INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

ESTATÍSTICA II – LICENCIATURA EM GESTÃO Exame de Época Normal – 7 de Janeiro de 2013

Parte teórica

Nome: Nº		
1. Perguntas de Verdadeiro/Falso (1.5 valores): Para cada afirmação assinale se esta é verdade (F). Uma resposta certa vale 0.3 e uma resposta errada penaliza em idêntico valor.	deira (V) ou	ı falsa
	V	F
A desigualdade de Fréchet-Crámer-Rao impõe um limite inferior à variância de um estimador centrado.	Х	
Quando num teste de hipóteses com $\alpha = 0.05$ se obtém um valor-p de 0.07 rejeita-se H_0 .		Х
No teste de independência do qui-quadrado a região de rejeição é unilateral.	X	-
O coeficiente de determinação, R^2 , pode decrescer quando se adiciona uma nova variável explicativa ao modelo.		Х
Em geral, o intervalo de previsão em média tem maior amplitude do que o intervalo de previsã pontual.	ŎĚ	X
certa vale 0.75 valores e uma resposta errada penaliza em 0.25 valores. a. Considere um teste para média de uma população, H_0 : $\mu=10$ contra H_1 : $\mu=11$, com redada por $W_{\bar{X}}=\{\bar{x}: \bar{x}>10.5\}$, onde \bar{X} é a média amostral. A potência do teste é dada por: $\Box P(\bar{X}<10.5\mid \mu=10)$ $\Box P(\bar{X}<10.5\mid \mu=11)$ $\Box P(\bar{X}>10.5\mid \mu=10)$ $X P(\bar{X}>10.5\mid \mu=11)$	∍gião de re	ijeição
b. Se $R^2=1$, então os resíduos MQ (\hat{u}_t)		
☐ são todos positivos.		
☐ são todos negativos.		
\square podem ser positivos ou negativos.		
X são todos iguais a zero.		
c. O teste de White permite testar		
\square a presença de autocorrelação na variável residual.		
X a presença de heterocedasticidade condicionada.		
\square a existência de alterações de estrutura nos dados.		
□ se uma variável artificial é significativa.		

- 3. Perguntas de desenvolvimento (2.25 valores) alínea a) 1.25 valores; alínea b) 1 valor.
- a) Mostre que o estimador dos momentos para a média de qualquer população, $\tilde{\mu}=\bar{X}$, é sempre centrado.

Um estimador T para o parâmetro θ diz-se centrado se e só se $E(T) = \theta, \forall \theta \in \Theta$.

Assim:

$$E(\tilde{\mu}) = E(\bar{X}) = \frac{1}{n}E\left(\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}E(X_{i}) = \frac{1}{n}n\mu = \mu$$

b) Considere o seguinte MRL (a verificar as hipóteses básicas) que explica o salário dos trabalhadores (y_t) em função das variáveis educação (x_{t2}) , experiência (x_{t3}) e da variável binária (d_t) sobre o género do trabalhador $(d_t = 1)$ se trabalhador é do sexo feminino; $d_t = 0$ caso contrário).

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \delta_1 d_t + \delta_2 d_t x_{t2} + u_t$$

Escreva separadamente os modelos para as mulheres e para os homens. Por fim, indique para que valores de δ_1 e δ_2 se teria o mesmo modelo explicativo do salário para ambos os géneros.

Modelo para mulheres: $y_t = (\beta_1 + \delta_1) + (\beta_2 + \delta_2)x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + u_t$

Modelo para homens: $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + u_t$

O modelo é idêntico para ambos os géneros quando $\delta_1=\delta_2=0.$