1 Numa sessão de formação uma pessoa tenta desempenhar duas vezes seguidas certa tarefa, podendo, em cada tentativa, ter êxito ou falhar. A probabilidade de falhar a primeira tentativa é igual a 0,25. Se falhar a primeira, a probabilidade de ser bem-sucedida na segunda é de 0,5. Se for bem-sucedida na primeira, a probabilidade de falhar na segunda é 0,1. Qual a probabilidade de falhar a segunda tentativa?

Resolução

Fj: "falhar na tentativa j",
$$j = 1,2$$
. $\Pr(F1) = 0,25$
$$\Pr(F2^c|F1) = 0,5 = 1 - \Pr(F2|F1) \qquad \Pr(F2|F1^c) = 0,1$$

$$\Pr(F2) = \Pr[F2 \land (F1 \lor F1^c)] = \Pr[(F1 \land F2) \lor (F1^c \land F2)] =$$

$$\Pr(F1 \land F2) + \Pr(F1^c \land F2) = \Pr(F2|F1) \Pr(F1) + \Pr(F2|F1^c) \Pr(F1^c) =$$

$$(1 - 0,5) \times 0,25 + 0,1 \times (1 - 0,25) = 0,2.$$

- 2 Classifique, justificando, cada uma das seguintes proposições como verdadeira ou falsa.
- **a**) Seja f a função probabilidade de uma v.a. discreta; então $0 \le f(x) \le 1, \forall x \in \mathcal{R}$.

Res.

Verdadeira: se X é discreta, $f(x) = \Pr(X = x)$, logo, $0 \le f(x) \le 1$, $\forall x \in \mathcal{R}$.

b) Seja f a função densidade de uma v.a. contínua; então $0 \le f(x) \le 1, \forall x \in \mathcal{R}$.

Res.

Falsa: se *X* é contínua apenas se tem, em geral, $f(x) \ge 0$, $\forall x \in \mathcal{R}$.

c) Seja F a função de distribuição de uma v. a. contínua; então $0 \le F(x) \le 1$, ∀x ∈ R.

Res.

Verdadeira: $F(x) = \Pr(X \le x)$, logo, $0 \le F(x) \le 1$, $\forall x \in \mathcal{R}$.

d) Seja F a função distribuição de uma v.a. contínua e simétrica em relação à origem. Então, $F(-x) = 1 - F(x), \forall x \in \mathcal{R}$.

Res.

Verdadeira: se X é contínua, $F(-x) = \Pr(X \le -x) = \Pr(X \ge x) = \Pr(X > x) = 1 - \Pr(X \le x) = 1 - F(x)$, $\forall x \in \mathcal{R}$.

- 3 Considere a função densidade da v.a. X, $f_X(x) = \begin{cases} x, & 0 < x < 1, \\ 1/2, & 1 \le x < 2. \end{cases}$
- **a**) Calcule E(X) e V(X).

Res.

$$E(X) = \int_0^1 x \cdot x dx + \int_1^2 x(1/2) dx = [x^3/3]_0^1 + [x^2/4]_1^2 = 1/3 + (1 - 1/4) = 13/12.$$

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \int_0^1 x^2 \cdot x dx + \int_1^2 x^2 (1/2) dx - (13/12)^2 = [x^4/4]_0^1 + [x^3/6]_1^2 - (13/12)^2 = 1/4 + (8/6 - 1/6) - (13/12)^2 = 35/144.$$

b) Calcule a mediana de *X*.

Res.

Me:
$$\Pr(X \le Me) = 0.5 \Leftrightarrow \int_0^{Me} f_X(x) dx = 0.5 \Leftrightarrow \int_0^{Me} x dx = 0.5 \Leftrightarrow [x^2/2]_0^{Me} = Me^2/2 = 0.5 \Leftrightarrow Me = 1.$$

c) Calcule a variância da variável $U = \begin{cases} -1, & X < 1/2, \\ 1, & X \ge 1/2. \end{cases}$

Res.

Note-se que $U^2 = 1$ para qualquer valor de X; donde, $E(U^2) = 1$.

$$V(U) = E(U^{2}) - E(U)^{2} = 1 - [(-1)\Pr(U = -1) + 1\Pr(U = 1)]^{2} = 1 - [\Pr(X \ge 1/2) - \Pr(X < 1/2)]^{2} = 1 - \left(\int_{1/2}^{1} x dx + \int_{1}^{2} dx/2 - \int_{0}^{1/2} x dx\right)^{2} = 1 - (3/8 + 1/2 - 1/8)^{2} = 7/16.$$

4 Sejam $Y \sim \mathcal{N}(\mu, 1)$ e $(Y_1, ..., Y_n)$ uma amostra casual desta população. Obtenha o estimador da máxima verosimilhança de μ .

Res.

$$\begin{split} Y &\sim \mathcal{N}(\mu, 1) \equiv \exp[-(y - \mu)^2/2]/\sqrt{2\pi}, \\ l(\mu) &= \sum_{i=1}^n \log\{\exp[-(y_i - \mu)^2/2]/\sqrt{2\pi}\} = -\sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2/2 - n\log(2\pi)/2 \Rightarrow \\ l'(\mu) &= 0 \Leftrightarrow \sum_{i=1}^n (y_i - \mu) = 0 \Leftrightarrow n\mu = \sum_{i=1}^n y_i \Leftrightarrow \mu = \sum_{i=1}^n y_i/n = \bar{y}; \\ l''(\mu) &= -n < 0, \forall \mu. \end{split}$$

Estimador MV $\hat{\mu}_{MV} = \overline{Y}$.

Sejam $Y \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ e $(Y_1, ..., Y_4)$ uma amostra casual desta população. O estimador $T = (Y_1 + Y_2 + 2Y_3)/4$ é cêntrico para μ ? T é mais eficiente do que \overline{Y} ? Justifique mediante cálculos adequados.

Res.

Centricidade de T: $E(T) = [E(Y_1) + E(Y_2) + 2E(Y_3)]/4 = (\mu + \mu + 2\mu)/4 = \mu$. Eficiência:

$$V(T) = [V(Y_1) + V(Y_2) + 4V(Y_3)]/16 = (\sigma^2 + \sigma^2 + 4\sigma^2)/16 = 3\sigma^2/8$$

$$V(\bar{Y}) = [V(Y_1) + \dots + V(Y_4)]/16 = 4\sigma^2/16 = 2\sigma^2/8 < V(T): T \text{ não \'e mais eficiente que \bar{Y}}.$$

- **6** Sejam $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ e $(X_1, ..., X_{16})$ uma amostra casual desta população, de que se obteve $\bar{x} = 10$ e s = 3,872.
- *a*) Construa um intervalo de confiança a 95% para V(X).

Res.

Variável fulcral $16S^2/\sigma^2 \sim \chi_{15}^2$

$$\Pr\left(\underbrace{\xi_{0,025}}_{6,262} < 16S^2/\sigma^2 < \underbrace{\xi_{0,975}}_{27,488}\right) = 0.95 \rightarrow$$

$$IC =]16 \times 3,872^2/27,488$$
; $16 \times 3,872^2/6,262[\approx]8,727$; $38,307[.$

b) Suponha agora que a população tem variância 36. Qual a dimensão mínima da amostra, de modo que a amplitude de um intervalo de confiança a 95% para E(X) não exceda 6,5?

Res.

Variável fulcral:
$$(\bar{X} - \mu)/(6/\sqrt{n}) \sim \mathcal{N}(0,1)$$
 Extremos do IC para μ : $10 \pm \underbrace{\xi_{0,975}}_{1,96} \times 6/\sqrt{n}$

Amplitude do IC $2 \times 1,96 \times 6/\sqrt{n} \le 6,5 \Leftrightarrow n \ge 13,093 \Rightarrow n \ge 14.$

7 Indique quais das seguintes condições são hipóteses estatísticas (não é necessário justificar).

$$A E(X) = 5.$$

$$\mathbf{B}$$
 $\bar{x}=5$.

$$C$$
 Pr($X > 2$) = 0,2.

D
$$4 < \sigma^2 < 9$$
.

E
$$s' < 1$$
.

Res.

A C D.

Seja $X \sim \mathcal{N}(\mu, 2500)$ e o teste da hipótese H_0 : $\mu = 250$ contra H_1 : $\mu = 200$, cujo critério de rejeição se define como $\bar{x} < 230$. Calcule, para uma amostra de dimensão 16, o nível de significância e a potência deste teste.

Res.

Nível de significância

$$\alpha = \Pr(\bar{X} < 230 | \mu = 250) =$$

$$\Pr[(\bar{X} - 250) / (50 / \sqrt{16}) < (230 - 250) / (50 / \sqrt{16}) | \mu = 250] =$$

$$\Phi(-1,6) = 1 - 0.9452 = 0.0548.$$

Potência

$$1 - \beta = \Pr(\overline{X} < 230 | \mu = 200) = \Pr[(\overline{X} - 200) / (50 / \sqrt{16}) < (230 - 200) / (50 / \sqrt{16}) | \mu = 200] = \Phi(2,4) = 0,9918.$$