

Teoria do Risco

Aula 4

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

<https://www.portahalley.org/materiais.html#notas>

➤ 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. **Função Geradora de Momentos**. [Notas de aula]. Universidade Federal de Alfenas, Curso de Ciências Atuariais, Alfenas, 2026. Disponível em: <https://www.portahalley.org/materiais.html#notas>. Acesso em: 28 jun. 2026.

Momentos

- Valor esperado de X

$$\mu_X = E(X)$$

- Variância probabilística de X

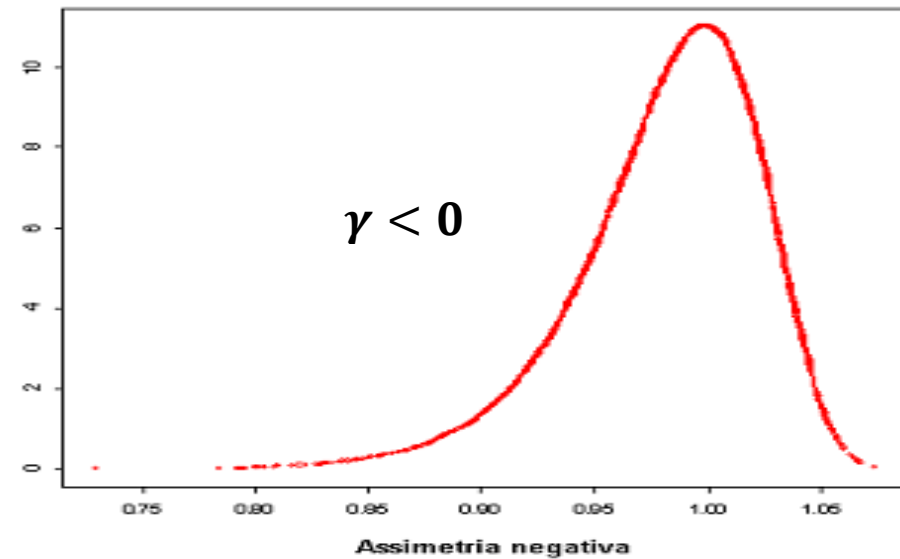
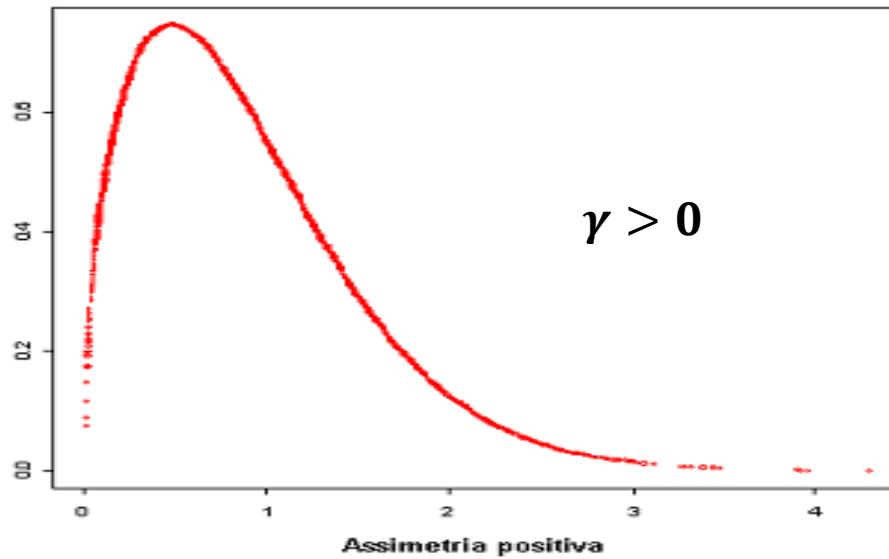
$$\sigma_X^2 = E\{[X - E(X)]^2\} = E(X^2) - E(X)^2$$

- Assimetria de X

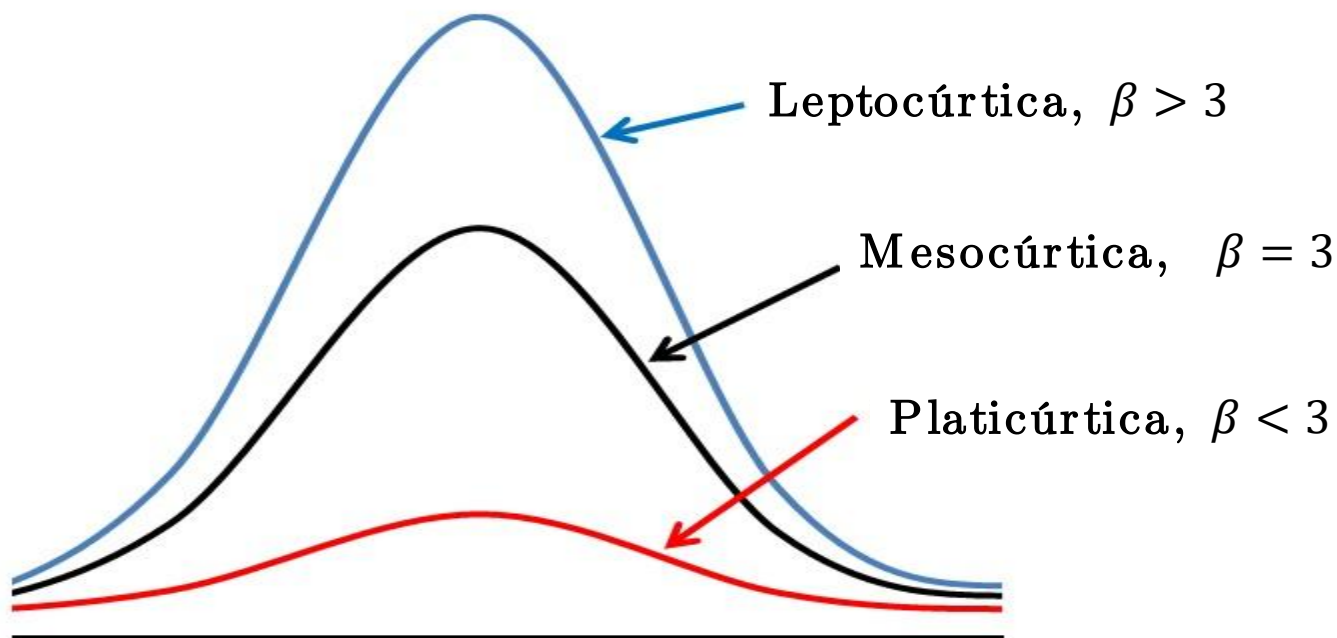
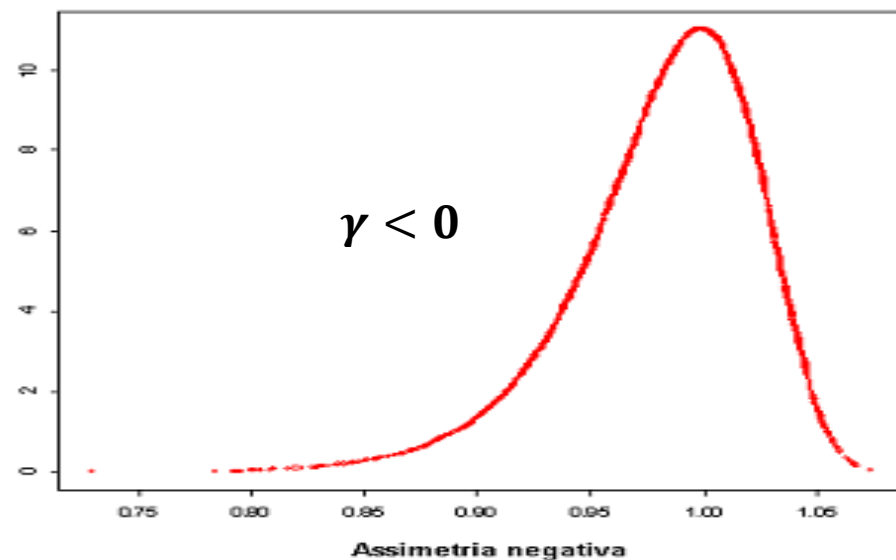
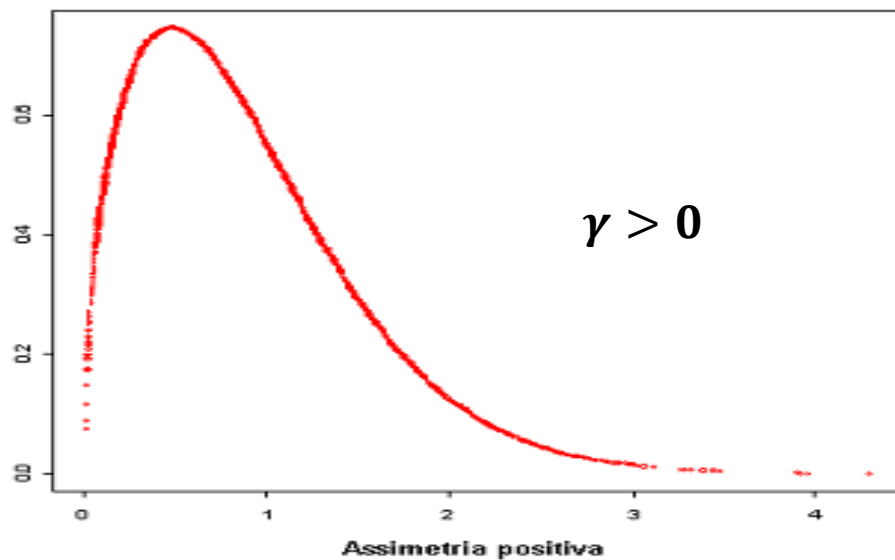
$$\gamma = E\left[\left(\frac{X - E(X)}{\sigma_X}\right)^3\right] = \frac{E(X^3) - 3E(X)E(X^2) + 2E(X)^3}{[E(X^2) - E(X)^2]^{\frac{3}{2}}}$$

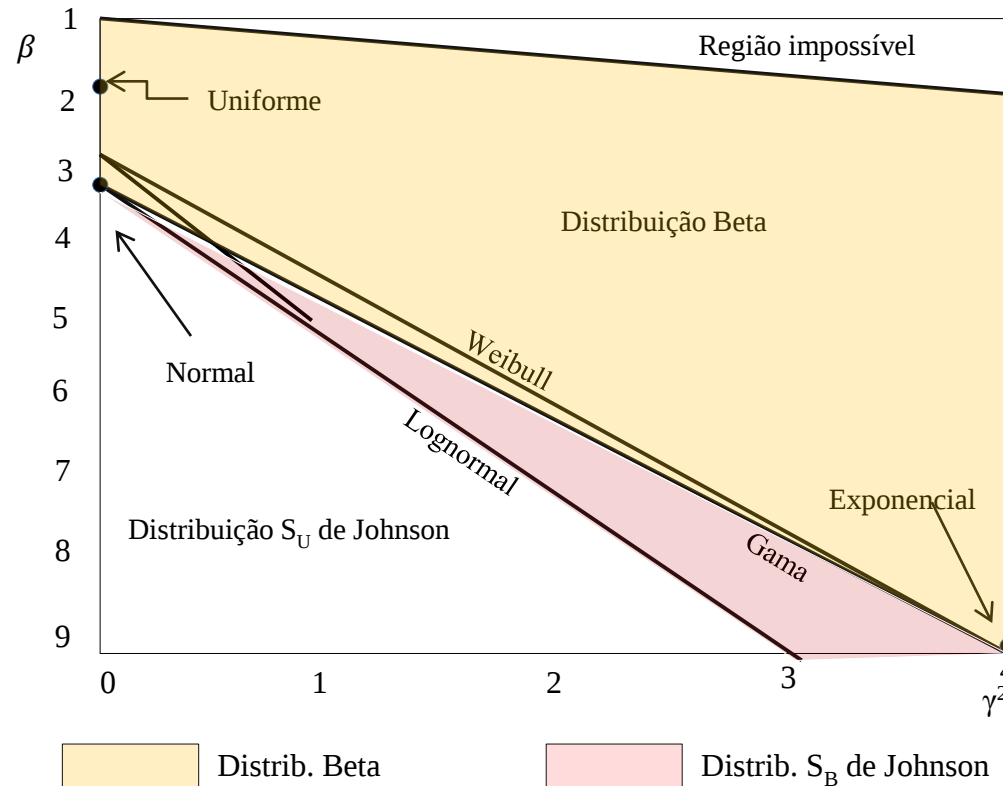
- Curtose de X

$$\beta = E\left[\left(\frac{X - E(X)}{\sigma_X}\right)^4\right] = \frac{E(X^4) - 4E(X)E(X^3) + 6E(X^2)E(X)^2 - 3E(X)^4}{[E(X^2) - E(X)^2]^2}$$



Em seguros, é comum que sinistros de baixo valor ocorram com maior frequência do que sinistros de alto valor, o que gera assimetria positiva





HAFLEY, W.; SCHREUDER, H. Statistical distributions for fitting diameter and height data in even-aged stands. **Canadian Journal of Forest Research**, NRC Research Press, v. 7, n. 3, p. 481–487, 1977.

Momentos

Momento ordinário de ordem k ou momentos ordinários de ordem k de uma variável Y (sendo k um inteiro positivo) como:

$$m_k = E(Y^k)$$

Momentos

$$m_k = E(Y^k) = \begin{cases} \sum_i y_i^k P(Y = y_i) \\ \int_{-\infty}^{\infty} y^k f(y) dy \end{cases}$$

- $m_1 = E(Y)$
- $m_2 = E(Y^2)$
- $m_3 = E(Y^3)$

Função Geradora de Momentos

$$M_Y(t) = E(e^{tY}) = \begin{cases} \sum_i e^{ty_i} P(Y = y_i) \\ \int_{-\infty}^{\infty} e^{ty} f(y) dy \end{cases}$$

Função Geradora de Momentos

- 1) A geradora de momentos determina completamente a distribuição de probabilidades.
- 2) A função geradora de uma soma de variáveis aleatórias independentes é o produto das funções geradoras de cada componente da soma.
- 3) Os momentos de uma variável aleatória podem ser obtidos pela derivação da função geradora.
- 4) A convergência ordinária de uma sequência de funções geradoras corresponde à convergência das correspondentes distribuições.

1) A geradora de momentos determina completamente a distribuição de probabilidades.

....se duas v.a. possuem funções geradoras de momentos iguais, então elas têm a mesma função de distribuição (teorema de unicidade).

2) A função geradora de uma soma de variáveis aleatórias independentes é o produto das funções geradoras de cada componente da soma.

Seja $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$, tal que $X_1, X_2, \dots, X_n$ são variáveis aleatórias independentes.

$$M_Y(t) = E(e^{tY}) = E[e^{t(X_1+X_2+\dots+X_n)}]$$

$$M_Y(t) = E(e^{tX_1} e^{tX_2} \dots e^{tX_n}) = E(e^{tX_1}) E(e^{tX_2}) \dots E(e^{tX_n})$$

$$M_Y(t) = M_Y(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t)$$

3) Os momentos de uma variável aleatória podem ser obtidos pela derivação da função geradora.

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = E \left[\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(tX)^k}{k!} \right] = E \left[1 + tX + \frac{(tX)^2}{2} + \frac{(tX)^3}{6} + \frac{(tX)^4}{24} + \dots \right]$$

$$M_X(t) = 1 + tE(X) + \frac{t^2 E(X^2)}{2} + \frac{t^3 E(X^3)}{6} + \frac{t^4 E(X^4)}{24} + \dots$$

$$\frac{\partial M_X(t)}{\partial t} = E(X) + tE(X^2) + \frac{t^2 E(X^3)}{2} + \frac{t^3 E(X^4)}{6} + \dots \quad \rightarrow \quad \left. \frac{\partial M_X(t)}{\partial t} \right|_{t=0} = E(X)$$

$$\frac{\partial^2 M_X(t)}{\partial t^2} = E(X^2) + tE(X^3) + \frac{t^2 E(X^4)}{2} + \dots \quad \rightarrow \quad \left. \frac{\partial^2 M_X(t)}{\partial t^2} \right|_{t=0} = E(X^2)$$

$$\frac{\partial^3 M_X(t)}{\partial t^3} = E(X^3) + tE(X^4) + \dots \quad \rightarrow \quad \left. \frac{\partial^3 M_X(t)}{\partial t^3} \right|_{t=0} = E(X^3)$$

4) A convergência ordinária de uma sequência de funções geradoras corresponde à convergência das correspondentes distribuições.

- Em muitas situações, é mais fácil mostrar a convergência de funções geradoras do que provar a convergência das distribuições diretamente.
- Sob hipótese de existência em um intervalo comum em torno de 0, a convergência de FGM implica convergência em distribuição.

Exemplo 1: Seja $Y \sim B(n, q)$ e $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ vamos obter as respectivas funções geradoras de momentos.

$$P(Y = y) = \binom{n}{y} q^y (1 - q)^{n-y}, \quad y = 0, \dots, n$$

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x \geq 0$$

Seja $Y \sim B(n, q)$, $0 \leq Y \leq n$

$$P(Y = y) = \binom{n}{y} q^y (1 - q)^{n-y}$$

Lembrando que $\binom{n}{k} = \frac{n!}{(n-k)!k!}$ e $(a + b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k}$

$$M_Y(t) = E(e^{tY}) = \sum_{y=0}^n e^{ty} \binom{n}{y} q^y (1 - q)^{n-y} = \sum_{y=0}^n \binom{n}{y} (e^t q)^y (1 - q)^{n-y}$$

$$M_Y(t) = [e^t q + (1 - q)]^n$$

Seja $X \sim \text{Exp}(\lambda)$

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad 0 \leq x \leq \infty.$$

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \int_0^{\infty} e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx = \int_0^{\infty} \lambda e^{-x(\lambda-t)} dx$$

$$M_X(t) = - \frac{\lambda}{(\lambda - t)e^{x(\lambda-t)}} \Big|_{x=0}^{x \rightarrow \infty} = \frac{\lambda}{(\lambda - t)}$$

Exemplo 2: Usando a função geradora de momentos da distribuição exponencial, tal que $X \sim \text{Exp}(\lambda)$. Calcule $E(X)$ e $\text{var}(X)$.

Exemplo 2: Usando a função geradora de momentos da distribuição exponencial, tal que $X \sim \text{Exp}(\lambda)$. Calcule $E(X)$ e $\text{var}(X)$.

$$M_X(t) = \frac{\lambda}{(\lambda - t)}$$

$$\frac{dM_X(t)}{dt} = \lambda(-1)(\lambda - t)^{-2}(-1) = \frac{\lambda}{(\lambda - t)^2}$$

$$\left. \frac{dM_X(t)}{dt} \right|_{t=0} = E(X) = \frac{1}{\lambda}$$

Exemplo 2: Usando a função geradora de momentos da distribuição exponencial, tal que $X \sim \text{Exp}(\lambda)$. Calcule $E(X)$ e $\text{var}(X)$.

$$\frac{d^2 M_X(t)}{dt^2} = \lambda(-2)(\lambda - t)^{-3}(-1) = \frac{2\lambda}{(\lambda - t)^3}$$

$$\left. \frac{d^2 M_X(t)}{dt^2} \right|_{t=0} = E(X^2) = \frac{2}{\lambda^2}$$

Logo

$$\text{var}(X) = \frac{2}{\lambda^2} - \left(\frac{1}{\lambda} \right)^2 = \frac{1}{\lambda^2}$$

Repare que

$$\ln(M_X(t)) = \ln\left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right) = \ln(\lambda) - \ln(\lambda - t)$$

Assim

$$\frac{d \ln(M_X(t))}{dt} = - \frac{d \ln(\lambda - t)}{dt} = - \frac{1}{\lambda - t} (-1) = \frac{1}{\lambda - t}$$

Logo

$$\frac{d^2 \ln(M_X(t))}{dt^2} = (-1)(\lambda - t)^{-2}(-1) = \frac{1}{(\lambda - t)^2}$$

$$\left. \frac{d^2 \ln(M_X(t))}{dt^2} \right|_{t=0} = \frac{1}{\lambda^2} = \text{var}(X)$$

Exemplo 3: Seja uma dada variável aleatória $X \sim N(0,1)$. Encontre a distribuição de $Y = g(X) = X^2$, pela técnica da função geradora de momentos.

$$M_Y(t) = E(e^{tY}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx^2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx$$

$$M_Y(t) = E(e^{tY}) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2(1-2t)} dx$$

$$M_Y(t) = \frac{(1-2t)^{-\frac{1}{2}}}{(1-2t)^{-\frac{1}{2}}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2(1-2t)} dx$$

$$M_Y(t) = (1-2t)^{-\frac{1}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-\frac{1}{2}x^2} \frac{1}{(1-2t)^{-1}}}{(1-2t)^{-\frac{1}{2}} \sqrt{2\pi}} dx$$

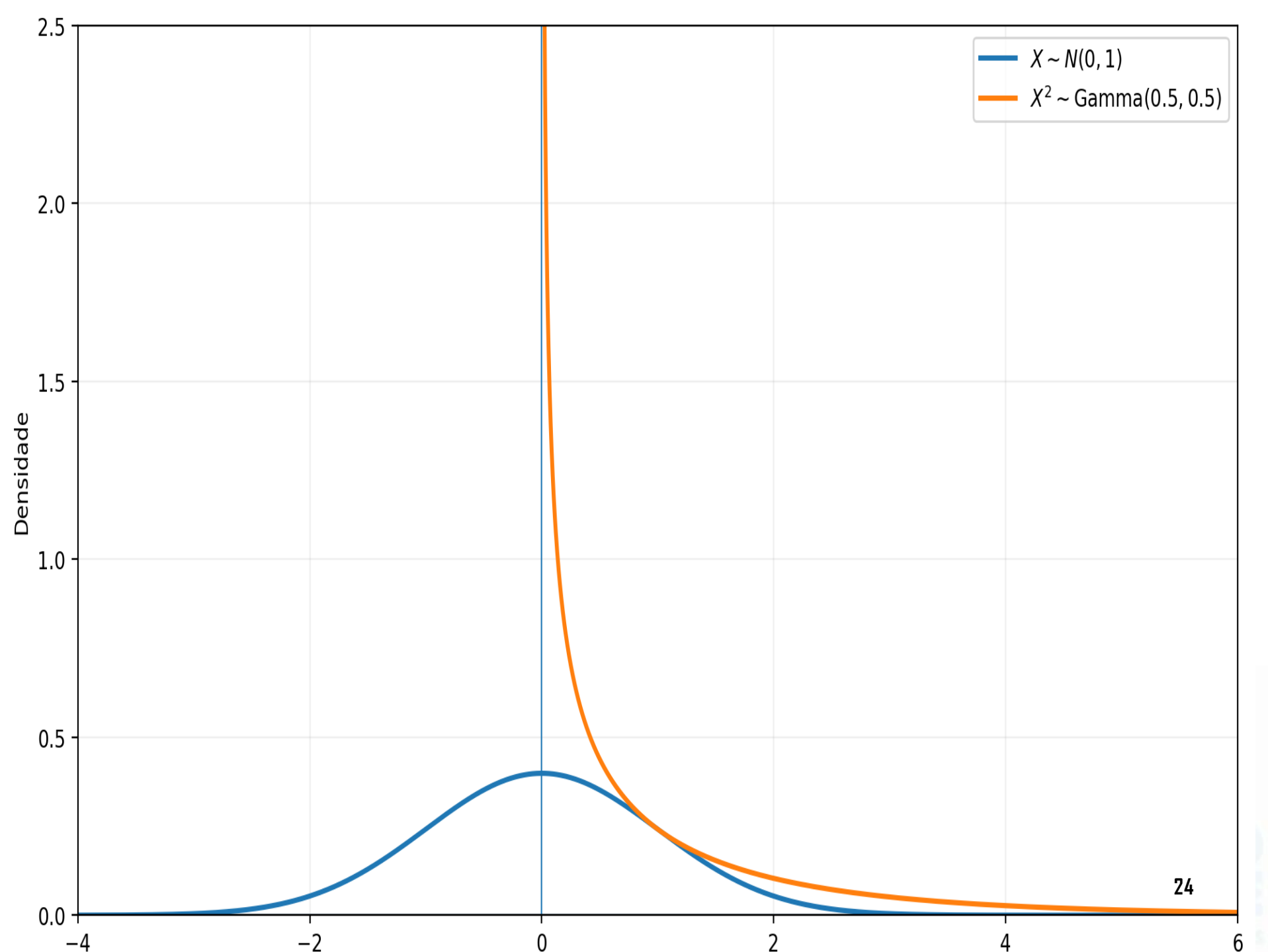
$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-\frac{1}{2}x^2} \frac{1}{(1-2t)^{-1}}}{(1-2t)^{-\frac{1}{2}} \sqrt{2\pi}} dx \quad \rightarrow \quad X \sim N(0, (1-2t)^{-1})$$

Logo

$$M_Y(t) = (1-2t)^{-\frac{1}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-\frac{1}{2}x^2} \frac{1}{(1-2t)^{-1}}}{(1-2t)^{-\frac{1}{2}} \sqrt{2\pi}} dx = (1-2t)^{-\frac{1}{2}}$$

$$M_Y(t) = (1-2t)^{-\frac{1}{2}} = \left(\frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}-t} \right)^{\frac{1}{2}} \quad \text{para } t < \frac{1}{2}$$

$$Y \sim \text{Gama} \left(\lambda = \frac{1}{2}, r = \frac{1}{2} \right)$$



Seja $X_j \sim \text{Ber}(q)$, $j = 1, 2, \dots, n$ sendo X_j independentes.
Então a distribuição de $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ é?

$$M_{X_j}(t) = qe^t + 1 - q$$

Função Geradora de Momentos

Sejam $Y_1, \dots, Y_n$ v.as definidas num mesmo espaço de probabilidade, com $f_{Y_1, \dots, Y_n}(y_1, \dots, y_n)$ então a função geradora de momentos multidimensional dessas variáveis é definida por:

$$M_{Y_1, \dots, Y_n}(t_1, \dots, t_n) = E(e^{t_1 Y_1 + \dots + t_n Y_n})$$

ou

$$M_{Y_1, \dots, Y_n}(t_1, \dots, t_n) = \int \dots \int e^{t_1 y_1 + \dots + t_n y_n} f_{Y_1, \dots, Y_n}(y_1, \dots, y_n) \prod_{j=1}^n dy_j$$

Obs.:

$$M_{Y_1}(t_1) = M_{Y_1, \dots, Y_n}(t_1, 0, 0, 0, \dots, 0) = \lim_{t_s \neq t_1 \rightarrow 0} M_{Y_1, \dots, Y_n}(t_1, \dots, t_n)$$

Função Geradora de Momentos

Propriedade: Dadas as constantes a e b , então se $Y = aX + b$, então:

$$M_Y(t) = e^{bt} M_X(at)$$

Essa propriedade é útil para encontrar a FGM de distribuições deslocadas ou escaladas.

$$\mathbb{S}_E X \sim \text{Bernoulli}(q) \rightarrow M_X(t) = qe^t + 1 - q; \quad 0 \leq q \leq 1$$

$$\mathbb{S}_E X \sim N(\mu, \sigma^2) \rightarrow M_X(t) = e^{\left(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}\right)}; \quad -\infty \leq \mu \leq \infty, \quad \sigma^2 > 0$$

$$\mathbb{S}_E X \sim \text{Po}(\lambda) \rightarrow M_X(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}; \quad \lambda > 0$$

$$\mathbb{S}_E X \sim \text{Exp}(\alpha) \rightarrow M_X(t) = \frac{\alpha}{\alpha - t}; \quad \alpha > 0$$

$$\mathbb{S}_E X \sim \text{Geo}(q) \rightarrow M_X(t) = \frac{qe^t}{1 - (1 - q)e^t}; \quad 0 \leq q \leq 1$$

$$\mathbb{S}_E X \sim \text{Uni}_C(a, b) \rightarrow M_X(t) = \frac{e^{tb} - e^{ta}}{t(b - a)}; \quad a < b$$

$$\mathbb{S}_E X \sim \text{Gama}(\lambda, r) \rightarrow M_X(t) = \left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right)^r; \quad \lambda > 0, \quad r > 0, \quad t < \lambda$$

Exemplo 4: Seja $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ e $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, Sendo X e Y independentes. Seja $Y_1 = X + Y$ e $Y_2 = X - Y$. Encontre as distribuições de Y_1 e Y_2 .

Entregar!!

Função Geradora de Momentos

$$\blacktriangleright M_Y(t) = E(e^{tY})$$

$$\left. \frac{d^n M_Y(t)}{dt^n} \right|_{t=0} = E(Y^n)$$

Função Característica

$$\blacktriangleright \psi_Y(t) = E(e^{itY})$$

$$\left. \frac{d^n \psi_Y(t)}{dt^n} \right|_{t=0} = i^n E(Y^n)$$

$$\psi_Y(t) = M_Y(it)$$

Fórmula de Inversão

Seja Y uma variável aleatória, e $\psi_Y(t)$ sua função característica, tal que $|\psi_Y(t)| = 1$ para algum $t = 0$ se ela for discreta, ou $\int_{-\infty}^{\infty} |\psi_Y(t)| dt < \infty$ se for contínua. Então:

$$f(Y) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ity} \psi_Y(t) dt$$

Exemplo 5: Considere a função geradora de momentos abaixo

$$M_X(t) = e^{\left(\frac{t^2}{2}\right)}$$

Determine a função de densidade de X .

Exemplo 5: Como $\psi_Y(t) = M_Y(it)$, então $\psi_Y(t) = e^{\left(-\frac{t^2}{2}\right)}$.
Aplicando a fórmula de inversão.

$$f(Y) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ity} e^{\left(-\frac{t^2}{2}\right)} dt = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{\left[-\frac{(t^2+2ity)}{2}\right]} dt$$

$$f(Y) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{[t^2+2ity+(iy)^2]}{2}} e^{\frac{(iy)^2}{2}} dt$$

$$f(Y) = \frac{e^{-\frac{y^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t+iy)^2}{2}} dt$$

Exemplo 5

$$f(Y) = \frac{e^{-\frac{y^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t+iy)^2}{2}} dt$$

$$N(-iy, 1)$$

$$f(Y) = \frac{e^{-\frac{y^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} 1$$

$$f(Y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}$$

$$Y \sim N(0,1)$$

Referências

- Magalhães, M. N. Lima, A. C. P. **Noções de Probabilidade e Estatística**, Editora USP: SAO Paulo, 2001.
- JAMES, B. R.; **Probabilidade: Um Curso em nível intermediário**, IMPA, Rio de Janeiro, 3 ed., 2004.
- PIRES, M. D.; COSTA, L. H.; FERREIRA, L.; MARQUES, R. **Teoria do risco atuarial: Fundamentos e conceitos**. Curitiba, CRV 2020.

