

Vamos começar a resolver os exercícios do capítulo 1 do livro da Mônica e do Bolfarine.

1.1. Verifique a validade da expressão **(1.3.2)**.

$$EQM([\hat{\theta}]) = Var([\hat{\theta}]) + B^2([\hat{\theta}]),$$

em que

$$B([\hat{\theta}]) = E[\hat{\theta}] - \theta.$$

1.2. Verifique a validade da expressão **(1.3.3)**.

Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma amostra aleatória da variável aleatória  $X$  com  $E(X) = \mu$  e  $V(X) = \sigma^2$ .

Seja

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n}.$$

Mostre que

$$E[\hat{\sigma}^2] = \frac{n-1}{n} \sigma^2.$$

1.3. Verifique a validade da expressão **(1.3.6)**.

Seja  $X_1, X_2, X_3$  uma amostra aleatória da variável aleatória  $X$  com  $E(X) = \theta$  e  $V(X) = 1$ .

Considere

$$\hat{\theta}_1 = \bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + X_3}{3} \quad e \quad \hat{\theta}_2 = \frac{1}{2}X_1 + \frac{1}{4}X_2 + \frac{1}{4}X_3.$$

Mostre que

$$E[\hat{\theta}_1] = \theta \quad e \quad V[\hat{\theta}_1] = \frac{1}{3},$$

$$E[\hat{\theta}_2] = \theta \quad e \quad V[\hat{\theta}_2] = \frac{6}{16}.$$

1.4. Verifique a validade das expressões **(1.3.10)** e **(1.3.11)**.

Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma amostra aleatória de tamanho  $n$  da distribuição da variável aleatória  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Seja

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1} = \frac{n}{n-1} \hat{\sigma}^2$$

Mostre que  $S^2$  é um estimador não viciado para  $\sigma^2$ .

Além disso

$$EQM[S^2] = Var(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1},$$

$$EQM[\hat{\sigma}^2] = \frac{2\sigma^4}{n-1} \left[ 1 - \frac{3n-1}{2n^2} \right].$$

- 1.5. Encontre  $c_1$  e  $c_2$  na figura 1.1 que são os pontos de intersecção dos erros quadráticos médios de

$$\hat{\theta}_1 = \frac{S}{n} \quad e \quad \hat{\theta}_2 = \frac{S + \frac{\sqrt{n}}{2}}{n + \sqrt{n}},$$

em que

$$S \sim Bin(n, \theta).$$

No exemplo 1.3.7 temos  $n = 9$ .

- 1.6. Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma amostra aleatória da distribuição da variável aleatória  $X \sim U(0, \theta)$ . Mostre que a função densidade de probabilidade de  $X_{(n)} = Y_n = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$  é dada por:

$$f_{Y_n}(y|\theta) = \frac{ny^{n-1}}{\theta^n} I_A(y), A = (0, \theta), \theta > 0.$$

Além disso

$$E(Y_n) = \frac{n}{n+1} \theta \quad e \quad V(Y_n) = \frac{n}{(n+1)^2(n+2)} \theta^2.$$

- 1.7. Mostre que

$$\hat{N}_5 = \frac{Y_n^{n+1} - (Y_n - 1)^{n+1}}{Y_n^n - (Y_n - 1)^n}$$

no exemplo 13.9 é um estimador não viciado para  $N$ .

**Observação:**  $X_{(n)} = Y_n = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$ .

- 1.8. Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma amostra aleatória de  $X \sim Normal(\mu, 1)$ . Considere os estimadores

$$\hat{\mu}_1 = \bar{X} \quad e \quad \hat{\mu}_2 = 10.$$

Encontre o **EQM** de  $\hat{\mu}_1$  e  $\hat{\mu}_2$  como função de  $\mu$ .

Faça um gráfico do **EQM** para  $n = 10$ .

- 1.9. Seja  $X$  uma única observação de uma variável aleatória com distribuição de Bernoulli com parâmetro  $\theta$ . Sejam

$$\hat{\theta}_1 = X \quad e \quad \hat{\theta}_2 = \frac{1}{2}.$$

- (i) Verifique se  $\hat{\theta}_1$  e  $\hat{\theta}_2$  são não viciados para  $\theta$ .
- (ii) Compare os  $EQM$ . Faça um gráfico dos **EQM** como função de  $\theta$ .

- 1.10. Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma amostra aleatória da distribuição da variável aleatória  $X$

$$f(x|\theta) = e^{-(x-\theta)} I_A(x), \quad A = (\theta, \infty), \theta > 0.$$

- i. Especifique o espaço paramétrico e o suporte associado à distribuição de  $X$ .
- ii. Verifique se

$$\hat{\theta}_1 = \bar{X} \quad e \quad \hat{\theta}_2 = Y_1 = \min(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

são estimadores não viciados para  $\theta$ .

- 1.11. Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma amostra aleatória de tamanho  $n$  da distribuição da variável aleatória  $X$  com f.d.p. dada por

$$f(x|\theta) = \frac{2x}{\theta^2} I_A(x), \quad A = (0, \theta), \theta > 0.$$

- i. Especifique o espaço paramétrico e o suporte associado à distribuição de  $X$ .
- ii. Verifique se

$$\hat{\theta}_1 = \bar{X} \quad e \quad \hat{\theta}_2 = Y_n = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

são estimadores não viciados para  $\theta$ .

- iii. Encontre e compare os  $EQM$  dos dois estimadores. Faça um gráfico dos  $EQM$  como função de  $\theta$ .

- 1.12. Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma amostra aleatória de tamanho  $n$  da distribuição da variável aleatória  $X \sim U(0, \theta)$ .

$$\hat{\theta}_1 = c_1 \bar{X} \quad e \quad \hat{\theta}_2 = c_2 Y_n = c_2 \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

- i. Encontre  $c_1$  e  $c_2$  que tornem os estimadores não viciados.
- ii. Encontre e compare os  $EQM$  dos dois estimadores.

- 1.13. Seja  $X_1, X_2, \dots, X_n$  uma amostra aleatória de tamanho  $n$  da distribuição da variável aleatória  $X \sim N(0, \sigma^2)$ .

Seja

$$S^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2.$$

Considere os estimadores

$$\hat{\sigma}_c^2 = c S^2.$$

- i. Encontre o **EQM** do estimador acima.
- ii. Encontre o valor de  $c$  que minimiza o **EQM** em i.