

**Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra**  
**Frequência de Aplicações de Econometria**  
**10/01/2018**

**Licenciatura em Economia**

**Duração: 2h00**

*Aviso: responda às Partes I e II em folhas separadas*

**Parte I (folha separada) 8 valores**

[1]. Pretende-se estudar o efeito das bolsas de valores de outros países sobre a evolução do PSI20 em Portugal. Para verificar o efeito de contágio foram selecionados valores mensais dos índices da bolsa dos valores para os seguintes países:

PSI20=Portugal; Dow=Estados Unidos; Ger=Alemanha; Esp=Espanha

- 1.1. Explique a forma dinâmica do modelo estimado apresentado no **Quadro 1**. Quais as vantagens desta especificação? (nota:  $d_{1-}$  é a primeira diferença do logaritmo da respetiva variável e  $uhat_{-1}$  são os resíduos da equação de cointegração desfasados um período).
- 1.2. Explique o método de estimação aplicado distinguindo a forma estrutural e forma reduzida do modelo.
- 1.3. Considera este método de estimação válido? Justifique a sua resposta analisando o teste de Hausman e de instrumento fraco.
- 1.4. Interprete devidamente os valores dos coeficientes estimados e em particular o de  $uhat_{-1}$ .

**Parte II (folha separada) 12 valores**

[2]. O modelo estimado no **Quadro 2** tenciona explicar as emissões de CO2 na atmosfera considerando um grupo de 28 países da OCDE com dados para o período de 2004-2015. As variáveis consideradas são as seguintes:

CO2=emissão de CO2 *per capita* (em toneladas)

Shareren= o peso das energias renováveis no consumo total de energia

FECONS= consumo final de energia

gfcf= taxa de crescimento de formação bruta de capital fixo (investimento)

- 2.1. Explique de que tipo de modelo se trata e qual o método de estimação.
- 2.2. Com base num teste de hipótese adequado, diga se o modelo estimado é o mais indicado em comparação com o modelo pooled.
- 2.3. Encontre os efeitos de longo prazo e a rapidez do ajustamento. Interprete devidamente os seus valores justificando se apresentam o sinal esperado.

[3]. Foram encontrados dados para as variáveis do Investimento (I), do rendimento PIB (Y), das Importações (M) e das exportações (X) a preços constantes para o período de 1970 a 2009 referentes a Portugal.

- 3.1. Explique o método de estimação tendo em consideração os resultados do **Quadro 3**.
- 3.2. Considera este método de estimação adequado? Justifique a sua resposta analisando a matriz VCV e o teste de Breusch-Pagan.
- 3.3. Interprete devidamente os coeficientes estimados das equações do sistema do **Quadro 3** justificando os seus sinais de acordo com o esperado pela teoria económica.

### Quadro 1

TSLS, usando as observações 2011-07-14:2017-03-27 (T = 1488)

Variável dependente: d\_1\_Psi20

Instrumentado: d\_1\_Dow

Instrumentos: const d\_1\_Dow\_1 d\_1\_Germ d\_1\_Esp uhat\_1

	coeficiente	erro padrão	z	valor p
const	0,00206613	0,00925388	0,2233	0,8233
d_1_Dow	0,368392	0,0518470	7,105	1,20e-012 ***
d_1_Germ	0,0489819	0,0102635	4,772	1,82e-06 ***
d_1_Esp	0,136377	0,0203006	6,718	1,84e-011 ***
uhat_1	-0,864660	0,0289556	-29,86	6,20e-196 ***

Média var. dependente 0,004408 D.P. var. dependente 0,452691

Soma resíd. quadrados 188,8262 E.P. da regressão 0,356829

R-quadrado 0,389004 R-quadrado ajustado 0,387356

F(4, 1483) 251,1789 valor P(F) 7,8e-165

rho -0,047640 Durbin-Watson 2,095239

Teste de Hausman -

Hipótese nula: as estimativas Mínimos Quadrados (OLS) são consistentes

Estatística de teste assimptótica: Qui-quadrado(1) = 22,583

com valor p = 2,01263e-006

Teste com instrumento fraco -

Estatística-F de primeira-fase (1, 1483) = 333,146

Valores críticos para o tamanho máximo de TSLS, quando executando testes com num nível de significância de 5%:

tamanho	10%	15%	20%	25%
valor	16,38	8,96	6,66	5,53

O tamanho máximo é provavelmente inferior a 10%

## Quadro 2

Efeitos-fixos, usando 308 observações  
 Incluídas 28 unidades de secção-cruzada  
 Comprimento da série temporal = 11  
 Variável dependente: l\_CO2

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-1,34943	0,507528	-2,659	0,0083	***
Shareren	-0,00746449	0,00128738	-5,798	1,83e-08	***
l_FECONS	0,240821	0,0541625	4,446	1,27e-05	***
gfcf	0,00123246	0,000256038	4,814	2,45e-06	***
l_CO2_1	0,606204	0,0425434	14,25	6,61e-035	***
Média var. dependente	2,277344	D.P. var. dependente	0,345050		
Soma resíd. quadrados	0,532696	E.P. da regressão	0,043932		
LSDV R-quadrado	0,985426	Dentro R-quadrado	0,804067		
LSDV F(31, 276)	601,9952	valor P(F)	2,1e-234		
Log. da verosimilhança	542,3921	Critério de Akaike	-1020,784		
rho	0,008161	Durbin-Watson	1,685189		

Teste conjunto em regressores designados -  
 Estatística de teste:  $F(4, 276) = 283,161$   
 com valor p =  $P(F(4, 276) > 283,161) = 2,29091e-096$

Teste para diferenciar grupos de intercepções no eixo x=0 -  
 Hipótese nula: Os grupos têm a mesma intercepção no eixo x=0  
 Estatística de teste:  $F(27, 276) = 3,72319$   
 com valor p =  $P(F(27, 276) > 3,72319) = 1,28557e-008$

### Quadro 3

Sistema de equações, Seemingly Unrelated Regressions

**Equação 1:** Estimativas SUR usando as 39 observações 1971-2009

Variável dependente: d\_1\_I

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	VALOR P
const	-0,0758235	0,0158025	-4,798	0,00003 ***
d_1_Y	1,50639	0,587804	2,563	0,01471 **
d_1_M	1,11151	0,212422	5,233	<0,00001 ***

Média da variável dependente = 0,0249544

Desvio padrão da variável dependente = 0,155339

Soma dos resíduos quadrados = 0,198555

Erro padrão dos resíduos = 0,0713523

**Equação 2:** Estimativas SUR usando as 39 observações 1971-2009

Variável dependente: d\_1\_M

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	VALOR P
const	-0,0128566	0,0112468	-1,143	0,26053
d_1_Y	1,82283	0,307856	5,921	<0,00001 ***
d_1_X	0,243457	0,116733	2,086	0,04416 **

Média da variável dependente = 0,051497

Desvio padrão da variável dependente = 0,0863863

Soma dos resíduos quadrados = 0,101495

Erro padrão dos resíduos = 0,0510141

Equação-cruzada VCV para os resíduos  
(correlações acima da diagonal)

0,0050911	(0,104)
0,00037877	0,0026024

Breusch-Pagan test for diagonal covariance matrix:

Chi-square(1) = 0.422288 [0.5158]

Resolução:

**Resposta 1.1 (2 valores).** O modelo designa-se MCE (modelo de correção dos erros) onde as variáveis são expressas em 1<sup>as</sup> diferenças (normalmente estacionárias) e toma-se em consideração o desequilíbrio existente entre as variáveis do período anterior.

Vantagens da especificação: As variáveis são estacionárias (1<sup>as</sup> diferenças); evita-se relações espúrias; evita-se erros de especificação dinâmica; não há problemas de multicolinearidade e de autocorrelação; Mede-se a rapidez do ajustamento ou correção da variável dependente pelo desequilíbrio do período anterior.

**Resposta 1.2 (2 valores).** O método de estimação é de duas etapas (2sls) considerando (e testando) que a variável  $d_{-1}_{Dow}$  é endógena:

1<sup>a</sup> Etapa: Estimar pelo OLS a forma reduzida da equação e deter os valores estimados da variável endógena

$$d_{-1}_{Dow_t} = \pi_0 + \pi_1 d_{-1}_{Dow_{t-1}} + \pi_2 d_{-1}_{Germ_t} + \pi_3 d_{-1}_{Esp_t} + \pi_4 u_{hat_{t-1}} + v_t$$

2<sup>a</sup> Etapa: Estimar a forma estruturar da equação substituindo o regressor endógeno  $d_{-1}_{Dow_t}$  pelos valores encontrados na 1<sup>a</sup> etapa  $d_{-1}_{Dow_{est}}$ .

$$d_{-1}_{Psi20_t} = \beta_0 + \beta_1 d_{-1}_{Dow_{est}} + \beta_2 d_{-1}_{Germ_t} + \beta_3 d_{-1}_{Esp_t} + \beta_4 u_{hat_{t-1}} + u_t$$

**Resposta 1.3 (2 valores).**

Teste de Hausman de endogeneidade do regressor

$H_0: Cov(d_{-1}_{Dow_t}, u_t) = 0$  (regressor exógeno não correlacionado com o termo de erro)

$H_A: Cov(d_{-1}_{Dow_t}, u_t) \neq 0$  ((regressor endógeno correlacionado com o termo de erro)

Estatística de Hausman

$$H = [\hat{\beta}_{IV} - \hat{\beta}_{OLS}] [\text{Var}(\hat{\beta}_{IV}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{OLS})]^{-1} [\hat{\beta}_{IV} - \hat{\beta}_{OLS}] \sim \chi_k^2$$

Critério de decisão:

Qui-quadrado(1) = 22,583 > Qui-quadrado<sub>crítico</sub> e valor  $p = 2,01263e-006 < 0,05$ , logo rejeita-se a hipótese. O método 2sls neste caso é válido.

Teste de instrumento fraco

$H_0: Cov(d_{-1}_{Dow_{t-1}}, d_{-1}_{Dow_t}) = 0$  i.e.  $\pi_1 = 0$  da forma reduzida (instrumento fraco)

$H_A: Cov(d_{-1}_{Dow_{t-1}}, d_{-1}_{Dow_t}) \neq 0$  i.e.  $\pi_1 \neq 0$  (instrumento não fraco)

Estatística F

$$F\text{-stat.} = \frac{(SQR_r - SQR_{nr})/k}{SQR_{nr}/(T - n - 1)} \sim F_{k, T-n-1} \text{ ou } F\text{-stat.} = \frac{(R_{nr}^2 - R_r^2)/k}{(1 - R_{nr}^2)/(T - n - 1)} \sim F_{k, T-n-1}$$

Critério de decisão:

Estatística-F de primeira-fase (1, 1483) = 333,146 > 10, logo rejeitar a hipótese  $H_0$  e concluir que o instrumento é não fraco.

#### **Resposta 1.4 (2 valores).**

Interpretação dos coeficientes estimados

Constante: A média de crescimento do Psi20 é zero quando as variáveis explicativas assumissem o valor zero.

Declive de d\_l\_Dow: Se o índice Dow aumentar um ponto percentual (p.p.) espera-se em média que o índice PSI20 aumenta 0,368 p.p. (mantendo o resto constante)

Declive de d\_l\_Germ: Se o índice Germ aumentar um ponto percentual (p.p.) espera-se em média que o índice PSI20 aumenta 0,048p.p. (mantendo o resto constante)

Declive de d\_l\_Esp: Se o índice Esp aumentar um ponto percentual (p.p.) espera-se em média que o índice PSI20 aumenta 0,136 p.p. (mantendo o resto constante)

Coeficiente de correção dos erros: Há uma correção (ou ajustamento) de 86,4% da taxa de crescimento do índice de Psi20 pelo desequilíbrio do período anterior, um ajustamento rápido.

#### **Resposta 2.1 (2 valores).**

Trata-se de um modelo de painel (balanceado) de efeitos-fixos:

$$\ln CO2_{it} = \alpha_i + \beta_1 Sharener_{it} + \beta_2 \ln FECONS_{it} + \beta_3 gfcf_{it} + \beta_4 \ln CO2_{it-1} + u_{it}$$

A parte constante  $\alpha_i$  (constante diferente entre países) capta a heterogeneidade dos países invariante no tempo (dimensão, recursos naturais, instituições, etc.)

O método de estimação é das variáveis centradas ou desmediação total, usando as médias temporais das variáveis de cada indivíduo (país):

$$(\ln CO2_{it} - \ln CO2_i) = a_0 + \beta_1 (Sharener_{it} - Sharener_i) + \dots + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

#### **Resposta 2.2 (2 valores).**

Teste “to pool or not to pool”

H0:  $\alpha_1=\alpha_2=\dots=\alpha_{27}=0$  (constantes iguais, modelo pooled)

H0:  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{27} \neq 0$  (constantes diferentes, modelo de efeitos fixos)

Estatística F

$$F_{stat} = \frac{\left[ \left( R_{fe}^2 - R_{pool}^2 \right) / (N - 1) \right]}{\left[ \left( 1 - R_{fe}^2 \right) / (NT - N - k) \right]} \sim F_{(N-1, NT-N-k)}$$

Critério de decisão:

$$F(27, 276) = 3,72319 > F_{crítico}$$

com valor p = 1,28557e-008 < 0,05

Conclusão: rejeitar a hipótese nula (o modelo pooled) a favor do modelo de efeitos fixos

**Resposta 2.3 (2 valores).**

Mecanismo do ajustamento parcial

A variação atual de CO2 é uma fração da variação ótima

$$(\ln CO2_{it} - \ln CO2_{it-1}) = \delta(\ln CO2^*_{it} - \ln CO2_{it-1}) \quad 0 < \delta < 1$$

Modelo de longo prazo

$$\ln CO2^*_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Sharener_{it} + \beta_2 \ln FECONS_{it} + \beta_3 gfcf_{it} + u_{it}$$

Modelo de curto prazo

$$\ln CO2_{it} = \delta \alpha_0 + \delta \beta_1 Sharener_{it} + \delta \beta_2 \ln FECONS_{it} + \delta \beta_3 gfcf_{it} + (1-\delta) \ln CO2_{it-1} + \delta u_{it}$$

Modelo estimado de curto prazo

$$\ln CO2_{it} = -1,34943 - 0,00746449 Sharener_{it} + 0,240821 \ln FECONS_{it} + 0,00123246 gfcf_{it} + 0,606204 \ln CO2_{it-1}$$

Coeficiente de ajustamento  $(1-\delta) = 0,606204 \Rightarrow \delta = 0,393796$  ajustamento lento

Coeficientes estimados de longo prazo assumindo a condição de equilíbrio  $\ln CO2_{it} = \ln CO2_{it-1}$

$$\ln CO2_{it} = \frac{\delta \alpha_0}{[1 - (1 - \delta)]} + \frac{\delta \beta_1}{[1 - (1 - \delta)]} Sharener_{it} + \dots + \frac{\delta \beta_3}{[1 - (1 - \delta)]} gfcf_{it} + \frac{\delta}{[1 - (1 - \delta)]} u_{it}$$

Coeficiente de Sharener:  $-0,00746449 / 0,393796 = 0,01895522$

Relação log-lin: o aumento das energias renováveis em 1 p.p. provoca em média uma redução de 1,8% de emissão de CO2 (semi-elasticidade) mantendo o resto constante. Sinal correto, o aumento das energias renováveis não fósseis reduzem a poluição atmosférica

Coeficiente de lnFECONS:  $0,24082 / 0,393796 = 0,611534906$

Relação log-log: o aumento de 1% no consumo de energia total causa em média um aumento de 0,6% de emissão de CO2 (elasticidade) mantendo o resto constante. Sinal correto, maior consumo de energia final maioritariamente não fóssil provoca maior poluição atmosférica.

Coeficiente de gfcf:  $0,00123246 / 0,393796 = 0,003129692$

Relação log-lin: o aumento de 1 p.p. na taxa de crescimento do investimento provoca em média um aumento de 0,3% de emissão de CO2 (semi-elasticidade) mantendo o resto constante. Sinal correto, o aumento do investimento físico (máquinas, transportes, bens de equipamento, instalações fabris etc.) causa maior poluição atmosférica.

### Resposta 3.1 (2 valores).

Método de estimação SUR de informação completa

Modelo estrutural de duas equações com dados temporais

$$d\_l\_l_t = \alpha_0 + \alpha_1 d\_l\_Y_t + \alpha_2 d\_l\_M_t + u_t \quad (1)$$

$$d\_l\_M_t = \beta_0 + \beta_1 d\_l\_Y_t + \beta_2 d\_l\_X_t + v_t \quad (2)$$

Modelo completo em blocos

$$\begin{bmatrix} d\_l\_l_t \\ d\_l\_M_t \end{bmatrix} = \alpha_0 \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} + \beta_0 \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} + \alpha_1 \begin{bmatrix} d\_l\_Y_t \\ 0 \end{bmatrix} + \beta_1 \begin{bmatrix} 0 \\ d\_l\_Y_t \end{bmatrix} + \alpha_2 \begin{bmatrix} d\_l\_M_t \\ 0 \end{bmatrix} + \beta_2 \begin{bmatrix} 0 \\ d\_l\_X_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix}$$

Estimador GLS

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} (X' \Omega^{-1} y)$$

Matriz VCV

$$\Omega = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_u^2 & \hat{\sigma}_{uv} \\ \hat{\sigma}_{vu} & \hat{\sigma}_v^2 \end{bmatrix}$$

As variâncias e covariância da matriz  $\Omega$  são calculados usando os resíduos obtidos pela estimação OLS das equações estruturais (1) e (2)

### Resposta 3.2 (2 valores).

Observando a matriz  $\Omega$  verificamos que a correlação dos erros entre as equações é fraca  $\text{corr}(u_t, v_t) = 0.104$

Teste de Breusch-Pagan

$H_0: \text{Cov}(u_t, v_t) = 0$  (erros não correlacionados, OLS é válido se não haver endogeneidade, 2sls é válido no caso de endogeneidade)

$H_A: \text{Cov}(u_t, v_t) \neq 0$  (erros correlacionados, SUR é válido no caso de exogeneidade, 3sls é válido no caso de endogeneidade)

Cíterio de decisão:

Chi-square(1) = 0.422288 < Chi-squarecrítico

Valor-p [0.5158] > 0,05

Conclusão: não rejeitar a  $H_0$ , isto é, a equação (1) pode ser estimada pelo método 2sls/IV uma vez que  $d\_l\_M$  é tratada como endógena na 2ª equação, e a equação (2) pelo método OLS uma vez que as variáveis explicativas são exógenas.

**Resposta 3.3 (2 valores).**

Interpretação dos coeficientes das equações tendo em conta que as variáveis representam taxas de crescimento

Equação Investimento

Constante=-0,0758235 representa o valor médio da taxa de crescimento do investimento com taxas de crescimento nulas do rendimento e das importações.

$$\frac{\partial d\_l\_I_t}{\partial d\_l\_Y_t} = 1,50639$$
 um aumento de 1 p.p. do rendimento provoca em média um aumento de 1,5 p.p. no Investimento (ceteris paribus), relação elástica. Sinal correto, efeito de acelerador. Os investidores investem em períodos de expansão económica

$$\frac{\partial d\_l\_I_t}{\partial d\_l\_M_t} = 1,11151$$
 um aumento de 1 p.p. das importações provoca uma aumento de 1,11 p.p. no Investimento (ceteris paribus), relação elástica. Sinal correto, o Investimento necessita de matérias-primas, bens de equipamento, máquinas, tecnologia que são normalmente importados.

Equação Importações

Constante=-0,0128566 representa o valor médio da taxa de crescimento das importações com taxas de crescimento nulas do rendimento e das exportações.

$$\frac{\partial d\_l\_M_t}{\partial d\_l\_Y_t} = 1,82283$$
 um aumento de 1 p.p. do rendimento provoca uma aumento de 1,8 p.p. nas Importações (ceteris paribus), relação elástica. Sinal correto, quando aumenta o rendimento aumenta o consumo e uma parte deste consumo representa produtos importados.

$$\frac{\partial d\_l\_M_t}{\partial d\_l\_X_t} = 0,243457$$
 um aumento de 1 p.p. das Exportações provoca uma aumento de 0,24 p.p. das Importações (ceteris paribus), relação inelástica. Sinal correto, uma parte das receitas das exportações servem para pagar as importações.