

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 assintótica: 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 1ªs diferenças (normalmente estacionárias) e toma-se em consideração o desequilíbrio existente entre as variáveis do período anterior.

Vantagens da especificação: As variáveis são estacionárias (1ªs 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_I_Dow é endógena:

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

$$d_I_Dow_t = \pi_0 + \pi_1 d_I_Dow_{t-1} + \pi_2 d_I_Germ_t + \pi_3 d_I_Esp_t + \pi_4 uhat_{t-1} + v_t$$

2ª Etapa: Estimar a forma estrutural da equação substituindo o regressor endógeno $d_I_Dow_t$ pelos valores encontrados na 1ª etapa $d_I_Dow_{est}$.

$$d_I_Psi20_t = \beta_0 + \beta_1 d_I_Dow_{est} + \beta_2 d_I_Germ_t + \beta_3 d_I_Esp_t + \beta_4 uhat_{t-1} + u_t$$

Resposta 1.3 (2 valores).

Teste de Hausman de endogeneidade do regressor

$H_0: Cov(d_I_Dow_t, u_t) = 0$ (regressor exógeno não correlacionado com o termo de erro)

$H_A: Cov(d_I_Dow_t, u_t) \neq 0$ ((regressor endógeno correlacionado com o termo de erro)

Estatística de Hausman

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

Critério de decisão:

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

Teste de instrumento fraco

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

$H_A: Cov(d_I_Dow_{t-1}, d_I_Dow_t) \neq 0$ i.e. $\pi_1 \neq 0$ (instrumento não fraco)

Estatística F

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

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_I_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_I_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_I_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)

Coefficiente 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:

$$\ln CO2_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{Sharener}_{it} + \beta_2 \ln FECONS_{it} + \beta_3 \text{gfcf}_{it} + \beta_4 \ln CO2_{it-1} + u_{it}$$

A parte constante α_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):

$$(\ln CO2_{it} - \ln CO2_{\bar{i}}) = \alpha_0 + \beta_1 (\text{Sharener}_{it} - \text{Sharener}_{\bar{i}}) + \dots + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

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

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

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

$$\ln CO2^*_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Sharener}_{it} + \beta_2 \ln FECONS_{it} + \beta_3 \text{gfcf}_{it} + u_{it}$$

Modelo de curto prazo

$$\ln CO2_{it} = \delta \alpha_0 + \delta \beta_1 \text{Sharener}_{it} + \delta \beta_2 \ln FECONS_{it} + \delta \beta_3 \text{gfcf}_{it} + (1-\delta) \ln CO2_{it-1} + \delta u_{it}$$

Modelo estimado de curto prazo

$$\ln CO2_{it} = -1,34943 - 0,00746449 \text{Sharener}_{it} + 0,240821 \ln FECONS_{it} + 0,00123246 \text{gfcf}_{it} + 0,606204 \ln CO2_{it-1}$$

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

Coeficientes estimados de longo prazo assumindo a condição de equilíbrio $\ln CO2_{it} = \ln CO2^*_{it-1}$

$$\ln CO2_{it} = \frac{\delta \alpha_0}{[1-(1-\delta)]} + \frac{\delta \beta_1}{[1-(1-\delta)]} \text{Sharener}_{it} + \dots + \frac{\delta \beta_3}{[1-(1-\delta)]} \text{gfcf}_{it} + \frac{\delta}{[1-(1-\delta)]} u_{it}$$

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

$$d_l_I_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_l_Y_t + \alpha_2 d_l_M_t + u_t \quad (1)$$

$$d_l_M_t = \beta_0 + \beta_1 d_l_Y_t + \beta_2 d_l_X_t + v_t \quad (2)$$

Modelo completo em blocos

$$\begin{bmatrix} d_l_I_t \\ d_l_M_t \end{bmatrix} = \alpha_0 \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} + \beta_0 \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} + \alpha_1 \begin{bmatrix} d_l_Y_t \\ 0 \end{bmatrix} + \beta_1 \begin{bmatrix} 0 \\ d_l_Y_t \end{bmatrix} + \alpha_2 \begin{bmatrix} d_l_M_t \\ 0 \end{bmatrix} + \beta_2 \begin{bmatrix} 0 \\ d_l_X_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix}$$

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 Ω são calculados usando os resíduos obtidos pela estimação OLS das equações estruturais (1) e (2)

Resposta 3.2 (2 valores).

Observando a matriz Ω 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)

Critério de decisão:

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

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.

$$\frac{\partial d_{l-I_t}}{\partial d_{l-Y_t}} = 1,50639 \quad \text{um aumento de 1 p.p. do rendimento provoca em média um aumento de 1,5}$$

p.p. no Investimento (ceteris paribus), relação elástica. Sinal correto, efeito de acelerador. Os investidores investem em períodos de expansão económica

$$\frac{\partial d_{l-I_t}}{\partial d_{l-M_t}} = 1,11151 \quad \text{um aumento de 1 p.p. das importações provoca um aumento de 1,11 p.p. no}$$

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.

$$\frac{\partial d_{l-M_t}}{\partial d_{l-Y_t}} = 1,82283 \quad \text{um aumento de 1 p.p. do rendimento provoca um aumento de 1,8 p.p. nas}$$

Importações (ceteris paribus), relação elástica. Sinal correto, quando aumenta o rendimento aumenta o consumo e uma parte deste consumo representa produtos importados.

$$\frac{\partial d_{l-M_t}}{\partial d_{l-X_t}} = 0,243457 \quad \text{um aumento de 1 p.p. das Exportações provoca um aumento de 0,24 p.p.}$$

das Importações (ceteris paribus), relação inelástica. Sinal correto, uma parte das receitas das exportações servem para pagar as importações.