Instituto Superior de Economia e Gestão
Universidade Técnica de Lisboa
Econometria – Época de Recurso — 2/Julho/2013 – Duração 2 horas

NOME:_________________________________ **Processo**_______

Espaço Reservado para Classificações

A utilização do telemóvel é motivo suficiente para anulação da prova. As perguntas de escolha múltipla valem 1 valor; respostas erradas são penalizadas em 0.25 valores. Pode usar a página 8 para continuar qualquer resposta. A última folha é de rascunho; deve puxá-la do agrafo.

1. Conside o seguinte modelo estimado, onde as variáveis têm o significado usual:

$$\widehat{\log(wage)} = 5.37 - 0.25\,female + 0.07\,educ + 0.008\,exper.$$

☐ A estimativa do coeficiente de *female* é negativa porque, em geral, as mulheres têm menos anos de educação e de experiência que os homens.

☐ O modelo permite que o rendimento da educação possa ser diferente para mulheres e para homens.

☐ Se, no EViews, se tivesse escrito "female =1" na "caixa" da "IF condition", obter-se-ia uma estimativa de 5.12 para o termo independente do modelo.

☐ Se se introduzisse a variável $female \times exper$ não se conseguiria estimar o seu coeficiente .

2. **(2.0)** Para estudar o desempenho escolar dos alunos do segundo ciclo do ensino básico, considerou-se o modelo de regressão

$$media = \beta_0 + \beta_1\,clant + \beta_2\,escpais + u,$$

onde *media* representa a classificação média, *clant* a classificação média no ciclo anterior e *escpais* o número médio de anos de escolaridade dos pais. O modelo foi estimado com todas as observações disponíveis e também, separadamente, de acordo com o facto de os alunos possuírem ou não computador pessoal (PC), com os resultados que se apresentam em seguida.

	$\hat{\beta}_0$ (se)	$\hat{\beta}_1$ (se)	$\hat{\beta}_2$ (se)	n	$\widehat{\sigma^2}$	R^2	SSR	$F-stat$
todos	0.92 (0.20)	0.776 (0.026)	0.038 (0.013)	360	1.014	0.71	362.103	445.61
sem PC	0.75 (0.30)	0.793 (0.038)	0.019 (0.021)	120	0.785	0.78	91.806	212.05
com PC	1.03 (0.25)	0.752 (0.033)	0.051 (0.017)	240	1.047	0.69	248.076	261.79

(Assumindo que as hipóteses do modelo clássico são satisfeitas) Será adequado considerar igualdade de comportamento dos dois grupos de alunos relativamente ao rendimento escolar? Formalize e justifique devidamente a sua resposta.

3. **(2.0)** Suponha que, considerando ainda o modelo da questão anterior, pretendia analisar se apenas o "rendimento" da escolaridade dos pais depende do facto de o aluno possuir ou não PC. Explique, de maneira clara, formalizada e detalhada, como deveria proceder. Indique a dimensão da amostra que usaria.

4. Empregando uma amostra aleatória de 620 observações, estimou-se um modelo **Logit** em que a variável dependente, $profin$, assume o valor 1 se determinado *produto financeiro* é subescrito pelos clientes do banco. Como variáveis explicativas, usaram-se, *rend*, o rendimento do cliente, *idade*, a sua idade em anos, e *carte*, uma variável *dummy* com o valor 1 se o cliente tem uma carteira de aplicações em bolsa (acções, obrigações, etc.). Os principais resultados de estimação obtidos são os seguintes ("s.e." designa o erro padrão ou "*standard error*" do estimador):

var. expl.	coef. est.	s.e.
const.	-2.681	0.267
rend	0.003	0.001
idade	0.029	0.003
carte	0.240	0.117

(2.0) a) Escreva o modelo sob o formato de equação e teste a hipótese de a variável *carte* ser irrelevante para explicar a probabilidade de os clientes subescreverem o referido produto.

b) Segundo o indivíduo **A**, para estimar o efeito parcial médio da variável *rend* devem empregar-se as seguintes instruções de EVIews:

```
series facesc=@dlogistic(c(1)+c(2)*rend+c(3)*idade+c(4)*carte)
series efeipar=@facesc*c(2)
scalar epm=@mean(efeipar)
```

O indivíduo **B** concorda com a primeira das instruções mas acha que em seguida se devem usar:

```
scalar factorm=@mean(facesc)
scalar epm=factorm*c(2)
```

Na sua opinião:

☐ É o indivíduo **A** quem tem razão.

☐ É o indivíduo **B** quem tem razão.

☐ É indiferente usar as instruções de **A** ou de **B**.

☐ Nem **A** nem **B** têm razão, as duas maneiras são incorrectas.

5. Nos modelos para variável dependente binária ($y = 1$ ou 0), ...

☐ a variável dependente é uma variável de Bernoulli, com $\mathrm{E}(y) = P(y = 1)$ e $\mathrm{Var}(y) = P(y = 1)[1 - P(y = 1)]$.

☐ as estimativas dos valores de y (os $\hat{y}_i$) dadas directamente pelos modelos são "zeros" ou "uns".

☐ a variável dependente tem distribuição normal para se poder construir a função de verosimilhança (para poder estimar pelo método de máxima verosimilhança).

☐ nos modelos probit e logit, os erros assumem os valores necessários para garantir que os valores estimados são não negativos nem superiores a um.

6. Qualquer série temporal é a realização ou concretização de ...

☐ ... um processo fracamente dependente.

☐ ... um processo estocástico.

☐ ... um processo estacionário e fracamente dependente.

☐ ... um processo altamente persistente.

7. Suponha que um modelo de séries temporais relacionando y com z satisfaz as seguintes condições (assumindo $u_t = 0\ \forall t$):

$$\frac{\partial y_{t+j}}{\partial z_t} > 0, \text{ para } j = 0, \ldots, 3, \quad \text{e} \quad \frac{\partial y_{t+j}}{\partial z_t} = 0, \text{ para } j > 3.$$

Então, a afirmação **FALSA** é que:

☐ O modelo é um FDL(3).

☐ O modelo tem multiplicadores de curto e de longo prazo positivos.

☐ O modelo representa uma relação de cointegração.

☐ Provavelmente, o modelo "sofre" de colinearidade grave ou aproximada.

8. Das seguintes afirmações, indique a que é **FALSA**. A hipótese de exogeneidade contemporânea ...

☐ não permite que existam regressores omitidos correlacionados contemporaneamente com os incluídos.

☐ permite *feedback* contemporâneo, implicando correlação entre o erro e o regressor do mesmo período de tempo.

☐ não exige nada sobre as correlações dos erros do modelo com os regressores de outros períodos de tempo.

☐ é mais fraca que a hipótese $\mathrm{E}(u_t \,|\, X) = 0, \forall t$.

9. Assumindo que $\{(y_t, x_t)\}$ é estacionário e fracamente dependente, estimaram-se as seguintes equações com 60 observações anuais:

$$\begin{array}{llll} y_t = & 4.76+ & 1.054\, x_t+ & 0.502\, y_{t-1} + \hat{u}_t, \\ & (1.51) & (0.335) & (0.205) \end{array} \qquad \begin{array}{ll} \hat{\hat{u}}_t = & 0.312\, \hat{u}_{t-1} \\ & (0.262) \end{array}$$

☐ A hipótese de ausência de autocorrelação de tipo AR(1) é rejeitada por um teste com $\alpha = 0.05$.

☐ A informação disponibilizada é inadequada para testar a presença de autocorrelação de primeira ordem.

☐ Não se encontra evidência empírica de heteroscedasticidade com um teste de nível $\alpha = 0.5$.

☐ Encontram-se provas estatísticas de autocorrelação de primeira ordem com um teste com 10% de significância .

10. **(2.0)** Classifique e comente a seguinte afirmação: "um passeio aleatório é um processo I(1), mas um processo I(1) não é, necessariamente, um passeio aleatório".

11. **(2.0)** Suponha que duas taxas de juro, a 1 e a 3 meses, $r1_t$ e $r3_t$, respectivamente, se relacionam através do sistema

$$\begin{cases} \alpha\, r1_t + r3_t = u_t, & u_t = u_{t-1} + e_t, \;\; e_t \sim iid(0, \sigma_e^2), \\ r1_t - \theta\, r3_t = v_t, & v_t = a_t + \beta a_{t-1}, \;\; a_t \sim iid(0, \sigma_a^2). \end{cases}$$

Assumindo que $\theta \neq 0$ e que $\alpha\theta \neq -1$, mostre que $(r1_t, r3_t) \sim CI(1,1)$ e indique o parâmetro de cointegração.

12. **(2.0)** Pretende-se analisar o comportamento de longo prazo de uma série de taxa de desemprego (**td**) de um país da OCDE com dados anuais. Para esse efeito, estimaram-se as equações abaixo, onde "D" representa o operador Δ ($dtd_t = \Delta td_t$). **Formalizando devidamente e justificando cuidadosamente** a escolha da equação, retire a conclusão apropriada.

Dependent Variable: DTD
Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.033905	0.026755	-1.267254	0.2095
T	0.000368	0.000648	0.567615	0.5722
TD(-1)	-0.107404	0.035959	-2.986849	0.0040
DTD(-1)	0.285351	0.116426	2.450927	0.0169
DTD(-2)	-0.148858	0.115280	-1.291279	0.2011

Dependent Variable: DTD

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.024942	0.025709	-0.970203	0.3354
T	0.000217	0.000629	0.345093	0.7311
TD(-1)	-0.102447	0.032553	-3.147104	0.0024
DTD(-1)	0.241686	0.111213	2.173176	0.0333

Dependent Variable: DTD

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.019994	0.010676	-1.872775	0.0655
TD(-1)	-0.118609	0.029903	-3.966486	0.0002
DTD(-1)	0.295144	0.114556	2.576408	0.0122
DTD(-2)	-0.136169	0.112518	-1.210200	0.2305

Dependent Variable: DTD

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.016814	0.010234	-1.642987	0.1049
TD(-1)	-0.108924	0.026427	-4.121747	0.0001
DTD(-1)	0.249936	0.107918	2.315984	0.0235

Dependent Variable: DTD

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.023606	0.010105	-2.335922	0.0224
TD(-1)	-0.131611	0.025298	-5.202536	0.0000

13. Suponha que $(y_t, x_t) \sim CI(1,1)$ e que se representa com β o parâmetro de cointegração. Então, é **FALSO** que:

☐ No longo prazo, as duas séries tendem a acompanhar-se mutuamente, movendo-se de forma conjunta.

☐ As duas séries têm uma tendência estocástica que é comum pois desaparece na combinação linear.

☐ O melhor modelo dinâmico é do seguinte tipo:

$$\Delta y_t = \alpha_0 \Delta y_{t-1} + \delta_1 \Delta x_{t-1} + \delta_2 \Delta x_{t-2} + e_t, \quad \mathrm{E}(e_t | I_{t-1}) = 0, \forall t.$$

☐ Em geral, não é verdade que na equação $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$ se tenha que $t = \frac{\hat{\beta}-1}{se(\hat{\beta})} \overset{a}{\sim} N(0,1)$, nem mesmo quando $H_0 : \beta = 1$ é verdadeira.