#### Variáveis Aleatórias Multidimensionais

Prof. José Roberto Silva dos Santos

Fortaleza, 18 de novembro de 2022

#### Sumário

- 1 Variáveis Aleatórias Multidimensionais
  - Função Geradora de Momentos Multidimensional
  - Distribuição da soma de v.a's e o Teorema Central do Limite

### Variáveis aleatórias multidimensionais

#### Exemplo

• Seja (X, Y) uma variável aleatória bidimensional com f.d.p conjunta definida por

$$f(x,y) = \left(x^2 + \frac{xy}{3}\right) I(x) I(y)$$
[0,1] [0,2]

- (a) Determine as densidades marginais.
- (b) Determine as densidades condicionais.
- (c) Determine as esperanças condicionais.
- (d) Determine a covariância entre X e Y.

### Função Geradora de Momentos Multidimensional

#### Definição:

• Seja  $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)'$  um vetor aleatório e  $\mathbf{t} = (t_1, t_2, \dots, t_n)' \in \mathbb{R}^n$ . Definimos a função geradora de momentos multidimensional por

$$M_{\mathbf{X}}(t_1, t_2, \dots, t_n) = \mathbb{E}\left(e^{\mathbf{t}'\mathbf{X}}\right) = \mathbb{E}\left(e^{t_1X_1 + t_2X_2 + \dots + t_nX_n}\right)$$

# Função Geradora de Momentos Multidimensional Propriedades:

- $M_{\mathbf{X}}(\mathbf{0}) = 1$ , em que  $\mathbf{0} = (0, 0, \dots, 0)'$
- Sejam  $k_1, k_2, \ldots, k_n$  inteiros não negativos tais que,  $k = k_1 + k_2 + \cdots + k_n$ . Então,

$$\frac{\partial^k}{\partial t_1^{k_1} \cdots \partial t_n^{k_n}} M_{\mathbf{X}}(\mathbf{t})|_{\mathbf{t}=\mathbf{0}} = \mathbb{E}(X_1^{k_1} \cdots X_n^{k_n})$$

• Seja **A** uma matriz  $m \times n$  e  $\mathbf{b} \in \mathbb{R}^m$ . Então a f.g.m de  $\mathbf{Y} = \mathbf{A}\mathbf{X} + \mathbf{b}$  é dada por

$$M_{\mathbf{Y}}(\mathbf{t}) = e^{\mathbf{t}'\mathbf{b}} M_{\mathbf{X}}(\mathbf{A}'\mathbf{t}).$$

• A função geradora de momentos marginal da k-ésima componente é obtida da seguinte forma:

$$M_{X_k}(t) = M_{\mathbf{X}}(0, 0, \dots, t_k, \dots, 0)$$

em que, somente  $t_k \neq 0$ .

# Função Geradora de Momentos Multidimensional Exemplo:

 $\bullet$  Seja  $(X_1,X_2,X_3)$ um vetor aleatório com f.g.m conjunta dada por

$$M_{\mathbf{X}}(t_1, t_2, t_3) = (p_1 e^{t_1} + p_2 e^{t_2} + p_3 e^{t_3})^n$$
em que  $p_1 + p_2 + p_3 = 1$ .

- (a) Determine as f.g.m's marginais.
- (b) Determine a covariância entre  $X_1$  e  $X_2$

### Função Geradora de Momentos Multidimensional

#### Definição:

• Sejam  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  v.a's independentes com funções geradoras de momentos  $M_{X_i}(t)$  para todo  $i=1,2,\ldots,n$ , respectivamente. A f.g.m de  $Y=\sum_{i=1}^n X_i$  existe e é dada por

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

• Sejam  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  v.a's independentes com função geradora de momentos conjunta  $M_{\mathbf{X}}(\mathbf{t})$ . Nesse caso, é possível mostrar que

$$M_{\mathbf{X}}(\mathbf{t}) = \prod_{i=1}^{n} M_{X_i}(t_i).$$

### Soma de algumas v.a's

#### Teorema 2

Sejam  $X_i \sim B(m_i, p)$  para todo  $i = 1, \dots, n$ , v.a's independentes. Então

$$Y = \sum_{i=1}^{n} X_i \sim B(\sum_{i=1}^{n} m_i, p).$$

#### Teorema 3

Sejam  $X_i \sim P(\lambda_i)$  para todo  $i = 1, \dots, n$ , v.a's independentes. Então

$$Y = \sum_{i=1}^{n} X_i \sim P(\sum_{i=1}^{n} \lambda_i).$$

### Soma de algumas v.a's

#### Teorema 4

Sejam  $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$  para todo  $i = 1, \dots, n$ , v.a's independentes. Então

$$Y = \sum_{i=1}^{n} X_i \sim N(\sum_{i=1}^{n} \mu_i, \sum_{i=1}^{n} \sigma_i^2).$$

Em geral não é fácil determinar a distribuição exata da soma de v.a's independentes. O próximo resultado fornece uma distribuição aproximada para somas.

#### Teorema 5

Seja  $X_1, X_2, \ldots$  uma sequência de v.a's independentes com variância finita. Sendo  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$  a sequência de somas parciais, então para n suficientemente grande, temos que

$$\frac{S_n - \mathbb{E}(S_n)}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}} \xrightarrow{\mathcal{D}} N(0,1).$$

Lê-se: para n grande, a distribuição da v.a  $\frac{S_n - \mathbb{E}(S_n)}{\sqrt{\mathrm{Var}(S_n)}}$  é aproximadamente uma normal padrão.

#### Corolário 1

Seja  $X_1, X_2 \dots$  uma sequência de v.a's independentes com variância finita então o TCL estabelece que

$$\mathbb{P}\left(\frac{S_n - \mathbb{E}(S_n)}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}} \le x\right) \approx \Phi(x)$$

#### Corolário 2

Seja  $X_1, X_2 \dots$  uma sequência de v.a's independentes e identicamente distribuídas com média  $\mu$  e variância  $\sigma^2 < \infty$ . Então, quando  $n \to \infty$ 

$$\sqrt{n}\left(\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma}\right) \xrightarrow{\mathcal{D}} N(0, 1)$$
 ou, equivalentemente  $\bar{X}_n \approx N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ .

Exemplos

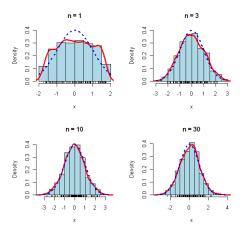


Figura 1: Ilustração do TCL para amostras provenientes de uma população uniforme com média 1/2 e desvio-padrão  $1/\sqrt{12}$ 

Exemplos

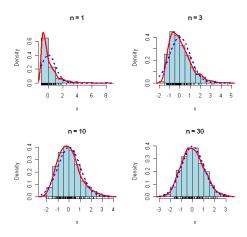


Figura 2: Ilustração do TCL para amostras provenientes de uma população exponencial com média 1 e desvio-padrão 1

Exemplos

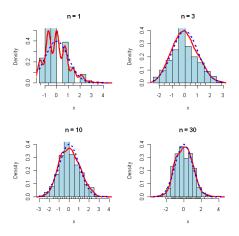


Figura 3: Ilustração do TCL para amostras provenientes de uma população Poisson com média 2 e desvio-padrão  $\sqrt{2}$ 

Exemplos

• Sabe-se que 80% das peças produzidas por uma indústria passam por três testes de qualidade. Uma amostra de 200 peças é escolhida ao acaso da linha de produção. Qual a probabilidade de que o número de peças na amostra que passam pelos três testes de qualidade esteja compreendido entre 154 e 170.

Exemplos

• Utilizado o teorema central do limite mostre que

$$\lim_{n \to \infty} e^{-n} \sum_{k=0}^{n} \frac{n^k}{k!} = \frac{1}{2}.$$

Exemplos

 Um dado é lançado 2500 vezes. Determine a probabilidade aproximada de que soma dos pontos seja menor do que 8850.