

Instituto Superior de Economia e Gestão
Universidade Técnica de Lisboa
Licenciaturas em Economia, Gestão e Finanças, 3º ano
Econometria – Época de Recurso – 29/06/2012 – Duração: 2 horas

Nome _____ Turma: _____ 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. Pode usar a página 8 para continuar qualquer questão. A última folha é de rascunho: deve puxá-la do agrafo.

1. Para analisar as diferenças entre o salário médio dos trabalhadores do sector público e do sector privado foi estimada a seguinte regressão:

$$\log(\hat{sal}) = 0.63 - 0.20\text{privado} + 0.08\text{educ} + 0.016\text{privado} \times \text{educ}, \quad n = 526,$$

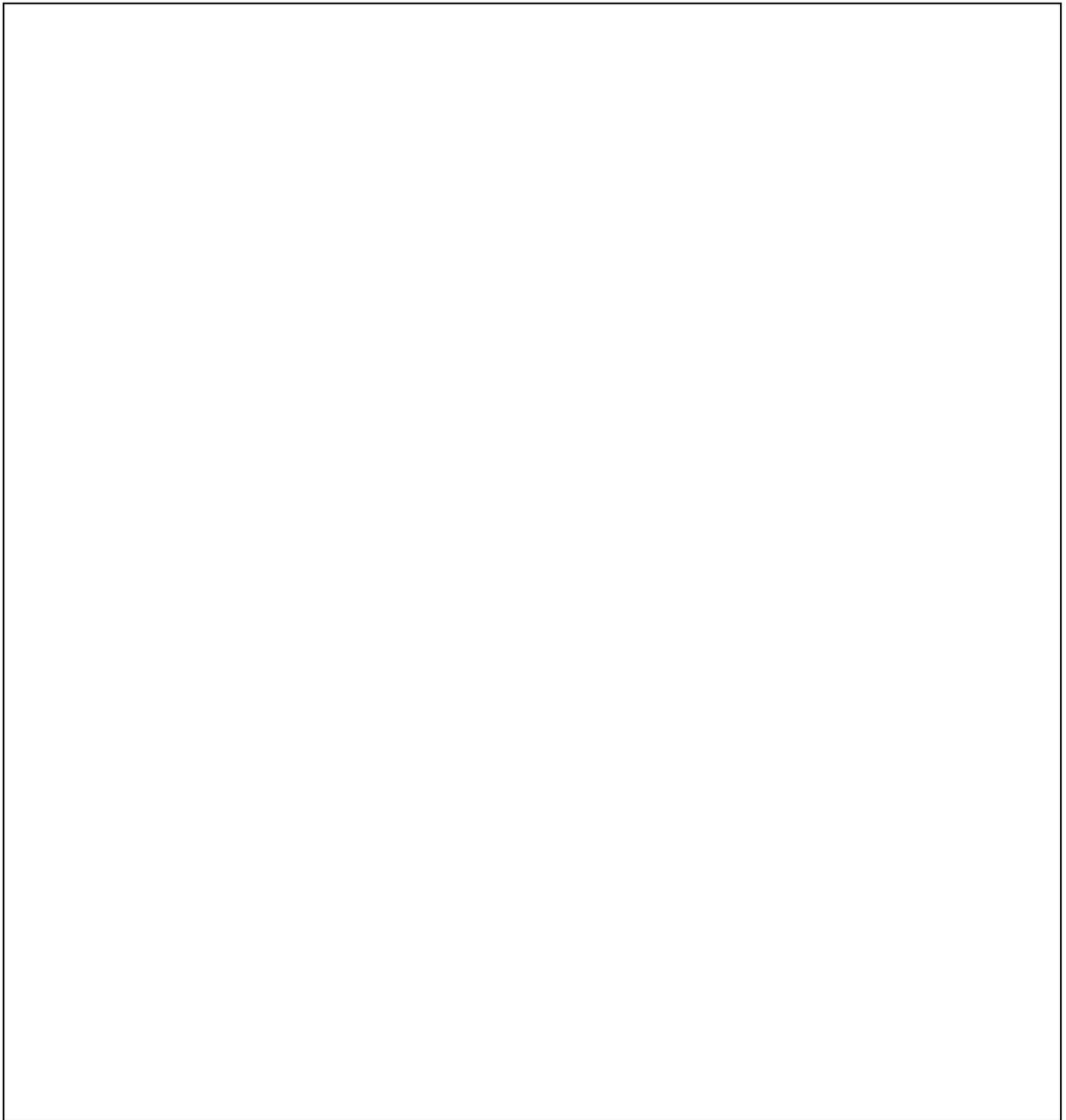
onde $\log(\hat{sal})$ representa o logaritmo do salário do trabalhador, educ é o número de anos de escolaridade e privado é uma variável que assume o valor um se o trabalhador é do sector privado e zero se é do sector público.

- a) Com base nos resultados obtidos estima-se que:

- o salário médio no sector privado é sempre inferior ao salário médio no sector público;
- o salário médio no sector privado só é superior no caso do trabalhador ser do sexo masculino;
- o salário médio no sector privado é superior ao salário médio no sector público para trabalhadores com mais de 12 anos de escolaridade;
- o salário médio no sector público é inferior ao salário médio dos trabalhadores do sector privado para valores constantes do nível de escolaridade.

- b) [2.5] Para testar a hipótese de regressões idênticas para o salário médio nos sectores público e privado, foram estimadas três regressões com base no modelo $\log(\text{sal}) = \beta_0 + \beta_1 \text{educ} + u$. A estimação do modelo com a totalidade das 526 observações produziu uma soma de quadrados dos resíduos (SSR) de 120.77. A estimação do mesmo modelo utilizando apenas as 136 observações referentes aos trabalhadores do sector público produziu $\text{SSR} = 27.74$, e usando as restantes observações obteve-se $\text{SSR} = 92.78$.

- i) Refira a restrição de EViews que precisa de indicar para estimar a última regressão.
- ii) Será adequado considerar a mesma equação salarial para os dois tipos de trabalhadores? Formalize e justifique devidamente a sua resposta.



2. Num estudo sobre a contribuição dos indivíduos nas campanhas realizadas por Organizações Não Governamentais (ONG) ao serviço dos mais carenciados, foram estimados vários modelos onde as variáveis têm o seguinte significado:

- *contribui* – variável *dummy* com o valor 1 se o indivíduo contribuiu em alguma campanha de uma ONG;
- *rend* – rendimento médio mensal do indivíduo, em milhares de euros;
- *educ* – número de anos de escolaridade do indivíduo;
- *urbana* – variável *dummy* com o valor 1 se o indivíduo reside numa zona urbana.

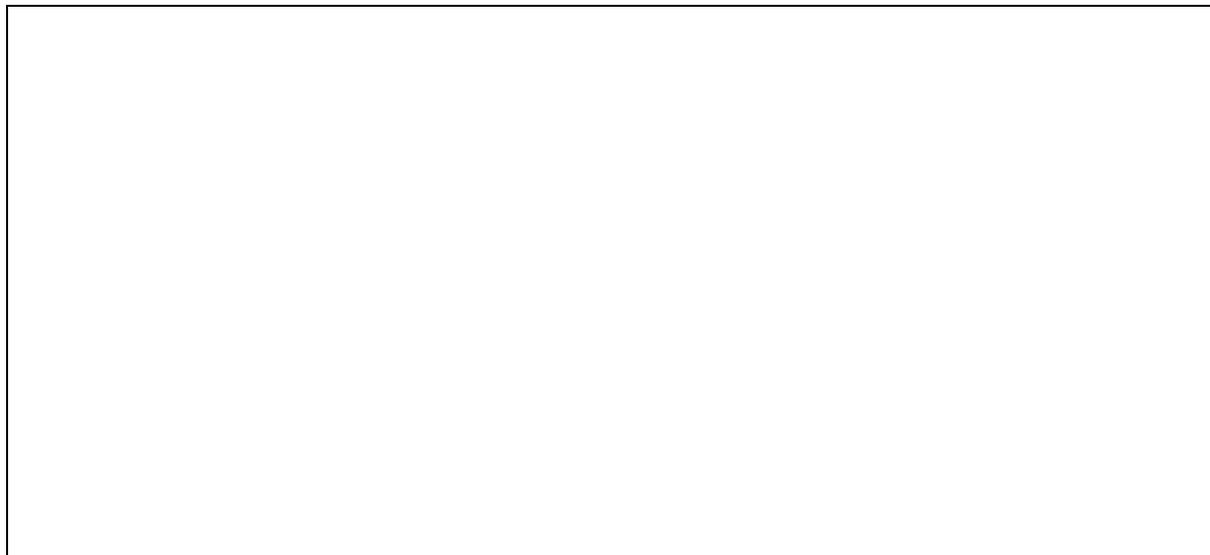
a) [1.5] Utilizando o método dos mínimos quadrados, obtiveram-se os seguintes resultados:

$$\hat{P}[\textit{contribui} = 1 \mid \textit{rend} = 2.5, \textit{educ} = 9, \textit{urbana} = 1] = 0.68$$

e

$$\hat{P}[\textit{contribui} = 1 \mid \textit{rend} = 2.5, \textit{educ} = 10, \textit{urbana} = 1] = 0.72.$$

Indique, justificando, o valor de $\hat{P}[\textit{contribui} = 1 \mid \textit{rend} = 2.5, \textit{educ} = 12, \textit{urbana} = 1]$.



Estimou-se também o modelo Probit com as mesmas variáveis:

Dependent Variable: CONTRIBUI
Method: ML - Binary Probit (Quadratic hill climbing)
Included observations: 590

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.621005	0.358929	-7.302303	0.0000
REND	0.697494	0.067058	10.40137	0.0000
EDUC	0.197987	0.028535	6.938308	0.0000
URBANA	0.365182	0.160839	2.270478	0.0232
McFadden R-squared		0.483158	Mean dependent var	0.725424
S.D. dependent var		0.446679	S.E. of regression	0.308893
Akaike info criterion		0.621115	Sum squared resid	55.91328
Schwarz criterion		0.650810	Log likelihood	-179.2288
LR statistic		335.0963	Restr. log likelihood	-346.7770
Prob(LR statistic)		0.000000	Avg. log likelihood	-0.303778

b) Usando as instruções

```
scalar p1=@cnorm ((c1)+c(2)*2.5+c(3)*8+c(4))
```

```
scalar p2=@cnorm ((c1)+c(2)*2.5+c(3)*8)
```

```
scalar p3=p1-p2
```

obteve-se $p3 = 0.091$. Então, estima-se que,

- para indivíduos com rendimento mensal médio de 2500 euros e 8 anos de escolaridade, a probabilidade de viver numa zona urbana é igual a 0.091;
- A probabilidade de ter contribuído em alguma campanha é, em média, superior em 0.091 para os que vivem numa zona urbana, para valores constantes de rend e educ;
- para indivíduos com rendimento mensal médio de 2500 euros e 8 anos de escolaridade, a probabilidade de ter contribuído em alguma campanha é igual a 0.091 para os que vivem numa zona urbana;
- para indivíduos com rendimento mensal médio de 2500 euros e 8 anos de escolaridade, a probabilidade de ter contribuído em alguma campanha é superior em 0.091 para os que vivem numa zona urbana.

c) Admita que no modelo Probit apresentado pretende-se substituir a variável URBANA pela variável RURAL (RURAL=1-URBANA). Então, a estimativa obtida para o respectivo coeficiente é:

- $\hat{\beta}_{RURAL} = 0.365182$;
 $\hat{\beta}_{RURAL} = -0.365182$;
 $\hat{\beta}_{RURAL} = 0.634818$;
- Como se trata de um modelo Probit, a informação dada é insuficiente para obter $\hat{\beta}_{RURAL}$.

3. Com 55 observações anuais, estimou-se o seguinte modelo:

$$\hat{y}_t = 0.574 + 0.885y_{t-1}, R^2 = 0.78. \quad (1)$$

(0.336) (0.064)

Empregando os resíduos do modelo, \hat{u}_t , obtiveram-se os seguintes resultados:

$$\hat{u}_t = 0.247\hat{u}_{t-1} \quad e \quad \hat{u}_t = 0.369 - 0.0735y_{t-1} + 0.319\hat{u}_{t-1}$$

(0.135) (0.402) (0.072) (0.151)

a) [2.0] Teste, a 5%, a presença de autocorrelação de primeira ordem nos erros do modelo.

b) Os resultados do teste que efectuou suscitam reservas sobre os resultados da equação 1?

- não, porque o estimador OLS do coeficiente de y_{t-1} é centrado ;
- não, porque o regressor da equação 1 é contemporaneamente exógeno;
- sim, porque o estimador OLS do coeficiente de y_{t-1} é enviesado;
- sim, porque o erro padrão do estimador do coeficiente de y_{t-1} deverá ser incorrecto.

4. No modelo $y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + u_t$, sabe-se que as séries y_t e z_t são estacionárias e fracamente dependentes. Indique a afirmação que pode fazer relativamente ao estimador OLS de $\beta_1, \hat{\beta}_1$:

- se o modelo é dinamicamente completo, então $\hat{\beta}_1$ é consistente;
- se o modelo é dinamicamente completo, então $\hat{\beta}_1$ é centrado;
- se o modelo é dinamicamente completo, então $\hat{\beta}_1$ é o mais eficiente;
- se o modelo é dinamicamente completo, então $\hat{\beta}_1$ é BLUE.

5. [1.5] Considere um processo MA(2) e mostre que ele verifica duas das condições de estacionariedade, à sua escolha.

6. Admita que y_t e x_t são séries sem tendência e que dispõe de 42 observações anuais. Das várias regressões estimadas, foram seleccionadas as que se apresentam abaixo, onde RES representa a série dos resíduos da equação $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$, DRES = RES-RES(-1) e DY = Y-Y(-1).

Equação 1

Dependent Variable: DY

Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001766	0.005647	-0.312688	0.7562
Y(-1)	-0.066086	0.049598	-1.332421	0.1905

Equação 2

Dependent Variable: DRES

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES(-1)	-0.348103	0.128908	-2.700408	0.0105
DRES(-1)	0.382267	0.153673	2.487539	0.0176
DRES(-2)	-0.040075	0.168297	-0.238122	0.8131

Equação 3

Dependent Variable: DRES

Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES(-1)	-0.365566	0.101876	-3.588431	0.0010
DRES(-1)	0.378467	0.149559	2.530552	0.0157

- a) Escolha a afirmação **FALSA**. Sabendo que a equação 1 é a equação adequada para testar a ordem de integração de y_t , pode-se concluir que a equação $\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + v_t$ não foi empregue porque ...
- contém defasamentos desnecessários;
 - com um teste de dimensão 10%, a hipótese $H_0 : \gamma_1 = 0$ é rejeitada;
 - a equação 1 deve ser um modelo dinamicamente completo;
 - com um teste de dimensão 10%, a hipótese $H_0 : \gamma_1 = 0$ não é rejeitada.

- b) [1.5] Os resultados estatísticos apontam para a existência de uma raiz unitária na série y_t ? Formalize e justifique devidamente.

- c) Admita que obteve evidência que y_t e x_t são séries I(1). Então, com base nos restantes resultados, as provas estatísticas sugerem que, na regressão $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$,
- u_t é uma série estacionária e fracamente dependente;
 - u_t é uma série I(0) se e só se $\beta_1 = 0$;
 - u_t é uma série I(1);
 - nada se pode concluir sobre a ordem de integração de u_t porque o termo de tendência foi omitido.

- d) [1.5] Admita que $(y_t, x_t) \sim CI(1,1)$. Justificando cuidadosamente a sua resposta, proponha um modelo genérico para prever y_{n+1} (supondo que a amostra de estimação inclui n observações).

7. [2.5] Suponha que $y_t \sim I(0)$ e considere o modelo

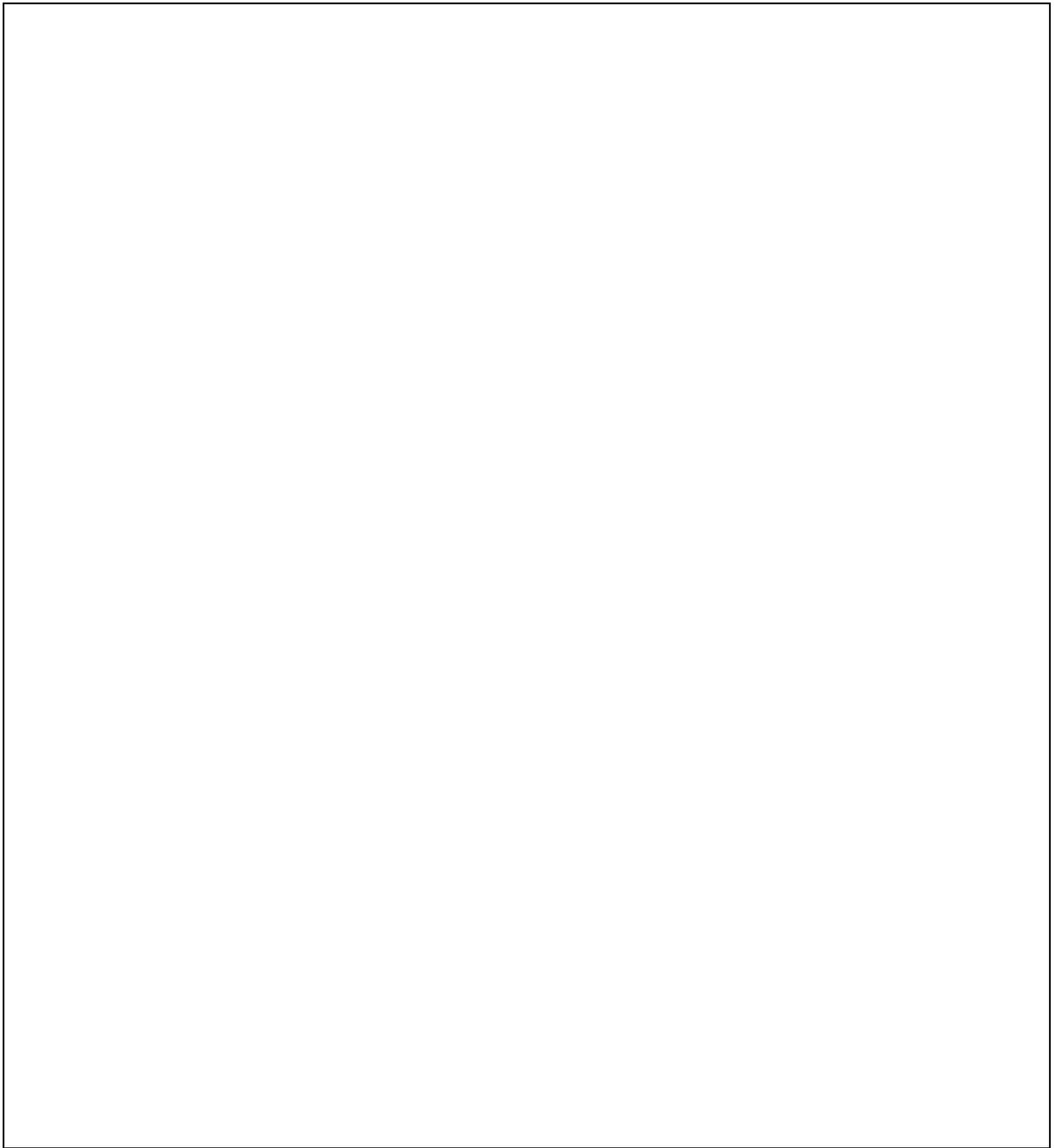
$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t, \quad |\beta_1| < 1,$$

onde $u_t = 0.6u_{t-1} + 0.2u_{t-2} + e_t$, $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$ e $E[e_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] = E[e_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] = 0$.

Admita ainda que $cov(y_{t-1}, u_{t-1}) > 0$ e $cov(y_{t-1}, u_{t-2}) > 0$.

a) Com base no cálculo de $cov(y_{t-1}, u_t)$, mostre que o estimador OLS dos coeficientes do modelo não é consistente.

b) Reespecifique o modelo de modo a permitir aplicar a teoria assintótica. (Nota: admita que no modelo obtido as séries envolvidas são estacionárias e fracamente dependentes.).



Continuação da questão _ _ _ _