Instituto Superior de Economia e Gestão
Universidade de Lisboa
Econometria — ER — 29/01/2014 — Duração: 2 horas

NOME:____ **Processo**_____

Espaço Reservado para Classificações

Notas: 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 o fim da página 7 e a página 8 para continuar qualquer questão. A última folha é de rascunho; deve puxá-la do agrafo.

1. [**1.0**] Suponha que foi estimado um modelo para explicar (os logaritmos) (d)as classificações (*lognot*) dos estudantes numa disciplina, empregando apenas as variáveis número de horas de estudo (*horas*), género (variável *dummy mulher*, com o valor 1 se o estudante é do sexo feminino e 0 no caso contrário) e o seu produto ($horas \times mulher$) como regressores, tendo-se obtido

$$\widehat{\mathrm{E}}\,(lognot|\, mulher = 1,\, horas) - \widehat{\mathrm{E}}\,(lognot|\, mulher = 0,\, horas) = -0.700 + 0.009\, horas.$$

Sabendo que o modelo estimado apenas com os dados referentes aos estudantes do sexo masculino é

$$\widehat{lognot} = 1.791 + 0.012\, horas,$$

determine o modelo estimado usando apenas as observações dos estudantes do sexo feminino.

2. [**1.5**] A informação fornecida na questão anterior é suficiente para avaliar, estatisticamente, a afirmação "*o rendimento do estudo não depende do género*"? Justifique devidamente e, em caso de resposta negativa, explique como deveria proceder.

3. Relativamente à utilização da estatística de Chow usual para analisar a igualdade de equações de regressão de grupos distintos, a afirmação **FALSA** é:

   ☐ a sua utilização é condicional na igualdade das variâncias (condicionais) dos erros das duas equações.

   ☐ quando ela rejeita H_0 é fácil identificar o(s) coeficiente(s) em que a igualdade não é aceitável.

   ☐ apesar de ser uma estatística-F para testar restrições lineares, ela não pode ser calculada empregando os R^2's das regressões.

   ☐ é numericamente igual à estatística-F para testar a significância de todas as *dummies* a introduzir no modelo (tanto a que tem efeito sobre o termo independente como as que permitem diferentes coeficientes de declive).

4. Com base num inquérito aleatório a 1380 indivíduos de um país sob um programa de resgate (de "austeridade") exigido pela "troika", estimou-se o modelo apresentado abaixo, onde as variáveis têm o seguinte significado:

   - *praust* – variável *dummy* com o valor 1 se o indivíduo apoia esse programa;
   - *mul* – variável *dummy* com o valor 1 se o indivíduo é mulher;
   - *esq* – variável *dummy* com o valor 1 se o indivíduo votou num partido de esquerda nas últimas eleições;
   - *educ* – número de anos de escolaridade do indivíduo.

$$\widehat{\mathrm{P}}(praust = 1|\, mul, esq, educ) = \Phi(\underset{}{-1.010} + \underset{(0.101)}{0.203\, mul} \underset{(0.101)}{-0.237\, esq} \underset{(0.005)}{-0.021\, educ}),$$

$$n = 1380,\quad SSR = 98.57,\quad \mathcal{L} = -371.641,\quad \text{LR } statistic = 24.669.$$

   a) Pretende-se efectuar o teste de significância do coeficiente de *mul*, $H_0 : \beta_1 = 0$ vs. $H_1 : \beta_1 \neq 0$. Então:

      ☐ não é possível fazer o teste pois não há informação suficiente.

      ☐ só pode ser efectuado validamente com um rácio-t calculado com o erro padrão (s.e.) de White, devido à heteroscedasticidade.

      ☐ pode ser feito da maneira usual, empregando $\hat{\beta}_1/se(\hat{\beta}_1) \overset{a}{\sim} N(0,1)$ sob H_0, apesar de o modelo ser não linear, e permite rejeitar H_0 ao nível habitual de 5%.

      ☐ só poderia ser efectuado se conhecessemos a "Log likelihhod" do modelo estimado sem a variável *mul*, para determinar o valor da respectiva "LR statistic".

b) Suponha agora que, com o modelo estimado, se pretende estimar

$$\mathrm{P}(praust = 1 |\, mul = 1, esq = 1, educ = 15) - \mathrm{P}(praust = 1 |\, mul = 0, esq = 1, educ = 15).$$

☐ Não se pode afirmar se a diferença estimada é negativa ou positiva dado que a função $\Phi(.)$ é não linear.

☐ A diferença estimada é certamente positiva porque o coeficiente estimado de *mul* é positivo e a função $\Phi(.)$ é monotonamente crescente.

☐ A diferença estimada é certamente negativa porque o logaritmo da função de verosimilhança só assume valores negativos.

☐ O facto de a diferença ser positiva ou negativa depende também dos valores e dos coeficientes estimados das outras variáveis, e não apenas dos de *mul*.

(2.0) c) Indique a expressão algébrica da estimativa do efeito parcial médio da variável *educ* e, admitindo que essa estimativa é igual a -0.035, interpreta-a.

5. Das seguintes afirmações respeitantes ao modelo clássico de regressão, indique a que é **FALSA**. A hipótese de exogeneidade estrita dos regressores ...

☐ ... exige apenas que $\mathrm{Cov}(u_t, x_{tj}) = 0, \forall t, j$.

☐ ... exige que $\mathrm{Cov}(u_t, x_{sj}) = 0, \forall t, s, j$.

☐ ... é usualmente violada no caso de existir efeito de "*feedback*" (de y para algum(ns) regressor(es)).

☐ ... não exige nada sobre $\mathrm{Cov}(x_{tj}, x_{t+h,j}), \forall t, h, j$.

6. Suponha que dispõe de dados trimestrais de uma variável de vendas (V_t) e de uma de preços (P_t) de um bem, ambas sem tendência, e que pretende analisar se a primeira tem sazonalidade (regular). Então, representando com $T_{jt} (j = 1, \ldots, 4)$ as variáveis *dummy* trimestrais e assumindo que as hipóteses do modelo clássico são satisfeitas, o melhor é estimar ...

☐ ... o modelo $V_t = \delta_0 + \delta_1\, t + \delta_2\, P_t + v_t$ e testar $H_0 : \delta_1 = 0$ vs. $H_1 : \delta_1 \neq 0$.

☐ ... o modelo $V_t = \beta_1 T_{t1} + \beta_2 T_{t2} + \beta_3 T_{t3} + \beta_4 T_{t4} + u_t$ e testar $H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ vs. $H_1 : \exists \beta_j \neq 0,\ j = 2, 3, 4$.

☐ ... o modelo $V_t = \beta_0 + \alpha_1 T_{t1} + \alpha_2 T_{t2} + \alpha_3 T_{t3} + \gamma P_t + e_t$ e testar $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ vs. $H_1 : \exists \alpha_j \neq 0,\ j = 1, 2, 3$.

☐ ... o modelo $V_t = \gamma_1 T_{t1} + \gamma_2 T_{t2} + \gamma_3 T_{t3} + \gamma_4 T_{t4} + w_t$ e testar $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4$ vs. H_1 : não H_0.

7. Um processo estacionário em tendência pode ter ...

   ☐ ... uma tendência estocástica.

   ☐ ... erros com uma raiz unitária.

   ☐ ... variância crescente com o tempo.

   ☐ ... média crescente com o tempo.

8. [**2.0**] Considere o processo $x_t = e_t - e_{t-2}$, com $e_t \sim iid(0, \sigma^2)$. Justificando devidamente os passos que der, calcule $\text{Corr}(x_t, x_{t+2})$.

9. Para que o modelo $y_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \beta_1 z_t + u_t$ seja dinamicamente completo, uma das igualdades que se seguem é **INSUFICIENTE**. Diga qual:

   ☐ $\text{E}(u_t|\, y_{t-1}, z_t, y_{t-2}, z_{t-1}, \ldots) = 0$.

   ☐ $\text{E}(y_t|\, y_{t-1}, z_t, y_{t-2}, z_{t-1}, \ldots) = \text{E}(y_t|\, y_{t-1}, z_t)$.

   ☐ $\text{E}(u_t|\, y_{t-1}, z_t) = 0$.

   ☐ nenhuma das anteriores.

10. Considere o modelo de regressão $y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + u_t$, e suponha que se sabe que u_t segue um processo AR(1) estacionário, $u_t = \rho\, u_{t-1} + e_t,\ e_t \sim iid(0, \sigma^2),\ |\rho| < 1$. Então:

    ☐ apesar disso, os métodos de inferência usuais permanecem válidos.

    ☐ em geral, os testes de significância de β_1 tenderão a rejeitar H_0 mais frequentemente do que deveriam.

    ☐ em geral, esse problema implica que $se(\hat{\beta}_1) < \sqrt{\widehat{\text{Var}(\hat{\beta}_1)}}$.

    ☐ se as restantes hipóteses do modelo clássico são satisfeitas, o estimador OLS continua a ser BLUE.

11. Suponha que com 40 observações de dados anuais foram estimados os modelos

$$(\mathbf{A})\; y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \beta_2 z_{t-1} + u_t, \text{ e}$$

$$(\mathbf{B})\; y_t = \gamma_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \delta_0 z_t + \delta_1 z_{t-1} + \delta_2 z_{t-2} + v_t.$$

Então, designando com alt_Ae alt_B as estatísticas $h - alt$ (de Durbin) sobre os erros u_t e v_t, respectivamente, entre os seguintes pares de valores indique o mais plausível.

☐ $alt_A = -0.15$, $alt_B = 3.45$.

☐ $alt_A = -0.25$, $alt_B = -0.55$.

☐ $alt_A = 5.78$, $alt_B = 0.15$.

☐ $alt_A = 5.12$, $alt_B = 7.72$.

12. **[2.0]** Suponha que $(y_t, x_t) \sim CI(1,1)$ com parâmetro de cointegração β. Também é usual dizer-se que o *vector de cointegração* é o vector $[1 \;\; -\beta]'$, pois

$$[y_t \;\; x_t] \begin{bmatrix} 1 \\ -\beta \end{bmatrix} = y_t - \beta\, x_t = u_t \sim I(0).$$

Nestas condições, prove que não podem existir dois vectores de cointegração linearmente independentes.

13. [**2.5**] Com observações anuais respeitantes aos últimos 71 anos, pretende-se investigar as propriedades univariadas de longo prazo de uma série de logaritmo do índice de preços no consumidor (LIPC) de um país da zona euro. Com essa finalidade, estimaram-se as equações abaixo, onde o prefixo "D" representa o operador Δ ($\text{DLIPC}_t = \Delta\ \text{LIPC}_t$). Formalizando e justificando devidamente as suas opções, obtenha a conclusão apropriada.

Dependent Variable: DLIPC
Method: Least Squares
Included observations: 68 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.736283	0.295292	2.493404	0.0152
LIPC(-1)	-0.036902	0.027356	-1.348985	0.1821
DLIPC(-1)	-0.541297	0.121589	-4.451860	0.0000
DLIPC(-2)	-0.118366	0.120397	-0.983127	0.3292

Dependent Variable: DLIPC
Included observations: 69 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.746237	0.278405	2.680404	0.0093
LIPC(-1)	-0.041136	0.026412	-1.557456	0.1241
DLIPC(-1)	-0.489360	0.103631	-4.722135	0.0000

Dependent Variable: DLIPC
Included observations: 68 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.690455	0.278864	2.475959	0.0160
T	0.119157	0.039764	2.996564	0.0039
LIPC(-1)	-0.504498	0.158162	-3.189763	0.0022
DLIPC(-1)	-0.222530	0.156401	-1.422819	0.1597
DLIPC(-2)	0.046866	0.126211	0.371332	0.7116

Dependent Variable: DLIPC
Included observations: 69 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.729281	0.260005	2.804873	0.0066
T	0.114141	0.034891	3.271354	0.0017
LIPC(-1)	-0.486674	0.138409	-3.516211	0.0008
DLIPC(-1)	-0.259544	0.119575	-2.170554	0.0336

...