

# Cap. 5 Combinações lineares de variáveis aleatórias e teorema do limite central

## 5.1 Combinações lineares de v.a.'s

- Dadas  $k$  variáveis aleatórias  $X_1, X_2, \dots, X_k$ , e  $k$  constantes  $c_1, c_2, \dots, c_k \in \mathbb{R}$ , diz-se que a v.a.  $Y$  definida por

$$Y = c_1 X_1 + c_2 X_2 + \dots + c_k X_k = \sum_{i=1}^k c_i X_i$$

é uma combinação linear de  $X_1, \dots, X_k$ .

- $$E(Y) = E\left(\sum_{i=1}^k c_i X_i\right) = \sum_{i=1}^k c_i E(X_i)$$

- $$Y = \sum_{i=1}^k c_i X_i, \quad W = \sum_{j=1}^m d_j Z_j$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \text{cov}(Y, W) &= E(YW) - E(Y)E(W) = \\ &= E\left(\left(\sum_{i=1}^k c_i X_i\right)\left(\sum_{j=1}^m d_j Z_j\right)\right) - E\left(\sum_{i=1}^k c_i X_i\right)E\left(\sum_{j=1}^m d_j Z_j\right) \\ &= E\left(\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m c_i d_j X_i Z_j\right) - \left(\sum_{i=1}^k c_i E(X_i)\right)\left(\sum_{j=1}^m d_j E(Z_j)\right) \\ &= \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m c_i d_j \left(E(X_i Z_j) - E(X_i)E(Z_j)\right) \\ &= \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m c_i d_j \text{cov}(X_i, Z_j) \end{aligned}$$

- $V(Y) = \text{cov}(Y, Y) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k c_i c_j \text{cov}(X_i, X_j)$

$$\Rightarrow V(Y) = \sum_{i=1}^k (c_i)^2 V(X_i) + 2 \sum_{i=1}^k \sum_{j>i}^k c_i c_j \text{cov}(X_i, X_j)$$

Casos particulares:  $V(X_1 + X_2) = V(X_1) + V(X_2) + 2 \text{cov}(X_1, X_2)$

$$V(X_1 - X_2) = V(X_1) + V(X_2) - 2 \text{cov}(X_1, X_2)$$

- $\text{cov}(X_i, X_j) = 0, \forall i \neq j \Rightarrow V(Y) = \sum_{i=1}^k (c_i)^2 V(X_i)$

Isto acontece em particular quando as v.a.'s  $X_i$  forem **independentes** duas a duas.

- Casos especiais discretos:

①  $X_i \sim \text{Bin}(n_i, p)$ , **independentes**,  $i = 1, \dots, k$

$$\Rightarrow Y = \sum_{i=1}^k X_i \sim \text{Bin}\left(\sum_{i=1}^k n_i, p\right).$$

[  $X_i \sim \text{Ber}(p) \equiv \text{Bin}(1, p)$ , indep.  $\Rightarrow X_1 + \dots + X_n \sim \text{Bin}(n, p)$  ]

②  $X_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i)$ , **independentes**,  $i = 1, \dots, k$

$$\Rightarrow Y = \sum_{i=1}^k X_i \sim \text{Poisson}\left(\sum_{i=1}^k \lambda_i\right).$$

## • Exemplos

①  $X \sim \text{Bin}(5, 0.7)$ ,  $Y \sim \text{Bin}(7, 0.7)$ , independentes  
 $P(X+Y=3) = ?$

$$Z = X + Y \sim \text{Bin}(12, 0.7) \text{ e } P(Z=3) = F_Z(3) - F_Z(2)$$

Para usar tabela, consideramos

$$W = 12 - Z = 12 - (X+Y) \sim \text{Bin}(12, 0.3)$$

$$\Rightarrow P(Z=3) = P(W=9) = F_W(9) - F_W(8)$$

$$= 0.9998 - 0.9983 = \underline{\underline{0.0015}}$$

②  $X = \text{n}^\circ$  de pessoas que chegam por mês a uma urgência hospitalar e/ou determinada doença rara  
 $X \sim \text{Poisson}(\lambda=1)$ , independente de mês p/mês.  
 $Y = \text{n}^\circ$  de pessoas que chegam por ano à mesma urgência com essa doença rara.

$$P(10 < Y < 20) = ?$$

$$Y = \sum_{i=1}^{12} X_i \text{ e } Y \sim \text{Poisson}(12)$$

$$\Rightarrow P(10 < Y < 20) = F_Y(19) - F_Y(10) =$$

$$= 0.9787 - 0.3472 = \underline{\underline{0.6315}}$$

• Caso especial contínuo

$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$ , independentes,  $i = 1, \dots, k$

$$\Rightarrow Y = \sum_{i=1}^k c_i X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^k c_i \mu_i, \sum_{i=1}^k c_i^2 \sigma_i^2\right)$$

Exemplo: um elevador de acesso a uma mina tem capacidade p/ 3800 Kg. Peso de cada mineiro  $\sim N(75, 8^2)$ . Qual é a prob. de 50 mineiros excederem a capacidade do elevador?

$X_i \sim N(75, 8^2)$ , independentes e idênticas/distribuídas

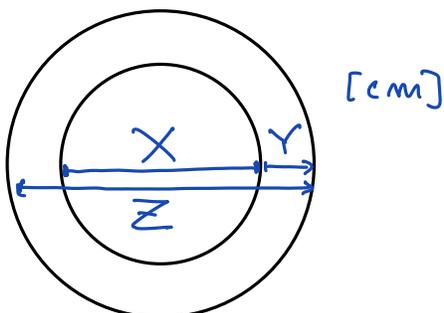
$$\Rightarrow Y = \sum_{i=1}^{50} X_i \sim N(50 \times 75, 50 \times 8^2) = N(3750, 3200)$$

$$= P(Y > 3800) = 1 - P(Y \leq 3800)$$

$$= 1 - P\left(\frac{Y - 3750}{\sqrt{3200}} < \frac{3800 - 3750}{\sqrt{3200}}\right)$$

$$= 1 - \Phi\left(\frac{50}{10 \times 4 \times \sqrt{2}}\right) \approx 1 - \Phi(0.88) \approx 1 - 0.8106 = \underline{\underline{0.1894}}$$

• Exercício 4.3



$$X \sim N(3, (0.02)^2)$$

$$Y \sim N(0.3, (0.005)^2)$$

$X \perp Y$

$$\Rightarrow Z = X + 2Y \sim N(3.6, (0.02)^2 + 4(0.005)^2)$$

$$= 0.0005$$

$$\Rightarrow \sigma_Z = \sqrt{5 \times 10^{-4}} = 10^{-2} \times \sqrt{5} = 2,236/100.$$

$$P(Z > 3.62) = 1 - P(Z \leq 3.62)$$

$$= 1 - P\left(\frac{Z - 3.6}{0.0236} \leq \frac{0.02}{0.0236}\right)$$

$$= 1 - \Phi(0.89) = 1 - 0.8133 = 0.1867$$

## 5.2 Teorema do Limite Central

Teorema: Seja  $(X_1, \dots, X_n, \dots)$  uma sucessão de v.a.'s independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.), com valor esperado  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ . Considere-se

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{e} \quad \bar{X}_n = \frac{S_n}{n}, \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

Então

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{V(S_n)}} \leq z\right) = \Phi(z)$$

e

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\frac{\bar{X}_n - E(\bar{X}_n)}{\sqrt{V(\bar{X}_n)}} \leq z\right) = \Phi(z).$$

## Notas :

$$\bullet E(S_n) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i) \stackrel{\text{id. dist.}}{=} n \mu$$

$$V(S_n) = V\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) \stackrel{\substack{\uparrow \\ \text{ind.}}}{=} \sum_{i=1}^n V(X_i) \stackrel{\substack{\uparrow \\ \text{id. dist.}}}{=} n \sigma^2$$

$\Rightarrow$   
TLC

$$\frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}} \approx N(0,1)$$

$$\bullet E(\bar{X}_n) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i / n\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) \stackrel{\text{id. dist.}}{=} \mu$$

$$V(\bar{X}_n) = V\left(\sum_{i=1}^n X_i / n\right) \stackrel{\substack{\uparrow \\ \text{ind.}}}{=} \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n V(X_i) \stackrel{\substack{\uparrow \\ \text{id. dist.}}}{=} \frac{\sigma^2}{n}$$

$\Rightarrow$   
TLC

$$\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}} \approx N(0,1)$$

### Observações:

- (1) TLC é para ser usado quando as v.a.'s i.i.d.  $X_i$  não têm distribuição normal.
- (2) As v.a.'s  $X_i$  podem ser discretas ou contínuas.
- (3) A demonstração do TLC está fora do âmbito desta cadeira.

Próxima aula: mais observações, exemplos e exercícios.