

Duração: 90 minutos

**2º teste A**

**Justifique convenientemente todas as respostas!**

**Grupo I**

10 valores

1. Em cada uma de 500 operações stop, selecionadas ao acaso, foi registado o número  $X$  de condutores fiscalizados até ser encontrado o primeiro em infração, tendo-se observado que  $\sum_{i=1}^{500} x_i = 6250$ . Admitindo que  $X$  tem distribuição geométrica de parâmetro  $p$ , determine:

- (a) O estimador de máxima verosimilhança de  $p$ .

(2.5)

$$\begin{aligned}\mathcal{L}(p, x_1, \dots, x_n) &\equiv f_X(x_1, \dots, x_n) \stackrel{iid}{=} \prod_{i=1}^n f_X(x_i) = \prod_{i=1}^n p(1-p)^{x_i-1} = p^n (1-p)^{\sum_{i=1}^n x_i - n} \\ \text{Para } p \in ]0, 1[, \log(\mathcal{L}(p, x_1, \dots, x_n)) &= n \log p + (\sum_{i=1}^n x_i - n) \log(1-p) \text{ (diferenciável em ordem a } p) \\ \text{Para } \sum_{i=1}^n x_i > n, \frac{d\mathcal{L}}{dp} = 0 &\iff \frac{n}{p} - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i - n)}{1-p} = 0 \iff p = \frac{1}{\bar{x}} \text{ e} \\ \frac{d^2\mathcal{L}}{dp^2} &= -\frac{n}{p^2} - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i - n)}{(1-p)^2} < 0, \forall 0 < p < 1 \text{ uma vez que } \sum_{i=1}^n x_i > n \\ \therefore \hat{p}_{MV} &= \frac{1}{\bar{x}}\end{aligned}$$

- (b) A estimativa de máxima verosimilhança da probabilidade de ser necessário fiscalizar mais de 3 condutores até encontrar a primeira infração.

(1.5)

$$\begin{aligned}\text{Pretende-se estimar } g(p) &= P(X > 3) = 1 - F_{Geo(p)}(3). \text{ Pela invariância dos estimadores de invariância} \\ \text{tem-se que } \hat{g}_{MV}(p) &= g(\hat{p}_{MV}) = 1 - F_{Geo(\frac{1}{\bar{x}})}(3). \\ \text{Com } \bar{x} = 12.5 \text{ tem-se } \hat{P}(X > 3) &\approx 1 - F_{Geo(0.08)}(3) = 0.7787.\end{aligned}$$

2. Com o objetivo de reduzir a poluição num troço da Ribeira dos Milagres foi desencadeada uma campanha de limpeza. Para avaliar a eficácia da medida adotada foram feitas medições em 10 pontos escolhidos ao acaso antes ( $X$ ) e medições em outros 10 pontos um ano após a campanha de limpeza ( $Y$ ), obtendo-se os seguintes resultados:  $\bar{x} = 79.9$  e  $\bar{y} = 74.9$ , numa unidade tal que menores níveis de poluição conduzem a valores de  $X$  e  $Y$  mais baixos.

Admitindo que ambas as variáveis aleatórias têm distribuição normal com variância comum igual a 13:

- (a) A um nível de significância de 0.04, teste a hipótese de a campanha de limpeza não ter tido o efeito pretendido.

(4.0)

$$\begin{aligned}\text{Pretende-se testar } H_0 : \mu_X - \mu_Y &\leq 0 \text{ contra } H_1 : \mu_X - \mu_Y > 0. \\ \text{Seja } Z &= \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n_X} + \frac{\sigma_Y^2}{n_Y}}} \sim N(0, 1). \text{ Sob } H_0 \text{ obtemos a estatística do teste, } Z_0 = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{26}{10}}} \stackrel{\mu_X - \mu_Y = 0}{\sim} N(0, 1). \\ \text{Para } \alpha = 0.04 \text{ deve rejeitar-se } H_0 &\text{ se } Z_0 > \Phi^{-1}(0.96) = 1.7506. \\ \text{Como } z_0 \approx 3.1 \text{ pertence à região de rejeição} &\text{ então } H_0 \text{ é rejeitada para } \alpha = 0.04.\end{aligned}$$

- (b) Calcule a probabilidade de o procedimento que aplicou na alínea anterior conduzir a uma decisão errada no caso de a campanha de limpeza ter contribuído para uma redução de 5 unidades no nível médio de poluição.

(2.0)

$$P(Z_0 \leq 1.7506 \mid \mu_X - \mu_Y = 5) = P\left(Z_0 \leq 1.7506 \mid Z^* = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 5}{\sqrt{\frac{26}{10}}} \sim N(0, 1)\right) = P(Z^* \leq -1.35) = \Phi(-1.35) = 0.088.$$

1. Os dados relativos ao tempo de espera  $X$ , em dias úteis, até se conseguir uma consulta de certa especialidade num dado agrupamento de centros saúde de 100 doentes foram registados, tendo-se observado: (4.5)

Nº dias	$\leq 5$	$]5, 8]$	$]8, 12]$	$>12$
Nº doentes	52	28	16	4

Teste a hipótese do tempo de espera até se conseguir uma consulta ter distribuição exponencial de parâmetro  $\lambda$ . Decida com base no valor-p do teste, sabendo que a estimativa de máxima verosimilhança de  $\lambda$  é 0.2.

Pretende-se testar  $H_0: X \sim \text{Exp}(\lambda)$  contra  $H_1: X \not\sim \text{Exp}(\lambda)$ .

Seja  $p_i^0 = P(X \in \text{Classe}_i | H_0)$ ,  $i = 1, \dots, 4$ . Como o valor de  $\lambda$  não é especificado apenas podemos calcular as estimativas  $\hat{p}_i^0 = P(X \in \text{Classe}_i | H_0, \hat{\lambda} = 0.2)$ .

Com  $X \sim \text{Exp}(0.2)$  tem-se  $F_X(x) = 1 - e^{-0.2x}$ , para  $x > 0$ , e então  $\hat{p}_1^0 = F_X(5) = 0.6321$ ,  $\hat{p}_2^0 = F_X(8) - F_X(5) = 0.1660$ ,  $\hat{p}_3^0 = F_X(12) - F_X(8) = 0.1112$  e  $\hat{p}_4^0 = 1 - F_X(12) = 0.0907$ .

i	$o_i$	$\hat{p}_i^0$	$e_i = n\hat{p}_i^0$
1	52	0.6321	63.21
2	28	0.1660	16.60
3	16	0.1112	11.12
4	4	0.0907	9.07
$n = 100$			

Como todas as classes têm uma frequência esperada superior a 5 não é necessário agrupar classes ( $k = 4$ ) e, como um parâmetro foi estimado ( $\beta = 1$ ), a estatística de teste é  $Q_0 = \sum_{i=1}^4 \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \underset{H_0}{\sim} \chi_{(2)}^2$ .

Tem-se  $q_0 \approx 14.8$  e valor- $p = P(Q_0 > q_0 | H_0) = 1 - F_{\chi_{(2)}^2}(14.8) \approx 6 \times 10^{-4}$ . Deve-se rejeitar  $H_0$  para níveis de significância  $\geq 6 \times 10^{-4}$  e não rejeitar no caso contrário. Para os níveis de significância usuais,  $\alpha \in [0.01, 0.1]$ , há evidência suficiente para rejeitar  $H_0$ .

2. A densidade ótica ( $Y$ ) de uma solução de certa substância química foi medida para várias concentrações ( $x \in ]0, 15]$ ), tendo-se obtido o seguinte conjunto de resultados sumariados:

$$\sum_{i=1}^8 x_i = 57, \quad \sum_{i=1}^8 y_i = 234, \quad \sum_{i=1}^8 x_i^2 = 579, \quad \sum_{i=1}^8 y_i^2 = 9536, \quad \sum_{i=1}^8 x_i y_i = 2348.$$

- (a) Após ter enunciado as hipóteses de trabalho que entender mais convenientes, obtenha e interprete as estimativas dos coeficientes da reta de regressão. (2.0)

Admite-se que as variáveis  $Y_i = Y | x = x_i$  são não correlacionadas e que  $Y_i \sim N(\beta_0 + \beta_1 x_i, \sigma^2)$  para  $i = 1, \dots, 8$ .

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^8 x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sum_{i=1}^8 x_i^2 - n \bar{x}^2} = 3.9378 \text{ e } \hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} = 1.1931$$

Estima-se que o aumento de uma unidade na concentração da substância química conduza a um aumento de 3.9378 unidades no valor esperado da densidade ótica da solução. Estima-se também que a densidade ótica média do solvente (ou seja, a “solução” sem a substância química em questão) é igual a 1.1931 unidades.

- (b) Obtenha uma estimativa pontual e intervalar a 99% do valor esperado da densidade ótica de uma solução com uma concentração de  $x_0 = 7$ . (3.5)

Pretende-se estimar  $E[Y|x=7] = \beta_0 + 7\beta_1$ .

$$\hat{E}[Y|x=7] = \hat{\beta}_0 + 7\hat{\beta}_1 = 28.76$$

$$\text{Sejam } T = \frac{(\hat{\beta}_0 + 7\hat{\beta}_1) - (\beta_0 + 7\beta_1)}{\sqrt{\left(\frac{1}{8} + \frac{(\bar{x}-7)^2}{\sum_{i=1}^8 x_i^2 - 8\bar{x}^2}\right) \hat{\sigma}^2}} \sim t_{(6)} \text{ e } a = F_{t_{(6)}}^{-1}(0.995) = 3.707$$

$$P(-a \leq T \leq a) = 0.99 \iff$$

$$P\left(\hat{\beta}_0 + 7\hat{\beta}_1 - a \sqrt{\left(\frac{1}{8} + \frac{(\bar{x}-7)^2}{\sum_{i=1}^8 x_i^2 - 8\bar{x}^2}\right) \hat{\sigma}^2} \leq \beta_0 + 7\beta_1 \leq \hat{\beta}_0 + 7\hat{\beta}_1 + a \sqrt{\left(\frac{1}{8} + \frac{(\bar{x}-7)^2}{\sum_{i=1}^8 x_i^2 - 8\bar{x}^2}\right) \hat{\sigma}^2}\right) = 0.99$$

$$\text{IAC}_{0.99}(\beta_0 + 7\beta_1) = \left[ \hat{\beta}_0 + 7\hat{\beta}_1 - 3.707 \sqrt{\left(\frac{1}{8} + \frac{(\bar{x}-7)^2}{\sum_{i=1}^8 x_i^2 - 8\bar{x}^2}\right) \hat{\sigma}^2}, \hat{\beta}_0 + 7\hat{\beta}_1 + 3.707 \sqrt{\left(\frac{1}{8} + \frac{(\bar{x}-7)^2}{\sum_{i=1}^8 x_i^2 - 8\bar{x}^2}\right) \hat{\sigma}^2} \right]$$

$$\hat{\sigma}^2 \approx 1.81$$

$$\sqrt{\left(\frac{1}{8} + \frac{(\bar{x}-7)^2}{\sum_{i=1}^8 x_i^2 - 8\bar{x}^2}\right) \hat{\sigma}^2} = 0.4758$$

$$\text{IC}_{0.99}(\beta_0 + 7\beta_1) = [26.99, 30.52]$$