

Nome completo: _____

N.º aluno: _____

N.º caderno: _____

- (3.6) 1. Assinale com uma cruz sobre **V** para verdadeiro ou sobre **F** para falso, o valor lógico de cada uma das seguintes respostas. Cada resposta correcta vale 0.6 valores, cada resposta incorrecta desconta 0.1 valores e cada não resposta nada desconta.

A altura dos jogadores de basquete da liga profissional é uma *v.a.*, X , que se admite ter distribuição Normal, com valor esperado μ metros e desvio padrão σ metros. Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da *v.a.* X , com $n = 25$, $\bar{x}_{25} = 1.921$ metros e variância amostral $s_{25}^2 = 0.0049$ metros². O seleccionador nacional quer testar a hipótese de a altura média ser inferior a 1.95 metros, o que ele considera pouco recomendável para as competições internacionais.

- V** **F** $T_n = \sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)/S \sim t_{24}$ é uma estatística pivot para realizar o teste de hipóteses sobre μ .
- V** **F** A especificação da hipótese, de modo a responder à questão do treinador obriga a que $H_0 : \mu \geq 1.95$.
- V** **F** A região de rejeição associada ao teste de hipóteses: $H_0 : \mu \geq 1.95$ vs $H_1 : \mu < 1.95$, para um nível de significância de 5% é $R_{0.05} =]-\infty, -1.711[$.
- V** **F** O *p-value* para o teste de hipóteses: $H_0 : \mu \geq 1.95$ vs $H_1 : \mu < 1.95$ é 0.
- V** **F** O valor observado da estatística de teste é de: $t_{obs} = 5(1.921 - 1.95)/0.0049$.
- V** **F** A especificação da hipótese, de modo a responder à questão do treinador é: $H_0 : \mu = 1.95$ vs $H_1 : \mu \neq 1.95$.

- (2.4) 2. Assinale com uma cruz sobre **V** para verdadeiro ou sobre **F** para falso, o valor lógico de cada uma das seguintes respostas. Cada resposta correcta vale 0.6 valores, cada resposta incorrecta desconta 0.1 valores e cada não resposta nada desconta.

Seja X_1, \dots, X_{45} uma amostra aleatória da *v.a.* X com $E(X) = 5.6$ e $V(X) = 2$. Relativamente à probabilidade de $\bar{X} = \sum_{i=1}^{45} X_i/45$ exceder 5.6, temos:

- V** **F** $P(\bar{X} > 5.6) \approx .5$.
- V** **F** $P(\bar{X} > 5.6) \approx 1 - 5.6/45$.
- V** **F** Não é possível de determinar, nem sequer aproximadamente.
- V** **F** Podemos usar o Teorema Limite Central para aproximar o valor da probabilidade.

- (3.0) 3. Assinale com uma cruz sobre **V** para verdadeiro ou sobre **F** para falso, o valor lógico de cada uma das seguintes respostas. Cada resposta correcta vale 0.6 valores, cada resposta incorrecta desconta 0.1 valores e cada não resposta nada desconta.

Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da distribuição exponencial; $E(\lambda, 1)$. Considere a média amostral $\bar{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$.

- V** **F** $V(\bar{X}_n) = 1/n$.
- V** **F** $(\bar{X}_n - 1)$ é um estimador não enviesado de λ .
- V** **F** \bar{X}_n é um estimador centrado de λ .
- V** **F** $V(\bar{X}_n) = (\lambda + 1)/n$.
- V** **F** O estimador de λ pelo método dos momentos é: $\lambda^* = \bar{X}_n - 1$.

- (3.0) 4. Assinale com uma cruz sobre **V** para verdadeiro ou sobre **F** para falso, o valor lógico de cada uma das seguintes respostas. Cada resposta correcta vale 0.6 valores, cada resposta incorrecta desconta 0.1 valores e cada não resposta nada desconta.

O tempo necessário para que uma reacção química se complete é uma *v.a.*, X , com valor esperado μ minutos e desvio padrão $\sigma = 2$ minutos. Seja X_1, \dots, X_n uma amostra aleatória da *v.a.* X , com $n = 100$, $\bar{x}_{100} = 12.76$ minutos e variância amostral $s_{100}^2 = 3.96$ minutos².

- V** **F** $H_n = \sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)/\sqrt{S^2} \sim t_{100}$ é uma estatística pivot para estimar μ .
- V** **F** $V_n = \sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)/2 \stackrel{d}{\sim} N(0, 1)$ é uma estatística pivot para estimar μ .
- V** **F** $IC_{99\%}(\mu) = [12.76 - 2.626 \times \sqrt{3.96}/10, 12.76 + 2.626 \times \sqrt{3.96}/10]$ é um intervalo de 99% confiança para μ .
- V** **F** Para a mesma amostra observada e para os mesmo pressupostos populacionais: $IC_{90\%}(\mu) \subset IC_{95\%}(\mu)$.
- V** **F** $IC_{95\%}(\mu) = [12.76 - 1.96 \times 2/10, 12.76 + 1.96 \times 2/10]$ é um intervalo de 95% de confiança para μ .

- (4.0) 5. Seja (X_1, X_2, \dots, X_n) uma amostra aleatória de uma população X , cuja distribuição depende de um parâmetro $\theta \in \mathbb{R}^+$ com valor desconhecido. Considere a estatística

$$T_n = \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n X_i^2$$

Sabendo que:

- T_n tem distribuição do qui-quadrado com $2n$ graus de liberdade;
- $E(T_n) = 2n$;
- $V(T_n) = 4n$,

justifique cuidadosamente as seguintes afirmações:

- (a) $\hat{\theta} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ é um estimador centrado de θ .
- (b) $EQM(\hat{\theta}) = \theta^2/n$.
- (c) T_n é uma estatística pivot para estimar θ .
- (d) Utilizando a estatística pivot T_n ,

$$IC_{100(1-\alpha)\%}(\theta) \equiv \left[\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{\chi_{2n:\alpha/2}^2}, \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{\chi_{2n:1-\alpha/2}^2} \right]$$

é um intervalo de confiança $(1 - \alpha)$ para θ .

- (4.0) 6. Um detergente para máquinas de lavar louça é vendido em pacotes com 3 tamanhos: Pequeno (A_1), Médio (A_2) e Grande (A_3). Pretende-se saber se os consumidores manifestam a mesma preferência por qualquer tamanho dos pacotes, isto é, se a v.a. X -tamanho do pacote escolhido por um cliente, tem função de probabilidade:

$$X \begin{cases} A_1 & A_2 & A_3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{cases}$$

Para tal, numa sondagem a 600 compradores deste detergente, foi reunida a seguinte informação acerca do tamanho do pacote que compraram:

X	A_1	A_2	A_3
O_i	195	225	180

- (a) Apresente as hipóteses que matematicamente expressam o problema: os consumidores manifestam a mesma preferência por qualquer tamanho dos pacotes ou não?
- (b) Complete a seguinte tabela resumo de informação para a realização do teste de ajustamento do qui-quadrado:

X	A_1	A_2	A_3
O_i	195	225	180
E_i			

- (c) Para um nível de 10% de significância, apresente os diversos itens da metodologia para a realização do teste.
- (d) Determine o p -value associado ao valor observado da estatística deste teste, usando a seguinte informação:
 $P(\chi_2^2 \leq 5.25) = 0.9276$

Distribuições discretas				
Distribuição	Função probabilidade	Suporte	Valor médio	Variância
$H(N, M, n)$	$\binom{M}{k} \binom{N-M}{n-k} / \binom{N}{n}$	$\max(0, M+n-N) \leq k \leq \min(M, n)$	nM/N	$\frac{nM(N-M)(N-n)}{N^2(N-1)}$
$B(n, p)$	$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$	$0 \leq k \leq n$	np	$np(1-p)$
$P(\lambda)$	$e^{-\lambda} \lambda^k / k!$	$k \in \mathbb{N}_0$	λ	λ
Distribuições contínuas				
Distribuição	Função densidade	Suporte	Valor médio	Variância
$U[a, b]$	$\frac{1}{b-a}$	$a \leq x \leq b$	$(a+b)/2$	$(b-a)^2/12$
$E(\lambda, \delta)$	$\frac{1}{\delta} e^{-(x-\lambda)/\delta}$	$x \geq \lambda$	$\lambda + \delta$	δ^2
$N(\mu, \sigma^2)$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right)$	$x \in \mathbb{R}$	μ	σ^2
Distribuições de estatísticas				
Média				
$\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$	$\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{S} \sim t_{n-1}$	$\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \stackrel{a}{\sim} N(0, 1)$	$\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{S} \stackrel{a}{\sim} N(0, 1)$	
Variância amostral	Proporção amostral	Teste de ajustamento		
$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$	$\sqrt{n} \frac{\hat{P} - p}{\sqrt{p(1-p)}} \stackrel{a}{\sim} N(0, 1)$	$X^2 = \sum_{i=1}^m \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \stackrel{a}{\sim} \chi_{m-p-1}^2$		
$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\left(\sum_{i=1}^n X_i^2 \right) - n\bar{X}^2 \right)$				