



Lisbon School  
of Economics  
& Management  
Universidade de Lisboa

# Estatística II

Licenciatura em Gestão  
2.º Ano/1.º Semestre  
2023/2024

# Aula Teórica N.º 5 (Semana 3)

**Docente:** Elisabete Fernandes

**E-mail:** efernandes@iseg.ulisboa.pt



<https://doity.com.br/estatistica-aplicada-a-nutricao>



<https://basiccode.com.br/produto/informatica-basica/>

# Conteúdos Programáticos

Aulas Teóricas  
(Semanas 1 a 5)

- **Capítulo 1:** Estimação

Aulas Teóricas  
(Semanas 5 a 7)

- **Capítulo 2:** Testes de Hipóteses

Aulas Teóricas  
(Semanas 7 a 9)

- **Capítulo 3:** Modelo de Regressão Linear

Aulas Teóricas  
(Semanas 10 a 13)

- **Capítulo 4:** Complementos ao Modelo de Regressão Linear

**Material didático:** Exercícios do Livro Murteira et al (2015), Formulário e Tabelas Estatísticas

**Bibliografia:** B. Murteira, C. Silva Ribeiro, J. Andrade e Silva, C. Pimenta e F. Pimenta; *Introdução à Estatística*, 2ª ed., Escolar Editora, 2015.

<https://cas.iseg.ulisboa.pt>

## 1. Estimação

- a. Introdução
- b. Métodos dos momentos
- c. Método da máxima verosimilhança
- d. Propriedade dos estimadores por pontos
- e. Estimação por intervalos para populações normais
- f. Estimação por intervalos para populações não normais (grandes amostras)

### 2ª semana (26/9 e 28/9)

T03 - Estimação - Método da Máxima Verosimilhança

Introdução. Apresentação do método. Exemplos

T04 - Propriedades dos Estimadores

Introdução. Estimadores centrados. Estimadores eficientes (introdução). Exemplos

### 3ª semana (03/10)

T05 - Propriedades dos estimadores

Estimadores eficientes (fim). Erro quadrático Médio. Consistência. Exemplos.

Propriedades dos estimadores dos momentos e da MV



# Propriedades dos Estimadores: Exercícios

Estimador Centrado, Eficiente e Convergente

1

1. Suponha que uma variável aleatória  $X$  representa o número de avarias de um dispositivo durante um período de tempo e que obedece a uma lei de Poisson de parâmetro  $\lambda$  desconhecido. Para este parâmetro foram sugeridos dois estimadores:

$$\hat{\lambda} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \text{ e } \tilde{\lambda} = \frac{X_1 + X_n}{2}.$$

- Compare-os quanto ao enviesamento.
- Deduza a variância para cada um deles.
- Qual dos dois estimadores é mais eficiente? Justifique a sua escolha.
- Estude os dois estimadores quanto à consistência.



# Exercício 1 a): Estimadores Centrados

Se  $X \sim P(\lambda)$ , então  $E(X) = \text{Var}(X) = \lambda$ .

Se  $X_1, X_2, \dots, X_n$  é uma a. a. dum dada população  $X \sim P(\lambda)$ , então  $X_i \sim P(\lambda), i = 1, \dots, n$ .

$$\begin{aligned} \text{a) } E(\hat{\lambda}) &= E\left(\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}\right) = \frac{1}{n}E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = \frac{1}{n}(E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_n)) \\ &= \frac{1}{n}(\lambda + \lambda + \dots + \lambda) = \frac{1}{n}n\lambda = \lambda. \end{aligned}$$

$$E(\tilde{\lambda}) = E\left(\frac{X_1 + X_n}{2}\right) = \frac{1}{2}(E(X_1) + E(X_n)) = \frac{1}{2}(\lambda + \lambda) = \lambda.$$

Portanto, ambos os estimadores são centrados.

[ProbabilidadesEstatistica\\_2019\(uevora.pt\)](#)

## VALOR ESPERADO, MOMENTOS E PARÂMETROS

$$\text{Var}(X) = E(X - \mu)^2 = E(X^2) - \mu^2;$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E\{(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)\} = E(XY) - E(X)E(Y); \quad \rho_{X,Y} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

$$E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y) \text{ e } \text{Var}(aX + bY) = a^2\text{Var}(X) + b^2\text{Var}(Y) + 2ab\text{Cov}(X, Y) \text{ com } a, b \text{ constantes}$$

Formulário

## Exercício 1 b): Variâncias dos Estimadores

$$\begin{aligned} b) \operatorname{Var}(\hat{\lambda}) &= \operatorname{Var}\left(\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}\right) \\ &= \frac{1}{n} \operatorname{Var}(X_1 + X_2 + \dots + X_n) \stackrel{\substack{= \\ \text{indep.}}}{\bar{X}_i} = \frac{1}{n^2} (\operatorname{Var}[X_1] + \operatorname{Var}[X_2] + \dots + \operatorname{Var}[X_n]) \\ &= \frac{1}{n^2} (\lambda + \lambda + \dots + \lambda) = \frac{1}{n^2} n\lambda = \frac{\lambda}{n}. \end{aligned}$$

$$\operatorname{Var}(\tilde{\lambda}) = \operatorname{Var}\left(\frac{X_1 + X_n}{2}\right) \stackrel{\substack{= \\ \text{indep.}}}{\bar{X}_i} = \frac{1}{2^2} (\operatorname{Var}(X_1) + \operatorname{Var}(X_n)) = \frac{1}{4} (\lambda + \lambda) = \frac{\lambda}{2}.$$



# Exercício 1 c): Eficiência

- c) Se  $n = 1$ ,  $Var(\hat{\lambda}) > Var(\tilde{\lambda}) \rightarrow \tilde{\lambda}$  é mais eficiente do que  $\hat{\lambda}$ ;  
Se  $n = 2$ ,  $Var(\hat{\lambda}) = Var(\tilde{\lambda}) \rightarrow \hat{\lambda}$  é tão eficiente como  $\tilde{\lambda}$ ;  
Se  $n > 2$ ,  $Var(\hat{\lambda}) < Var(\tilde{\lambda}) \rightarrow \hat{\lambda}$  é mais eficiente do que  $\tilde{\lambda}$

## Exercício 1 d): Consistência

d)  $\hat{\lambda}$  é um estimador consistente, pois  $E(\hat{\lambda}) = \lambda$  e  $Var(\hat{\lambda}) = \frac{\lambda}{n} \rightarrow 0$ , quando  $n \rightarrow \infty$ .

$\tilde{\lambda}$  não é um estimador consistente:  $E(\tilde{\lambda}) = \lambda$  mas  $Var(\tilde{\lambda}) = \frac{\lambda}{2}$ , seja qual for o valor de  $n$ .

Exercício Suplementar que não consta do livro Murteira et al (2015)

**Exercício 6.4** [Estimadores, erro quadrático médio, eficiência relativa.]

Se  $(X_1, X_2, X_3)$  constitui uma amostra aleatória de dimensão 3 extraída de uma população normal com valor esperado  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ , qual a eficiência de  $\frac{1}{4}(X_1 + 2X_2 + X_3)$  relativamente a  $\bar{X}$ ?



# Exercício 6.4: Eficiência

- **V.a. de interesse**

$$X \sim \text{Normal}(\mu, \sigma^2)$$

- **Amostra aleatória**

$\underline{X} = (X_1, X_2, X_3)$  é a.a. de dimensão 3 proveniente da população  $X$ , donde  $X_i \sim_{i.i.d.} X$ ,  $i = 1, 2, 3$ .

- **Parâmetro desconhecido a estimar**

$$\mu = E(X)$$

- **Estimador de  $\mu = E(X)$**

$$\bar{X} = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 X_i \quad [\text{média da a.a. } \underline{X}]$$

- **Erro quadrático médio de  $\bar{X}$**

$$\begin{aligned} EQM_{\mu}(\bar{X}) &= V(\bar{X}) + [bias_{\mu}(\bar{X})]^2 \\ &= V(\bar{X}) + [E(\bar{X}) - \mu]^2 \\ &\stackrel{X_i \sim_{i.i.d.} X}{=} \frac{V(X)}{n} + [E(X) - E(X)]^2 \\ &= \frac{V(X)}{n} \\ &= \frac{\sigma^2}{3} \end{aligned}$$

# Exercício 6.4: Eficiência

- Outro estimador de  $\mu = E(X)$

$$T = \frac{1}{4} (X_1 + 2X_2 + X_3)$$

- Erro quadrático médio de  $T$

$$\begin{aligned} EQM_{\mu}(T) &= V(T) + [bias_{\mu}(T)]^2 \\ &= V(T) + [E(T) - \mu]^2 \\ &= V\left[\frac{1}{4}(X_1 + 2X_2 + X_3)\right] + \left\{E\left[\frac{1}{4}(X_1 + 2X_2 + X_3)\right] - E(X)\right\}^2 \\ &\stackrel{X_i \text{ indep}}{=} \frac{1}{4^2} [V(X_1) + 4V(X_2) + V(X_3)] + \left\{\frac{1}{4} [E(X_1) + 2E(X_2) + E(X_3)] - E(X)\right\}^2 \\ &\stackrel{X_i \sim X}{=} \frac{1}{4^2} (1 + 4 + 1) V(X) + \left[\frac{1}{4} (1 + 2 + 1) E(X) - E(X)\right]^2 \\ &= \frac{3}{8} V(X) \\ &= \frac{3\sigma^2}{8} \end{aligned}$$

# Exercício 6.4: Eficiência

- **Eficiência do estimador**  $T = \frac{1}{4}(X_1 + 2X_2 + X_3)$  **relativamente a**  $\bar{X}$

$$\begin{aligned}e_{\mu}(T, \bar{X}) &= \frac{EQM_{\mu}(\bar{X})}{EQM_{\mu}(T)} \\ &= \frac{\frac{\sigma^2}{3}}{\frac{3\sigma^2}{8}} \\ &= \frac{8}{9}\end{aligned}$$

- **Comentário**

Tendo em conta que

$$e_{\mu}(T, \bar{X}) = \frac{8}{9} < 1,$$

i.e.,

$$EQM_{\mu}(\bar{X}) < EQM_{\mu}(T),$$

pode afirmar-se que  $T = \frac{1}{4}(X_1 + 2X_2 + X_3)$  é um estimador menos eficiente que  $\bar{X}$  no que respeita à estimação de  $\mu = E(X)$ .

Exercício Suplementar que não consta do livro Murteira et al (2015)

1ª) Sendo  $X_1, \dots, X_n$  é uma amostra aleatória de uma  $U(0, \theta)$ .

a) Encontre o estimador pelo método dos momentos de  $\theta$  e o seu EQM.



# Exercício 1 a): Método dos Momentos e EQM

- **UNIFORME (CONTÍNUA)**  $X \sim U(\alpha, \beta)$ ,  $(\alpha < \beta)$

$$f(x|\alpha, \beta) = \frac{1}{\beta - \alpha} \quad \alpha < x < \beta \quad ; \quad E(X) = \frac{\alpha + \beta}{2} \quad ; \quad \text{Var}(X) = \frac{(\beta - \alpha)^2}{12} \quad ;$$

Formulário

Dado que  $\mathbb{E}(X) = \frac{\theta}{2}$  e o primeiro momento amostral é  $m_1 = \bar{X}$ , temos que pelo método dos momentos,

$$\mathbb{E}(X) = m_1 \Rightarrow \frac{\hat{\theta}_{mm}}{2} = \bar{X} \Rightarrow \hat{\theta}_{mm} = 2\bar{X}.$$

Sabendo que o EQM de um estimador  $\hat{\theta}$  de um parâmetro  $\theta$  é definido como

$$EQM(\hat{\theta}) = \text{Var}(\hat{\theta}) + (\mathbb{E}(\hat{\theta}) - \theta)^2,$$

e dado que  $\text{Var}(X) = \frac{\theta^2}{12}$ , temos que para  $\hat{\theta}_{mm} = 2\bar{X}$  o EQM é dado por,

$$\mathbb{E}(2\bar{X}) = \frac{2 \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i)}{n} = \frac{2n \frac{\theta}{2}}{n} = \theta,$$

$$\text{Viés}(2\bar{X}) = \mathbb{E}(2\bar{X}) - \theta = \theta - \theta = 0,$$

$$\text{Var}(2\bar{X}) = \frac{4 \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i)}{n^2} = \frac{4n \frac{\theta^2}{12}}{n^2} = \frac{\theta^2}{3n},$$

$$EQM(2\bar{X}) = \text{Var}(2\bar{X}) + (\text{Viés}(2\bar{X}))^2 = \text{Var}(2\bar{X}) = \frac{\theta^2}{3n}.$$



# Obrigada!

Questões?

