

Teoria do Risco

Aula 4

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

<https://atuaria.github.io/portalthalley/index.html>

Momentos

$$\mu_X = E(X) \Rightarrow \text{Valor esperado de } X$$

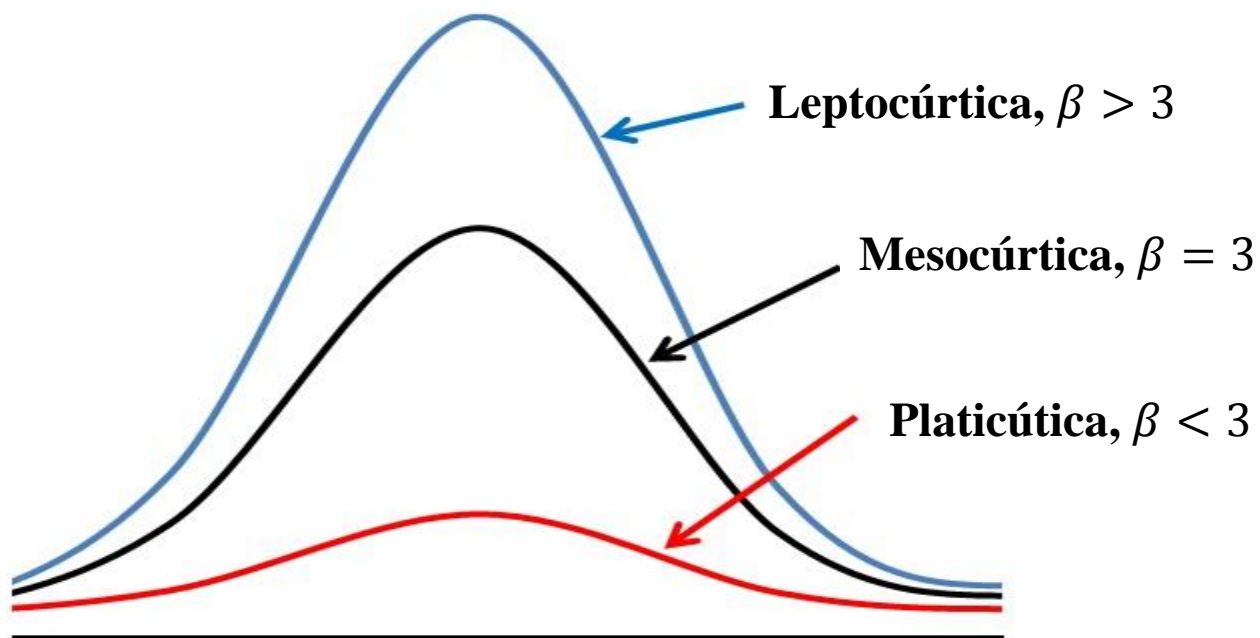
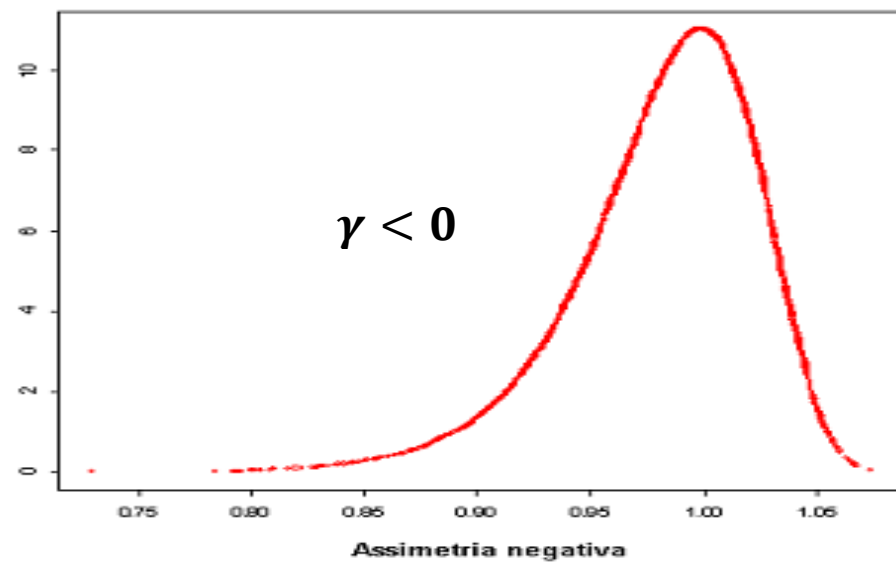
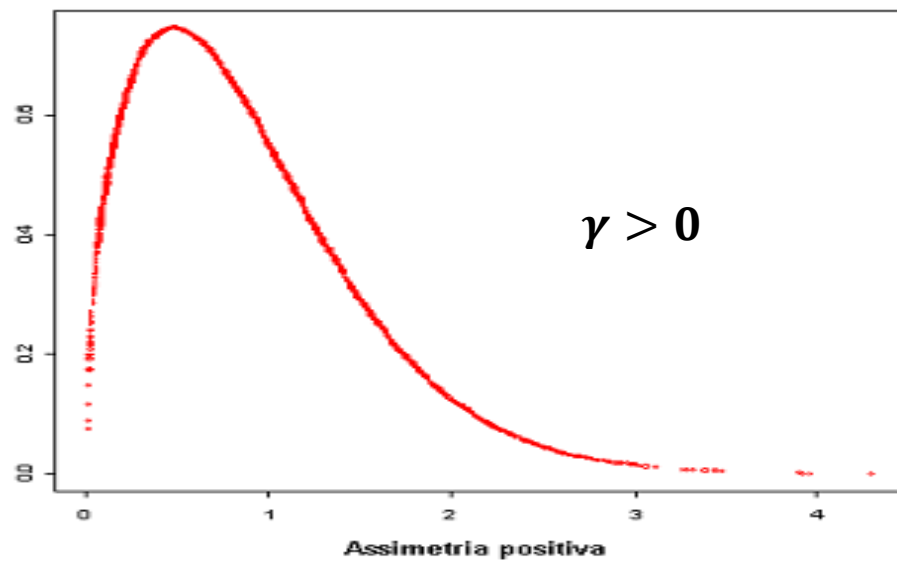
$$\sigma_X^2 = E[(X - E(X))^2] = E(X^2) - E(X)^2 \Rightarrow \text{Variância probabilística de } X$$

Curtose de X

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

Assimetria de X

$$\gamma_1 = E\left[\left(\frac{X - E(X)}{\sigma_X}\right)^3\right] = \frac{E(X^3) - 3E(X)E(X^2) + 2E(X)^3}{[E(X^2) - E(X)^2]^{3/2}}$$



Momentos

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

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

$$m_k = \sum_{i=1}^{\infty} y_i^k P(Y = y_i)$$

$$m_k = \int_{-\infty}^{\infty} y^k f(y) dy$$

Momentos

$$m_1 = E(Y) \quad , \quad m_2 = E(Y^2) \quad , \quad m_3 = E(Y^3) \quad \dots$$

$$\beta = \frac{m_4 - 4m_1m_3 + 6m_2m_1^2 - 3m_1^4}{[m_2 - m_1^2]^2} \Rightarrow \text{Curtose de } X$$

$$\gamma_1 = \frac{m_3 - 3m_1m_2 + 2m_1^3}{[m_2 - m_1^2]^3} \Rightarrow \text{Assimetria de } X$$

Função Geradora de Momentos

$$\blacktriangleright M_Y(t) = \sum_{i=1}^{\infty} e^{ty_i} P(Y = y_i)$$

$$\blacktriangleright M_Y(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{ty} f(y) dy$$

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

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.

Função Geradora de Momentos

Exemplo

Seja $Y \sim B(n, q)$ e $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ vamos obter as respectivas funções geradoras de momentos e o seu primeiro momento.

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

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$$

$$0 \leq Y \leq n \text{ e } 0 \leq x \leq \infty.$$

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 $(a + b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k}$

$$M_Y(t) = E(e^{tY}) = \sum_{i=1}^n e^{ti} \binom{n}{i} q^i (1 - q)^{n-i} = \sum_{i=1}^n \binom{n}{i} (e^t q)^i (1 - q)^{n-i}$$

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

$$E(Y) = nq$$

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

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

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

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

$$E(X) = \frac{1}{\lambda}$$

Função Geradora de Momentos

Considere X_1, \dots, X_n v.as definidas num mesmo espaço de probabilidade, com $f_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n)$ e $Y_i = g_i(X_1, \dots, X_n), i = 1, \dots, k$.

A função geradora de momentos multidimensional é definida por:

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

ou

$$M_{Y_1, \dots, Y_k}(t_1, \dots, t_k) = \int \dots \int e^{t_1 g_1(X_1, \dots, X_n) + \dots + t_k g_k(X_1, \dots, X_n)} f_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) \prod_{j=1}^n dx_j$$

Obs.:

$$M_{Y_1}(t_1) = M_{Y_1, \dots, Y_k}(t_1, 0, 0, 0, \dots, 0) = \lim_{t'_s \neq t_1 \rightarrow 0} M_{Y_1, \dots, Y_k}(t_1, \dots, t_k)$$

Exemplo :

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.

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

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

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

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

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

Logo

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

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

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

Exemplo :

Seja $X_j \sim N(0,1)$, $j = 1, 2, \dots, n$ sendo X_j independentes, então a distribuição de $Y = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2$ é?

Função Geradora de Momentos

Seja $X_j \sim \text{Bernoulli}(q)$, $j = 1, 2, \dots, n$ 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

Se a e b constantes, tal que $Y = aX + b$, então:

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

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

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

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

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

$$\mathbb{S}_e X \sim Geo(p) \rightarrow M_X(t) = \frac{pe^t}{1 - (1-p)e^t}; \quad 0 \leq p \leq 1$$

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

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

Função Geradora de Momentos

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

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

Função Característica

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

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

Exemplo:

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 .

Sendo que a função geradora de momentos de uma distribuição normal é $U \sim N(\mu, \sigma^2)$ é dada por: $M_U(t) = e^{\left(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}\right)}$