

**Parte teórica**

Nome: \_\_\_\_\_ Nº \_\_\_\_\_

- 1. Perguntas de Verdadeiro/Falso (1.5 valores)** - Para cada afirmação assinale se esta é verdadeira (V) ou falsa (F). Uma resposta certa vale 0.3 e uma resposta errada penaliza em idêntico valor.

	V	F
Num teste de dimensão $\alpha = 0.05$ em que o valor- $p=0.07$ , rejeita-se $H_0$ .		X
No MRL $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t$ , $t = 1, 2, \dots, 50$ , em que o coeficiente de correlação amostral entre $y_t$ e $x_t$ é 0.75, pode-se garantir que, utilizando os mínimos quadrados, se obterá $b_2 > 0$	X	
Um intervalo de confiança a 95% para $\theta$ contém, com probabilidade 0.95, o valor de $\theta$		X
Com base numa amostra casual de dimensão $n = 3$ , o estimador $T = 0.5 X_1 + 0.4 X_2 + 0.1 X_3$ , sendo centrado é também o estimador mais eficiente para $\mu$		X
Num teste de hipóteses $H_0$ e $H_1$ têm de constituir uma partição do espaço do parâmetro	X	

- 2. Escolha Múltipla (2.25 valores)** - Para cada pergunta assinale com X a alternativa correcta. Uma resposta certa vale 0.75 valores e uma resposta errada penaliza em 0.25 valores.

a. Quando se afirma que o modelo de regressão linear  $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + u_t$  com  $t = 1, 2, \dots, n$  verifica a hipótese de homocedasticidade condicionada, isto significa que, para  $t, s = 1, 2, \dots, n$  com  $t \neq s$ :

$\text{cov}(u_t, u_s | X) \neq 0$

$\text{var}(u_t | X) = \sigma^2$

$\text{cov}(u_t, u_s | X) = 0$

$\text{var}(u_t | X) = \sigma^2 x_{t2}$

b. Se um teste de hipótese simples contra hipótese simples tem potência 0.3 isto significa que

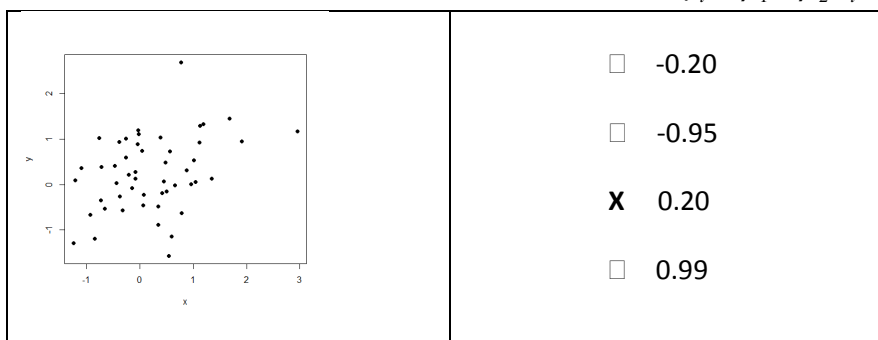
Quando  $H_1$  é verdadeira, a probabilidade de  $H_0$  ser rejeitada é 0.3

Quando  $H_0$  é verdadeira, a probabilidade de  $H_0$  ser rejeitada é 0.3

Quando  $H_0$  é verdadeira, a probabilidade de  $H_0$  não ser rejeitada é 0.3

Quando  $H_1$  é verdadeira, a probabilidade de  $H_0$  não ser rejeitada é 0.3

c. A figura representa o diagrama de dispersão dos valores  $y_t$  e  $x_t$ . Qual poderá ser o valor do coeficiente de determinação que se obtém ao estimar a regressão  $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t$ ?



**3. Perguntas de desenvolvimento (2.25 valores)** – alínea a) 1 valor; alínea b) 1.25 valores.

- a. Sabendo que  $X$  tem como função de distribuição  $F(x|\theta) = 1 - \left(\frac{\theta}{x+\theta}\right)^2$ ,  $x > 0$ ,  $\theta > 0$ , um investigador deseja testar a hipótese  $P(X > 2) = 0.64$ . Tratar-se-á de uma hipótese paramétrica? Caso responda afirmativamente explicita a hipótese em causa, caso contrário explique porquê.

Sim, trata-se de uma hipótese paramétrica já que

$$P(X > 2) = 0.64 \Leftrightarrow 1 - \left(1 - \left(\frac{\theta}{2+\theta}\right)^2\right) = 0.64 \Leftrightarrow \left(\frac{\theta}{2+\theta}\right)^2 = 0.64 \Leftrightarrow \frac{\theta}{2+\theta} = 0.8 \Leftrightarrow \theta = 8$$

Logo testar  $H_0 : P(X > 2) = 0.64$  é equivalente a testar  $H_0 : \theta = 8$  que é indiscutivelmente uma hipótese paramétrica (a distribuição de  $X$  é conhecida)

- b. Considere o MRL  $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \beta_4 x_{t4} + u_t$  que foi estimado pelos MQ com base numa amostra de dimensão  $n$ . Obtenha a regressão auxiliar para testar  $H_0 : \begin{cases} \beta_2 = 2\beta_3 \\ \beta_3 + \beta_4 = 0 \end{cases}$ .

A regressão auxiliar é obtida introduzindo  $H_0$  no modelo.

$$\text{Como } H_0 : \begin{cases} \beta_2 = 2\beta_3 \\ \beta_3 + \beta_4 = 0 \end{cases} \Leftrightarrow H_0 : \begin{cases} \beta_2 = 2\beta_3 \\ \beta_4 = -\beta_3 \end{cases} \text{ vem}$$

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \beta_4 x_{t4} + u_t \\ &= \beta_1 + 2\beta_3 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} - \beta_3 x_{t4} + u_t \\ &= \beta_1 + \beta_3 (2x_{t2} + x_{t3} - x_{t4}) + u_t \\ &= \beta_1 + \beta_3 x_t^* + u_t \end{aligned}$$

com  $x_t^* = 2x_{t2} + x_{t3} - x_{t4}$ . Estimada a regressão auxiliar pelos MQ procede-se a um teste F comparando esta regressão com a regressão original.

Parte Prática

Nome: \_\_\_\_\_ Nº \_\_\_\_\_

Espaço reservado para classificações

1. (15)      3. (15)      4a. (20)      4d. (15)  
2a. (15)      4b. (10)      4e. (10)  
2b. (15)      4c. (10)      4f. (15)

T:

P: \_\_\_\_\_

Em todos os testes de hipóteses que fizer, formule as hipóteses em teste, indique a estatística de teste e a sua distribuição. Se nada for dito em contrário utilize  $\alpha = 0.05$ . Para os intervalos de confiança proceda de forma semelhante para a variável fulcral.

Se necessitar de espaço dispõe de uma folha em branco no fim do enunciado

- 1) Assuma que o montante levantado numa máquina Mutibanco pode ser bem modelado por uma variável aleatória com função densidade dada por:

$$f(x|\theta) = \frac{x}{\theta} \exp\left\{-\frac{x^2}{2\theta}\right\}, \quad (x > 0)$$

Com base na amostra aleatória  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ , determine o estimador de máxima verosimilhança para  $\theta$ .

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{x_i}{\theta} \exp\left(-\frac{x_i^2}{2\theta}\right) = \frac{\prod_{i=1}^n x_i}{\theta^n} \exp\left(-\frac{1}{2\theta} \sum_{i=1}^n x_i^2\right)$$

$$l(\theta) = \ln L(\theta) = \ln\left(\prod_{i=1}^n x_i\right) - n \ln \theta - \frac{1}{2\theta} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

$$\frac{d l(\theta)}{d\theta} = 0 \Leftrightarrow -\frac{n}{\theta} + \frac{2}{4\theta^2} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0 \Leftrightarrow \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta^2} = \frac{n}{\theta} \Leftrightarrow \theta = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2n}$$

$$\frac{d^2 l(\theta)}{d\theta^2} = \frac{n}{\theta^2} - \frac{4\theta}{4\theta^4} \sum_{i=1}^n x_i^2 = \frac{n}{\theta^2} - \frac{1}{\theta^3} 2n\theta = -\frac{n}{\theta^2} < 0$$

$$\text{Estimador MV para } \theta: \hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2n}$$

- 2) Com o intuito de estudar a abstenção nas próximas eleições legislativas recolheu-se uma amostra aleatória de 500 eleitores, dos quais 225 declararam que se iriam abster.
- a. Construa um intervalo de confiança a 95% para a proporção de eleitores, na população, que tem intenção de se abster nas próximas eleições legislativas.

$$VF: Z = \frac{\bar{X} - \theta}{\sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}}} \sim N(0,1) \quad 1 - \alpha = 0.05 \text{ logo } z_{\alpha/2} = 1.96 \quad \bar{x} = 225 / 500 = 0.45$$

$$IC \text{ a } 95\% \text{ para } \theta: \left( \bar{x} - 1.96 \sqrt{\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{n}}, \bar{x} + 1.96 \sqrt{\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{n}} \right) =$$

$$= (0.45 - 0.044, 0.45 + 0.044) = (0.406, 0.494)$$

- b. Um comentador político afirma que a percentagem de abstenção será no máximo 40%. Com base num teste de hipóteses comente a afirmação deste comentador.

$$H_0: \theta \leq 0.4, \quad H_1: \theta > 0.4$$

$$\text{Como } Z = \frac{\bar{X} - \theta}{\sqrt{\frac{\theta(1-\theta)}{n}}} \sim N(0,1) \text{ tem-se, sob } H_0, ET: Z = \frac{\bar{X} - 0.4}{\sqrt{\frac{0.4(1-0.4)}{n}}} \sim N(0,1)$$

$$Z_{obs} = 2.282$$

$$p_{obs} = P(Z \geq 2.282) = 1 - \Phi(2.282) = 0.011$$

Dado o valor-p bastante abaixo do nível de significância pretendido ( $\alpha = 0.05$ ), rejeitamos  $H_0$ , isto é rejeitamos a afirmação do comentador político.

- 3) O dono de um ginásio pretende saber se as modalidades praticadas pelos clientes estão relacionadas com as suas idades. Para isso observou as preferências de alguns dos seus clientes:

Idade	Modalidade		
	Musculação	Pilates	Dança
35 ou menos	150	150	100
Mais de 35	150	250	200

É de concluir que as preferências se podem considerar independentes da idade?

$$H_0: \forall(i, j): p_{ij} = p_{i0}p_{0j}, \quad (i = 1, 2 \wedge j = 1, 2, 3)$$

$$H_1: \exists(i, j): p_{ij} \neq p_{i0}p_{0j}, \quad (i = 1, 2 \wedge j = 1, 2, 3)$$

$$ET: Q = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{(N_{ij} - fe_{ij})^2}{fe_{ij}} \sim \chi_{\{(r-1)(s-1)\}}$$

Calculo das frequências esperadas:

$$fe_{11} = \frac{n_{10}n_{01}}{n} = \frac{400 \times 300}{1000} = 120$$

$$fe_{12} = \frac{n_{10}n_{02}}{n} = \frac{400 \times 400}{1000} = 160$$

$$fe_{13} = \frac{n_{10}n_{03}}{n} = \frac{400 \times 300}{1000} = 120$$

$$fe_{21} = \frac{n_{20}n_{01}}{n} = \frac{600 \times 300}{1000} = 180$$

$$fe_{22} = \frac{n_{20}n_{02}}{n} = \frac{600 \times 400}{1000} = 240$$

$$fe_{23} = \frac{n_{20}n_{03}}{n} = \frac{600 \times 300}{1000} = 180$$

$$Q_{obs} = \frac{(150 - 120)^2}{120} + \frac{(150 - 160)^2}{160} + \frac{(100 - 120)^2}{120} + \frac{(150 - 180)^2}{180} + \frac{(250 - 240)^2}{240} + \frac{(200 - 180)^2}{180}$$

$$= 7.5 + 0.625 + 3.333 + 5 + 0.417 + 2.222 = 19,097$$

$$P_{obs} = P(Q \geq 19,097) \approx 0$$

Assim, rejeita-se  $H_0$  a qualquer nível de significância habitual. Logo, com os dados de que dispomos, podemos concluir que as preferências dos utentes daquele ginásio não são independentes da sua idade.

- 4) Com o intuito de estudar o salário dos gestores empresariais, foi recolhida uma amostra de 177 gestores, tendo-se estimado o seguinte modelo:

$$lsal_t = \beta_1 + \beta_2 lucros_t + \beta_3 lvendas_t + \beta_4 exper_t + \beta_5 exper2_t + u_t$$

Onde:

- $sal$  – Salário do gestor, em milhares de euros;
- $lsal$  – Logaritmo do salário;
- $lucros$  – Lucros da empresa em milhões de euros;
- $vendas$  – Vendas da empresa em milhões de euros;
- $lvendas$  – Logaritmo das vendas;
- $exper$  – Número de anos como gestor da empresa;
- $exper2$  – Quadrado de  $exper$ .

No **Anexo 1** figuram os resultados obtidos na estimação deste modelo.

- a. Interprete as estimativas obtidas para os coeficientes  $\beta_2$  e  $\beta_3$  e teste a significância estatística de cada um destes parâmetros.

$b_2 = 0.0002$ : Estima-se que, em média, o aumento de 1 milhão de euros nos lucros da empresa, *ceteris paribus*, levará a um aumento de, aproximadamente, 0.02% no salário do gestor.

$b_3 = 0.196$ : Estima-se que, em média, o aumento de 1% das vendas da empresa, *ceteris paribus*, levará a um aumento de, aproximadamente, 0.196% no salário do gestor.

$$H_0: \beta_j = 0, \quad H_1: \beta_j \neq 0, \quad j = 2,3$$

$$ET: T_{b_j} = \frac{b_j - \beta_j^0}{se_{b_j}} \sim t_{(n-k)} \quad \text{com } n=177 \text{ e } k=5$$

$$T_{b_2}^{obs} \approx 1.566, \quad T_{b_3}^{obs} \approx 5.925$$

$$P_{b_2}^{obs} \approx 0.119, \quad P_{b_3}^{obs} \approx 0.000$$

Tendo em conta os níveis habituais de significância, concluímos que a variável *lucros* não é estatisticamente significativa, ao contrário das *vendas*.

- b. Interprete o valor do coeficiente de determinação, e utilize-o para encontrar o valor do coeficiente de determinação ajustado,  $\bar{R}^2$ , em falta no **Anexo 1**.

$R^2 = 0.334$  → Este modelo explica cerca de 33.4% da variação total do logaritmo do salário do gestor.

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k}, \quad \bar{R}^2 = 1 - (1 - 0.334) \frac{177-1}{177-5} \approx 0.318$$

- c. Teste se é aceitável concluir que um aumento de 2% nas vendas origine um aumento de 0.5% no salário do CEO.

$$H_0: \beta_3 = 0.25, \quad H_1: \beta_3 \neq 0.25$$

$$ET: T = \frac{b_3 - \beta_3^0}{se_{b_3}} \sim t_{(n-k)} \quad \text{com } n=177 \text{ e } k=5$$

$$t_{obs} = \frac{0.196 - 0.25}{0.033} = -1.636$$

$$W = \{t: t < -1.96 \vee t > 1.96\} \quad \text{e portanto } t_{obs} \notin W$$

Não se rejeita  $H_0$  num teste com 5% de significância, logo, com os dados de que dispomos, não temos razões para excluir a hipótese de que o verdadeiro valor do coeficiente (na população) seja 0.25.

- d. Formalize o teste de hipóteses relacionado com a estimação presente no **Anexo 2** e retire a sua conclusão.

$$H_0: \beta_4 = \beta_5 = 0, \quad H_1: \exists \beta_j \neq 0, \quad j = 4,5$$

$$ET: F = \frac{R^2 - R_0^2}{1 - R^2} \times \frac{n-k}{m} \sim F_{(m, n-k)} \quad \text{com } m=2, n=177 \text{ e } k=5$$

$$F_{obs} = \frac{0.334 - 0.290}{1 - 0.334} \times \frac{177 - 5}{2} \approx 5.682$$

(Alternativamente para quem calcule o valor com base em VR vem

$$F_{obs} = \frac{(45.909 - 43.081)/2}{0.250} \approx 5.656).$$

Como  $W = \{f: f > 3\}$ , rejeita-se  $H_0$ . Sendo assim, com os dados de que dispomos, concluímos que as variáveis *exper* e *exper2* são, conjuntamente, significativas.

- e. Qual o objectivo de incluir a variável *exper2* no modelo, dado que já tínhamos *exper*? Apresente o valor a partir do qual a experiência como gestor é, de acordo com o modelo, negativa para o salário.

Ao incluir a variável *exper2* o efeito da experiência do gestor no seu salário deixa de ser linear. Dado que as estimativas têm sinais opostos, o efeito final resulta de um equilíbrio entre um efeito positivo e um efeito negativo.

$$0,045 - (2 \times 0,001)exper \leq 0 \Leftrightarrow exper \geq 22.5$$

Neste caso, estima-se que em média, a partir do momento em que o gestor passe dos 22 anos e 6 meses de experiência, o efeito desta variável no seu salário comece a ser negativo.

- f. Após a estimação do modelo proposto decidiu-se averiguar se era razoável admitir que os erros no modelo inicialmente proposto eram homocedásticos, tendo-se obtido o **Anexo 3**. Qual a variável dependente da regressão? Formalize e efectue o teste estatístico adequado, considerando uma dimensão de 5%.

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 \widehat{lsal}_t + \alpha_3 \widehat{lsal}_t^2 + v_t$$

$$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = 0, \quad H_1: \exists \alpha_j \neq 0, \quad j = 2,3$$

$$ET: F = \frac{R^2 - R_0^2}{1 - R^2} \times \frac{n-k}{m} \sim F_{(m, n-k)} \quad F_{obs} = 0.175, \quad P_{obs} = 0.839$$

ou

$$E.T. : W = n \times R^2 \overset{\circ}{\sim} \chi_{(2)}^2, \quad W_{obs} = 0.354 \quad P_{obs} = 0.838$$

Não encontramos evidência estatística contra  $H_0$ , logo, com os dados de que dispomos, não temos razões para por em causa a hipótese de homocedasticidade.

**Anexo 1 – Variável dependente Isal**

---

<i>Regression Statistics</i>	
R Square	0.3336
Adjusted R Square	
Standard Error	0.5005
Observations	177

---

**ANOVA**

---

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>
Regression	4	21.566	5.391	21.525	0.000
Residual	172	43.081	0.250		
Total	176	64.646			

---

---

	<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>
Intercept	4.90417	0.24397	20.458	0.000
lucros	0.00018	0.00012	1.566	0.119
lvendas	0.19636	0.03314	5.925	0.000
exper	0.04537	0.01422	3.191	0.002
exper2	-0.00123	0.00048	-2.572	0.011

---

**Anexo 2 – Variável dependente Isal**

---

<i>Regression Statistics</i>	
R Square	0.290
Adjusted R Square	0.282
Standard Error	0.514
Observations	177

---

**ANOVA**

---

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>
Regression	2	18.737	9.369	35.507	0.000
Residual	174	45.909	0.264		
Total	176	64.646			

---

---

	<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>
Intercept	5.14509	0.23473	21.919	0.000
lucros	0.00018	0.00012	1.483	0.140
lvendas	0.19370	0.03400	5.697	0.000

---



### Anexo 3

<i>Regression Statistics</i>	
R Square	0.002
Adjusted R Square	-0.009
Standard Error	0.533
Observations	177

#### ANOVA

	<i>Df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>
Regression	2	0.099	0.050	0.175	0.839
Residual	174	49.378	0.284		
Total	176	49.477			

	<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>
Intercept	-3.482	10.019	-0.348	0.729
Predicted Isal	1.174	3.020	0.389	0.698
Predicted Isal^2	-0.092	0.227	-0.405	0.686

Nota: Predicted Isal - valores ajustados de *Isal* na regressão do Anexo 1. Predicted Isat^2 – quadrado dos valores ajustados de *Isal* na regressão do anexo 1.