

Duração: 120 minutos

Exame de época normal

- As questões de escolha múltipla têm uma e apenas uma resposta correta. Caso assinale uma resposta errada ou mais de uma resposta, serão descontados 0.5 valores.
- As respostas às questões de escolha múltiplas têm de ser assinaladas na folha de instruções previamente distribuída.
- Para as restantes questões, terá de justificar convenientemente as suas respostas.

**Pergunta 1**

2 valores

Num centro de recolha, verificou-se que 70% das peças recebidas correspondem a roupa, 20% a calçado e 10% a acessórios. Verificou-se ainda que 70% da roupa e 95% dos acessórios estavam em condições de ser revendidos, contrariamente a 75% do calçado que não estava em condições de ser revendido.

Selecionada uma peça ao acaso, qual é a probabilidade de que seja uma peça de roupa, sabendo que está em condições de ser revendida?

• **Quadro de acontecimentos e probabilidades**

Acontecimento	Probabilidade
$A =$ peça de roupa	$P(A) = 0.7$
$B =$ peça de calçado	$P(B) = 0.2$
$C =$ peça de acessório	$P(C) = 0.1$
$R =$ peça estar em condições para revenda	
	$P(R   A) = 0.7$
	$P(\bar{R}   B) = 0.75$
	$P(R   C) = 0.95$

• **Prob. pedida**

Ao invocarmos o teorema de Bayes, temos

$$\begin{aligned} P(A | R) &= \frac{P(R | A) \times P(A)}{P(R)} \\ &= \frac{P(R | A) \times P(A)}{P(R | A) \times P(A) + P(\bar{R} | B) \times P(B) + P(R | C) \times P(C)} \\ &= \frac{0.7 \times 0.7}{0.7 \times 0.7 + (1 - 0.75) \times 0.2 + 0.95 \times 0.1} \\ &= \frac{0.49}{0.635} \\ &\approx 0.7717. \end{aligned}$$

**Pergunta 2**

2 valores

Em certa experiência, a probabilidade de uma partícula escapar à trajetória prevista é igual a 0.03.

Calcule o quantil de probabilidade 0.95 ( $q_{0.95}$ ) do número de vezes ( $X$ ) que a partícula escapa à trajetória, em 18 realizações independentes de tal experiência. Determine  $P(X \geq q_{0.95})$ .

- **V.a. e f.p.**

$X$  = número de vezes em que a partícula escapa à trajetória, em 18 realizações da experiência

$X \sim \text{binomial}(n = 18, p = 0.03)$

$$P(X = x) = \binom{18}{x} 0.03^x (1 - 0.03)^{18-x}, \quad x = 0, 1, \dots, 18$$

- **Quantil pedido**

O quantil de probabilidade  $p$  de  $X$ ,  $q_p$  ( $p = 0.95$ ), define-se do modo seguinte:

$$q_p \in \{0, 1, \dots, 18\} : P(X \leq q_p) \geq p \quad \text{e} \quad P(X \geq q_p) \geq 1 - p$$

$$p \leq F_X(q_p) \leq p + P(X = q_p) \quad \Leftrightarrow \quad F_X[(q_p)^-] \leq p \leq F_X(q_p).$$

De acordo com a tabela/calc.,  $F_X(1) = P(X \leq 1) = F_X(2^-) = 0.8997$  e  $F_X(2) = 0.9843$ . Logo,

$$0.8997 = F_X(2^-) \leq 0.95 \leq F_X(2) = 0.9843,$$

pelo que o quantil de probabilidade 0.95 da v.a.  $X$  é igual a  $q_{0.95} = 2$ .

- **Probabilidade pedida**

$$P(X \geq q_{0.95}) = P(X \geq 2) = 1 - P(X < 2) = 1 - P(X \leq 1) = 1 - F_X(1) \stackrel{\text{tabelas, calc.}}{=} 1 - 0.8997 = 0.1003.$$

<b>Pergunta 3</b>	2 valores
-------------------	-----------

Admita que o tempo (em anos) até à ocorrência do próximo terramoto em determinada região é uma variável aleatória  $X$  com distribuição exponencial com parâmetro  $\lambda$  ( $\lambda > 0$ ). Admita também que, sabendo que o último terramoto ocorreu há mais de dois anos nessa região, a probabilidade de ter de se esperar adicionalmente mais de quatro anos pela ocorrência do próximo terramoto é igual a 0.818731.

Qual é o valor de  $\lambda$  arredondado às centésimas?

**A:** 0.03    **B:** 0.43    **C:** 0.28    **D:** 0.05

- **V.a. de interesse, f.d.p. e f.d.**

$X$  = tempo (em anos) até à ocorrência do próximo terramoto...

$X \sim \text{exponencial}(\lambda)$

$$f_X(x) \stackrel{\text{form.}}{=} \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = 1 - e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \end{cases}$$

- **Obtenção de  $\lambda$**

Ao invocarmos a propriedade da falta de memória da distribuição exponencial, obtemos

$$\lambda > 0 : P(X > 2 + 4 | X > 2) = 0.818731$$

$$P(X > 4) = 0.818731 \quad \Leftrightarrow \quad 1 - F_X(4) = 0.818731$$

$$e^{-\lambda \times 4} = 0.818731 \quad \Leftrightarrow \quad \lambda = -1/4 \times \ln(0.818731)$$

$$\lambda \approx 0.05.$$

[Em alternativa,

$$\lambda > 0 : P(X > 2 + 4 | X > 2) = 0.818731 \quad \Leftrightarrow \quad \frac{P(X > 2 + 4, X > 2)}{P(X > 2)} = 0.818731$$

$$\frac{P(X > 2 + 4)}{P(X > 2)} = 0.818731 \quad \Leftrightarrow \quad \frac{e^{-\lambda \times (2+4)}}{e^{-\lambda \times 2}} = 0.818731$$

$$e^{-\lambda \times 4} = 0.818731 \quad \Leftrightarrow \quad \lambda = -\frac{1}{4} \times \ln(0.818731) \quad \Leftrightarrow \quad \lambda \approx 0.05.]$$

O retorno do aluguer de um equipamento em dois dias consecutivos é representado pelo par aleatório  $(X, Y)$ , com função de probabilidade conjunta dada por

X	Y		
	0	1	2
0	0.1	0.2	0.1
1	0.2	0.1	0
2	0	0.3	0

Calcule o valor esperado e a variância de  $X - Y$ .

- **Par aleatório**

$(X, Y)$

$X$  = retorno do aluguer do equipamento no primeiro dia

$Y$  = retorno do aluguer do equipamento no segundo dia

- **V.a. de interesse**

$X - Y$  = diferença entre os retornos do aluguer do equipamento em dois dias consecutivos

- **Valor esperado e variância pedidos**

Uma vez que  $E(X - Y) = E(X) - E(Y)$  e  $V(X - Y) = V(X) + V(Y) - 2 \text{cov}(X, Y)$ , são necessários alguns cálculos auxiliares que envolverão a f.p. conjunta de  $(X, Y)$  e as f.p. marginais de  $X$  e  $Y$  dadas por  $P(X = x) = \sum_y P(X = x, Y = y)$  e  $P(Y = y) = \sum_x P(X = x, Y = y)$ .

X	Y			$P(X = x)$
	0	1	2	
0	0.1	0.2	0.1	0.4
1	0.2	0.1	0	0.3
2	0	0.3	0	0.3
$P(Y = y)$	0.3	0.6	0.1	1

- **Valores esperados e variâncias de  $X$  e de  $Y$**

$$E(X) = \sum_{x=0}^2 x \times P(X = x) = 1 \times 0.3 + 2 \times 0.3 = 0.9$$

$$E(X^2) = \sum_{x=0}^2 x^2 P(X = x) = 1^2 \times 0.3 + 2^2 \times 0.3 = 1.5$$

$$V(X) = E(X^2) - E^2(X) = 1.5 - 0.9^2 = 0.69$$

$$E(Y) = \sum_{y=0}^2 y \times P(Y = y) = 1 \times 0.6 + 2 \times 0.1 = 0.8$$

$$E(Y^2) = \sum_{y=0}^2 y^2 P(Y = y) = 1^2 \times 0.6 + 2^2 \times 0.1 = 1$$

$$V(Y) = E(Y^2) - E^2(Y) = 1 - 0.8^2 = 0.36$$

- **Valor esperado de  $XY$**

$$E(XY) = \sum_{x=0}^2 \sum_{y=0}^2 xy \times P(X = x, Y = y) = 1 \times 1 \times 0.1 + 2 \times 1 \times 0.3 = 0.7$$

- **Covariância entre  $X$  e  $Y$**

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X) \times E(Y) = 0.7 - 0.9 \times 0.8 = -0.02$$

• **Valor esperado e variância pedidos** (cont.)

$$\begin{aligned} E(X - Y) &= E(X) - E(Y) \\ &= 0.9 - 0.8 \\ &= 0.1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V(X - Y) &= V(X) + V(Y) - 2 \operatorname{cov}(X, Y) \\ &= 0.69 + 0.36 - 2 \times (-0.02) \\ &= 1.09. \end{aligned}$$

**Pergunta 5**

2 valores

Numa linha de montagem, o número de unidades rejeitadas diariamente pode ser descrito por uma variável aleatória  $X$  com distribuição geométrica com parâmetro  $p = 0.05$ . Admita que os números de unidades rejeitadas em dias sucessivos são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas a  $X$ .

Obtenha um valor aproximado para a probabilidade de o número total de unidades rejeitadas em 40 dias ser superior a 780.

• **V.a.; valor esperado e variância comuns**

$X_i$  = número de unidades rejeitadas no dia  $i$ ,  $i = 1, \dots, n$

$$n = 40$$

$X_i \stackrel{\text{indep}}{\sim} \text{geométrica}(p = 0.05)$

$$E(X_i) = E(X) = \mu \stackrel{\text{form.}}{=} 1/p = 20$$

$$V(X_i) = V(X) = \sigma^2 \stackrel{\text{form.}}{=} (1-p)/p^2 = 380$$

• **V.a. de interesse**

$S_n = \sum_{i=1}^n X_i$  = número total de unidades rejeitadas em  $n$  dias

• **Valor esperado e variância de  $S_n$**

$$E(S_n) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i) \stackrel{X_i \sim X}{=} n E(X) = n\mu$$

$$V(S_n) = V\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) \stackrel{X_i \text{ indep.}}{=} \sum_{i=1}^n V(X_i) \stackrel{X_i \sim X}{=} n V(X) = n\sigma^2$$

• **Distribuição aproximada de  $S_n$**

De acordo com o teorema do limite central (TLC),

$$\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{V(S_n)}} = \frac{S_n - nE(X)}{\sqrt{nV(X)}} = \frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}} \stackrel{a}{\sim} \text{normal}(0, 1).$$

• **Prob. pedida** (valor aproximado)

$$\begin{aligned} P[S_n > 780] &= 1 - P\left(\frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}} \leq \frac{780 - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}}\right) \\ &\stackrel{\text{TLC}}{\approx} 1 - \Phi\left(\frac{780 - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}}\right) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{780 - 40 \times 20}{\sqrt{40 \times 380}}\right) \\ &\approx 1 - \Phi(-0.16) \\ &= \Phi(0.16) \\ &\stackrel{\text{tabelas/calc.}}{\approx} 0.5636. \end{aligned}$$

Admita que a fração de carga máxima suportada por uma estrutura em relação à carga máxima possível é representada pela variável aleatória  $X$  com função de densidade de probabilidade dada por

$$f_X(x) = \begin{cases} 3\beta x^2(1-x^3)^{\beta-1}, & x \in (0, 1) \\ 0, & \text{outros valores de } x, \end{cases}$$

onde  $\beta$  é um parâmetro desconhecido positivo.

Deduza o estimador de máxima verosimilhança de  $\beta$ , com base numa amostra aleatória de dimensão  $n$  proveniente de  $X$ .

- **V.a. de interesse; f.d.p.**

$X$  = fração de carga máxima suportada por uma estrutura em relação à carga máxima possível

$$f_X(x) = \begin{cases} 3\beta x^2(1-x^3)^{\beta-1}, & x \in (0, 1) \\ 0, & \text{outros valores de } x \end{cases}$$

- **Parâmetro desconhecido**

$$\beta \quad (\beta > 0)$$

- **Amostra; amostra aleatória**

$(x_1, \dots, x_n)$ , amostra de dimensão  $n$  proveniente de  $X$ .

$(X_1, X_2, \dots, X_n)$ , amostra aleatória de dimensão  $n$  proveniente de  $X$ .

- **Dedução do estimador de MV de  $\beta$**

**Passo 1 — Função de verosimilhança**

$$\begin{aligned} L(\beta | \underline{x}) &= f_X(\underline{x}) \stackrel{X_i \text{ indep}}{=} \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i) \stackrel{X_i \sim X}{=} \prod_{i=1}^n f_X(x_i) \\ &= \prod_{i=1}^n \left[ 3\beta x_i^2 (1-x_i^3)^{\beta-1} \right] \\ &= 3^n \beta^n \prod_{i=1}^n \left[ x_i^2 (1-x_i^3)^{\beta-1} \right], \quad \beta > 0 \end{aligned}$$

**Passo 2 — Função de log-verosimilhança**

$$\ln L(\beta | \underline{x}) = n \ln(3) + n \ln(\beta) + 2 \sum_{i=1}^n \log(x_i) + (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \ln(1 - x_i^3), \quad \beta > 0$$

**Passo 3 — Maximização**

A estimativa de MV de  $\beta$  será representada por  $\hat{\beta}$  e

$$\hat{\beta} : \begin{cases} \left. \frac{d \ln L(\beta | \underline{x})}{d\beta} \right|_{\beta=\hat{\beta}} = 0 & \text{(ponto de estacionaridade)} \\ \left. \frac{d^2 \ln L(\beta | \underline{x})}{d\beta^2} \right|_{\beta=\hat{\beta}} < 0 & \text{(ponto de máximo)} \end{cases}$$

$$\begin{cases} \frac{n}{\hat{\beta}} + \sum_{i=1}^n \ln(1 - x_i^3) = 0 \\ -\frac{n}{\hat{\beta}^2} < 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \hat{\beta} = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln(1 - x_i^3)} \\ -\frac{n}{\hat{\beta}^2} < 0 \quad \text{(prop. verdadeira)} \end{cases}$$

**Passo 4 — Estimador de MV de  $\beta$**

$$EMV(\beta) = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln(1 - X_i^3)}$$

A gestora de uma unidade fabril decidiu estimar a probabilidade  $p$  de um parafuso de alta resistência escolhido ao acaso da produção diária não satisfazer as especificações de segurança. Para o efeito, selecionou uma amostra casual de 100 desses parafusos, dos quais 4 não satisfizeram as especificações de segurança.

Determine um intervalo de confiança aproximado a 95% para a probabilidade  $p$ .

**A:** [0.0394, 0.0406] **B:** [0.0016, 0.0784] **C:** [0.0078, 0.0722] **D:** [0.0392, 0.0408]

- **V.a. de interesse**

$$X = \begin{cases} 1, & \text{parafuso de alta resistência não satisfaz especificações de segurança} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

- **Situação**

$$X \sim \text{Bernoulli}(p)$$

$p$  DESCONHECIDO

- **Obtenção de IC aproximado para  $p$**

**Passo 1 - Seleção da v.a. fulcral para  $p$**

$$Z = \frac{\bar{X} - p}{\sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}}} \stackrel{a}{\sim} \text{normal}(0, 1)$$

**Passo 2 — Obtenção dos quantis de probabilidade**

Como  $(1 - \alpha) \times 100\% = 95\% \Leftrightarrow \alpha = 0.05$ , lidaremos com os quantis seguintes:

$$\begin{cases} a_\alpha = \Phi^{-1}(\alpha/2) = -\Phi^{-1}(1 - \alpha/2) = -\Phi^{-1}(0.975) \stackrel{\text{tabela/calcul.}}{=} -1.9600 \\ b_\alpha = \Phi^{-1}(1 - \alpha/2) = \Phi^{-1}(0.975) = 1.9600. \end{cases}$$

**Passo 3 — Inversão da desigualdade  $a_\alpha \leq Z \leq b_\alpha$**

$$P(a_\alpha \leq Z \leq b_\alpha) \simeq 1 - \alpha$$

$$P\left[a_\alpha \leq (\bar{X} - p) / \sqrt{\bar{X}(1 - \bar{X})/n} \leq b_\alpha\right] \simeq 1 - \alpha$$

$$P\left[\bar{X} - b_\alpha \times \sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n}} \leq p \leq \bar{X} - a_\alpha \times \sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n}}\right] \simeq 1 - \alpha$$

**Passo 4 — Concretização**

A expressão geral do intervalo aproximado de confiança a  $(1 - \alpha) \times 100\%$  para  $p$  é

$$IC_{(1-\alpha) \times 100\%}(p) \simeq \left[ \bar{x} \pm \Phi^{-1}(1 - \alpha/2) \times \sqrt{\frac{\bar{x}(1 - \bar{x})}{n}} \right].$$

Ao termos em conta que  $n = 100$ ,  $\alpha = 0.05$ ,  $\Phi^{-1}(1 - \alpha/2) = 1.9600$  e  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{4}{100} = 0.04$ ,

$$\begin{aligned} IC_{95\%}(p) &\simeq \left[ 0.04 - 1.9600 \times \sqrt{\frac{0.04 \times (1 - 0.04)}{100}}, 0.04 + 1.9600 \times \sqrt{\frac{0.04 \times (1 - 0.04)}{100}} \right] \\ &\simeq [0.0016, 0.0784]. \end{aligned}$$

Um engenheiro físico avalia a distância percorrida no lançamento de um projétil sob novas condições de atrito. Efetuados 15 registos casuais da distância percorrida, obtiveram-se uma média e uma variância

(corrigida) amostrais iguais a 9.8 e 1.2 (respetivamente).

Considerando tal distância uma variável aleatória com distribuição normal com valor esperado  $\mu$  e desvio padrão  $\sigma$  desconhecidos, confronte as hipóteses  $H_0 : \mu = 10.2$  e  $H_1 : \mu < 10.2$ . Obtenha o valor-p (ou um intervalo para o valor-p) do teste. Para que níveis de significância não se deve rejeitar  $H_0$ ?

- **V.a. de interesse**

$X$  = distância percorrida no lançamento de projétil sob novas condições de atrito

- **Situação**

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

$\mu$  desconhecido

$\sigma$  DESCONHECIDO

- **Hipóteses**

$H_0 : \mu = \mu_0 = 10.2$  vs.  $H_1 : \mu < \mu_0$

- **Estatística de teste**

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \underset{H_0}{\sim} t_{n-1}$$

- **Região de rejeição de  $H_0$  (para valores da estatística de teste)**

O teste é unilateral inferior ( $H_1 : \mu < \mu_0$ ), logo a região de rejeição de  $H_0$  é do tipo  $W = (-\infty, -c)$ .

- **Valor-p e comentário**

Atendendo a que o valor observado da estatística de teste e o valor-p são iguais a

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{9.8 - 10.2}{\sqrt{1.2/15}} \approx -1.41$$

$$\text{valor-p} = P(T < t | H_0) = F_{t_{(n-1)}}(t) \approx F_{t_{(14)}}(-1.41) = 1 - F_{t_{(14)}}(1.41) \stackrel{\text{calc.}}{\approx} 0.0902,$$

é suposto:

- não rejeitar  $H_0$  a qualquer n.s.  $\alpha_0 \leq \text{valor-p} \approx 9.02\%$ , designadamente aos níveis usuais de significâncias de 1% e 5%);
- rejeitar  $H_0$  a qualquer n.s.  $\alpha_0 > \text{valor-p} \approx 9.02\%$ , nomeadamente ao n.u.s. de 10%].

[Alternativamente, poderíamos recorrer às tabelas de quantis da distribuição t-Student e adiantar um intervalo para o valor-p:

$$F_{t_{(14)}}^{-1}(0.9) = 1.345 < |t| = 1.41 < 1.523 = F_{t_{(14)}}^{-1}(0.925)$$

$$0.9 < F_{t_{(14)}}(1.41) < 0.925$$

$$1 - 0.925 < 1 - F_{t_{(14)}}(0.52) < 1 - 0.9$$

$$0.075 < \text{valor-p} < 0.1.$$

Assim, é suposto:

- não rejeitar  $H_0$  a qualquer n.s.  $\alpha_0 \leq 7.5\%$ , designadamente aos níveis usuais de significâncias de 1% e 5%);
- rejeitar  $H_0$  a qualquer n.s.  $\alpha_0 \geq 10\%$ , nomeadamente ao n.u.s. de 10%.]

### Pergunta 9

2 valores

A distribuição de Lomax, com função densidade de probabilidade dada por  $f_0(x) = \frac{3}{(x+1)^4}$ , para  $x > 0$ , foi apontada como adequada para descrever o tamanho de ficheiros para certa categoria de dados digitais

(hipótese  $H_0$ ).

Com base no teste de ajustamento do qui-quadrado e na tabela de frequências seguinte referente a 100 destes ficheiros selecionados casualmente, teste a adequabilidade de tal distribuição, ao nível de significância de 2.5%.

Tamanho de ficheiro (MB)	(0, 0.25]	(0.25, 0.5]	(0.5, 0.75]	(0.75, 1]	(1, +∞)
Frequência absoluta observada	52	26	4	6	12
Frequência absoluta esperada sob $H_0$	48.80	21.57	10.97	6.16	12.5

• **V.a. de interesse; f.d.p. conjecturada**

$X$  = tamanho do ficheiro de dados

$$f_0(x) = \begin{cases} \frac{3}{(x+1)^4}, & x > 0 \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

• **Hipóteses**

$$H_0 : f_X(x) \equiv f_0(x) \quad \text{vs.} \quad H_0 : f_X(x) \neq f_0(x)$$

• **N.s.**

$$\alpha_0 = 2.5\%$$

• **Estatística de teste**

$$T = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \underset{H_0}{\sim} \chi_{(k-1)}^2$$

onde:  $k$  = número de classes = 5;  $O_i$  = frequência absoluta observável da classe  $i$ ;  $E_i$  = frequência absoluta esperada, sob  $H_0$ , da classe  $i$ .

• **Região de rejeição de  $H_0$**  (para valores de  $T$ )

Ao efectuarmos um teste de ajustamento do qui-quadrado a região de rejeição de  $H_0$  é um intervalo à direita  $W = (c, +\infty)$ , onde

$$c = F_{\chi_{(k-1)}^2}^{-1}(1 - \alpha_0) = F_{\chi_{(5-1)}^2}^{-1}(1 - 0.025) = F_{\chi_{(4)}^2}^{-1}(0.975) \stackrel{\text{tabela/calcul.}}{=} 11.14.$$

• **Decisão**

No cálculo do valor observado da estatística de teste convém recorrer à seguinte tabela auxiliar:

$i$	Classe	Freq. abs. obs. $o_i$	Freq. abs. esper. sob $H_0$ $E_i = n \times p_i^0$	Parcelas valor obs. estat. teste $\frac{(o_i - E_i)^2}{E_i}$
1	(0, 0.25]	52	48.8	$\frac{(52-48.8)^2}{48.8} \approx 0.210$
2	(0.25, 0.5]	26	21.57	0.910
3	(0.5, 0.75]	4	10.97	4.429
4	(0.75, 1]	6	6.16	0.004
5	(1, +∞)	12	12.5	0.020
		$\sum_{i=1}^k o_i = n = 100$	$\sum_{i=1}^k E_i = n = 100$	$t = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - E_i)^2}{E_i} \approx 5.573$

Como  $t = 5.573 \notin W = (11.14, +\infty)$ , não devemos rejeitar  $H_0$  ao n.s.  $\alpha_0 = 2.5\%$ .

**Pergunta 10**

2 valores

Dados relativos à percentagem de determinado tipo de madeira ( $x$ ) em polpa de papel e a respetiva resistência à tração ( $Y$ ) do papel resultante conduziram aos seguintes valores:

$$\sum_{i=1}^{18} x_i = 78, \quad \sum_{i=1}^{18} x_i^2 = 511, \quad \sum_{i=1}^{18} y_i = 706, \quad \sum_{i=1}^{18} y_i^2 = 41\,209, \quad \sum_{i=1}^{18} x_i y_i = 4\,467,$$



onde  $[\min_{i=1,\dots,18} x_i, \max_{i=1,\dots,18} x_i] = [1, 10]$ .

Com base no modelo de regressão linear simples,  $Y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon$ , e nos dados fornecidos, estime  $E(Y | x = 7)$ . Obtenha o coeficiente de determinação do modelo estimado e interprete o valor obtido.

- **[Modelo de RLS e hipóteses de trabalho**

$Y$  = resistência à tração (v.a. resposta)

$x$  = percentagem de determinado tipo de madeira (variável explicativa)

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

$$E(\epsilon_i) = 0, \quad V(\epsilon_i) = \sigma^2, \quad i = 1, \dots, n$$

$$\text{cov}(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0, \quad i \neq j, \quad i, j = 1, \dots, n$$

- **Estimativas de MQ dos parâmetros desconhecidos  $\beta_0$  e  $\beta_1$**

Importa notar que

- $n = 18$

- $\sum_{i=1}^n x_i = 78$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{78}{18} = 4. (3)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 = 511$$

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2 = 511 - 18 \times 4.(3)^2 = 173.0$$

- $\sum_{i=1}^n y_i = 706$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i = \frac{706}{18} = 39.(2)$$

$$\sum_{i=1}^n y_i^2 = 41\,209$$

$$\sum_{i=1}^n y_i^2 - n \bar{y}^2 = 41\,209 - 18 \times 39.(2)^2 = 13518.(1)$$

- $\sum_{i=1}^n x_i y_i = 4467$

$$\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} = 4467 - 18 \times 4.(3) \times 39.(2) = 1407.(6).$$

Logo,

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} = \frac{1407.(6)}{173} \approx 8.136802$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \times \bar{x} \approx 39.(2) - 8.136802 \times 4.(3) \approx 3.962751.$$

- **Estimativa pedida**

$$\hat{E}(Y | x = 7) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \times 7 \approx 3.962751 + 8.136802 \times 7 \approx 60.920362.$$

- **Coeficiente de determinação**

$$r^2 = \frac{(\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y})^2}{(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2) \times (\sum_{i=1}^n y_i^2 - n \bar{y}^2)} = \frac{(1407.(6))^2}{173.0 \times 13518.(1)} \approx 0.847301$$

- **Interpretação coeficiente de determinação**

Cerca de 84.73% da variação total da variável resposta  $Y$  é explicada pela variável  $x$ , através do modelo de regressão linear simples ajustado, donde podemos afirmar que a recta estimada parece ajustar-se bem ao conjunto de dados.