função Geradora de Momentos



$$M_{Y_1, Y_2}(t_1, t_2) = M_{Y_1}(t_1) \cdot M_{Y_2}(t_2)$$

$Y_1 = X_1 + X_2$ , com

$Y_1 = S$  (*sinistro agregado*)

$X_1 + X_2$  (*soma de severidades*)

Logo,  $S$  (*sinistro agregado*) possui função geradora de momentos

$$M_{S, Y_2}(t_1, t_2) = e^{\frac{1}{2}2t_1^2} \cdot e^{\frac{1}{2}2t_2^2} = M_S(t_1) \cdot M_{Y_2}(t_2) \rightarrow M_S(t_1) = e^{\frac{1}{2}2t_1^2}$$

Assim,  $S$  e  $Y_2$  são i. i. d. e seguem distribuição  $Normal(0,2)$ .

# Observações



## Relação entre Bernoulli e Binomial

Sejam  $X_1, X_2, \dots, X_n$  variáveis aleatórias independentes com distribuição Bernoulli de parâmetro  $p$ . Defina  $S = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ , então  $S$  tem distribuição Binomial de parâmetros  $n$  e  $p$ .

# Observações



## Relação entre Exponencial e Gama

Se  $X_1$  e  $X_2$  são variáveis independentes com mesma distribuição Exponencial de parâmetro  $\lambda$ . Vamos verificar que  $X_1 + X_2$  tem distribuição Gama com parâmetros  $\alpha = 2$  e  $\beta = \lambda$ .

# Observações



## Reprodução de Normais

Dizemos que a distribuição normal se reproduz, porque a soma de Normais independentes também tem distribuição normal. Essa propriedade também vale para outros modelos, entre eles, Binomial, Poisson e Gama.

# Observações



## Implementação em R

Pacote: **actuar**

Funções:

- ❑ **severity()**
- ❑ **frequency()**
- ❑ **unroll()**
- ❑ **simul()**
- ❑ **aggregateDist()**
- ❑ **severity.portfolio()**

# Referências

---



- ❑ BOWERS, Newton et al. **Actuarial Mathematics**. Illinois: The Society Of Actuaries, 1997.
- ❑ FERREIRA, Paulo Pereira. **Modelos de Precificação e Ruína para Seguros de Curto Prazo**. Rio de Janeiro: Funenseg, 2002.
- ❑ KAAS, R et al. **Modern actuarial risk theory: using R**. 2. ed. Berlim: Springer, c2008. 381 p. ISBN: 9783540709923.
- ❑ MAGALHÃES, Marcos. **Probabilidades e Variáveis Aleatórias**. São Paulo: Edusp, 1999.
- ❑ MEYER, Paul. **Probabilidade: aplicações à estatística**. 2 ed. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos Editora, 2000.
- ❑ RODRIGUES, José Ângelo. **Gestão de Risco Atuarial**. São Paulo: Saraiva, 2008.



Muito obrigado!

**Me. Luiz Carlos Santos Júnior**  
Departamento de Finanças e Contabilidade  
Universidade Federal da Paraíba  
[luiz.atuario@gmail.com](mailto:luiz.atuario@gmail.com)