

Nome: \_\_\_\_\_ Nº \_\_\_\_\_

<i>Espaço reservado a classificações</i>			
1.a)	1.b)	2.a)	2.b)
3)	4.a)	4.b)	

1. O gerente de uma empresa pretende avaliar a variação da temperatura, em graus, de um novo forno eléctrico produzido. Sabe-se que as temperaturas são bem modeladas por uma distribuição normal. Recolhida uma amostra aleatória de 30 fornos para teste, obteve-se um desvio padrão corrigido amostral de  $s' = 9.81$ .

a) Construa um intervalo de confiança a 95% para a variância da temperatura populacional e interprete-o. [2.0]

IC a 95% para  $\sigma^2$ :

$$\text{VF: } Q = \frac{(n-1)S'^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \rightarrow \chi^2(29)$$

$$\text{IC: } \left( \frac{(n-1)s'^2}{q_{0.025}}, \frac{(n-1)s'^2}{q_{0.975}} \right) = \left( \frac{29 \times 9.81^2}{45.722}, \frac{29 \times 9.81^2}{16.047} \right) = (61.04, 173.92)$$

Com uma confiança de 95% pode afirmar-se que a variância da temperatura deste novo forno se situa entre 61.04 e 173.92.

b) Se o gerente quisesse que o intervalo anterior tivesse uma amplitude mais baixa, mantendo a dimensão da amostra, qual das seguintes possibilidades acha válida como solução?

[Resposta certa: 1.0 / Resposta errada: -0.25]

Reduzir o grau de confiança.	<b>X</b>
Aumentar o grau de confiança.	
É estritamente necessário alterar a dimensão da amostra para diminuir a amplitude.	

2. Assuma que o número de queixas por dia de clientes numa loja de uma empresa de telecomunicações segue uma distribuição de Poisson com média  $\lambda$  desconhecida. Escolhidos 50 dias ao acaso, registou-se um total de 160 queixas nessa loja.

a) Usando a distribuição por amostragem:

$$Z = \frac{\bar{X} - \lambda}{\sqrt{\lambda/n}} \approx N(0,1)$$

teste a hipótese de o número médio de queixas por dia nessa loja não ultrapassar 3 contra a alternativa de ser superior a 3. O que pode concluir com um nível de 5%? [2.0]

$$H_0: \lambda \leq 3 \text{ vs } H_1: \lambda > 3$$

$$\mathbf{ET}: Z = \frac{\bar{X} - 3}{\sqrt{3/n}} \approx N(0,1)$$

$$W_{0.05} = \{z_{obs}: z_{obs} > 1.645\}$$

$$z_{obs} = \frac{(160/50) - 3}{\sqrt{3/50}} \approx 0.8165$$

Porque  $z_{obs} \notin W_{0.05}$ , não se rejeita  $H_0$  ao nível de 5%. A evidência estatística é favorável à hipótese de o número médio de queixas por dia nesta loja não ser maior que 3.

b) Não rejeitando a hipótese nula do teste anterior, poderemos estar a cometer algum tipo de erro?

[Resposta certa: 1.0 / Resposta errada: -0.25]

Sim, o de 1ª espécie.	
Sim, o de 2ª espécie.	<b>X</b>
Não, porque a amostra é grande.	

3. Complete as seguintes definições:

a) Um estimador  $T$  para um parâmetro desconhecido  $\theta$  é centrado se e só se...

[0.5]

$$E(T) = \theta, \forall \theta \in \Theta$$

b) O teste mais potente envolvendo hipóteses simples é aquele em que...

[0.5]

... fixada a probabilidade do erro de primeira espécie, se maximiza a potência (ou se minimiza a probabilidade do erro de 2ª espécie).

4. Seja  $X$  uma variável aleatória com função probabilidade  $f(x|\theta)$ , onde  $0 < \theta < 1$ . Assumindo uma amostra casual de dimensão  $n$ , a aplicação do método da máxima verosimilhança conduziu ao seguinte estimador para  $\theta$ :

$$\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n |X_i|}{n}$$

onde  $|X_i|$  é o módulo da observação  $X_i$ .

- a) Sabendo que  $|X| \sim B(1, \theta)$ , mostre que o estimador da máxima verosimilhança para  $\theta$  é consistente. [2.0]

Sabe-se que:  $|X| \sim B(1, \theta)$ , pelo que  $E(|X_i|) = \theta$  e  $Var(|X_i|) = \theta(1 - \theta)$ .

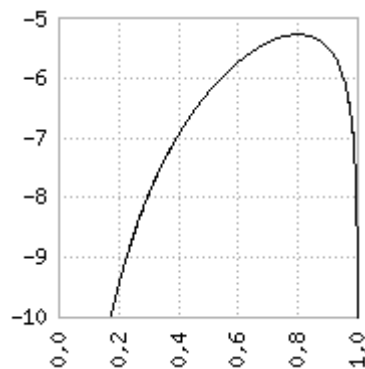
Assim,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \lim_{n \rightarrow \infty} E\left(\frac{\sum_{i=1}^n |X_i|}{n}\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(|X_i|)\right] = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \theta\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{n} \cdot n\theta\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \theta = \theta$$

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} Var(\hat{\theta}) &= \lim_{n \rightarrow \infty} Var\left(\frac{\sum_{i=1}^n |X_i|}{n}\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\left(\frac{1}{n}\right)^2 \sum_{i=1}^n Var(|X_i|)\right] = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \theta(1 - \theta)\right] = \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{n^2} \cdot n\theta(1 - \theta)\right] = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{\theta(1 - \theta)}{n}\right] = 0 \end{aligned}$$

Porque  $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$  e  $\lim_{n \rightarrow \infty} Var(\hat{\theta}) = 0$ , conclui-se que o estimador da máxima verosimilhança para  $\theta$  é consistente.

- b) Para uma amostra particular, o gráfico da função logaritmo da verosimilhança foi o seguinte:



Qual lhe parece ser o valor mais plausível para a estimativa de  $\theta$ ?

[Resposta certa: 1.0 / Resposta errada: -0.25]

-5.25	
0.8	<b>X</b>
1	