

MESTRADO EM ECONOMETRIA APLICADA E PREVISÃO
MICROECONOMETRIA E AMOSTRAGEM
EXAME ÉPOCA NORMAL – 09/06/2015

Duração 2h30

1. Seja a equação,

$$y_{it} = \beta_0 + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_i\boldsymbol{\gamma} + c_i + \lambda_t + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

onde:

- \mathbf{x}_{it} é vetor $1 \times k$ de variáveis explicativas que variam no tempo;
- \mathbf{z}_i é vetor $1 \times g$ de variáveis explicativas que não variam no tempo;
- $\boldsymbol{\beta}$ e $\boldsymbol{\gamma}$ são vetores $k \times 1$ e $g \times 1$, respetivamente, de parâmetros desconhecidos;
- β_0 é o termo independente;
- λ_t é um efeito fixo específico do tempo;
- c_i e u_{it} são variáveis aleatórias independentes e não observáveis.

- a) Escreva a equação (1) depois de aplicar a transformação de primeiras diferenças às variáveis e indique os parâmetros que não serão identificados com esta transformação. Apresente as vantagens e desvantagens da estimação do modelo com a aplicação desta transformação. (15)
- b) Comente a afirmação: “Se não existir autocorrelação no erro u_{it} da equação (1), o estimador OLS da matriz de variâncias covariâncias do estimador dos coeficientes do modelo obtido na alínea anterior não é válido”. Apresente as deduções que considerar necessárias. (20)
- c) Que hipótese(s) tem de assumir sobre o erro u_{it} para que a estimação OLS do modelo com a transformação de primeira diferenças seja consistente? Compare com aquela(s) que necessita de assumir por forma a garantir a validade do estimador de Efeitos Fixos. (15)

2. Por forma a analisar de que forma evoluiu o produto interno bruto de um dado estado dos Estados Unidos da América, entre 1980 e 1986, explicitou-se o seguinte modelo,

$$\log(GSP_{it}) = \beta_0 + \theta \log(pub_cap_{it}) + \lambda \log(priv_cap_{it}) + \phi \log(emp_{it}) + c_i + \lambda_t + u_{it} \quad (2)$$

onde:

- GSP_{it} – produto interno bruto, em milhões de dólares, do estado i , no ano t ;
- pub_cap_{it} – capital público investido, em milhões de dólares, do estado i , no ano t ;
- $priv_cap_{it}$ – capital privado investido, em milhões de dólares, do estado i , no ano t ;
- emp_{it} – número de trabalhadores, em milhares, do estado i , no ano t

- a) No anexo 1 encontram-se os comandos e os *outputs* resumidos das estimações de Efeitos Fixos e de Efeitos Aleatórios da equação (2). Comente e compare as estimativas obtidas. (10)
- b) No anexo 2 apresenta-se o resultado de um teste realizado após as estimações anteriores. Qual o objetivo deste teste? Quais as principais conclusões a retirar? Comente a possibilidade de se verificarem as hipóteses que garantem a validade deste teste. (15)

3. Um decisor político considerou o modelo estático insuficiente para analisar a relação de curto prazo entre as variáveis. Como tal, foi introduzida dinâmica no modelo inicialmente proposto:

$$\log(GSP_{it}) = \beta_0 + \alpha \log(GSP_{i,t-1}) + \theta \log(pub_cap_{it}) + \lambda \log(priv_cap_{it}) + \phi \log(emp_{it}) + c_i + \lambda_t + u_{it} \quad (3)$$

- a) No anexo 3 encontram-se os comandos e os *outputs* de duas estimações da equação (3). Identifique os respetivos estimadores e métodos de estimação. (10)
- b) Analise a validade dos instrumentos utilizados em ambas as estimações. (15)
- c) Distinga a utilidade da opção “**robust**” em cada uma destas estimações. (10)
- d) Qual a razão para que a estimativa de α seja tão diferente nas duas estimações apresentadas? Justifique, incluindo na sua resposta a formalização das condições de momentos associadas a cada estimação. (20)

4. Considere a variável $hospsat^*$, que representa a satisfação ao nível dos cuidados de saúde dos utentes dos hospitais da Alemanha. No entanto, apenas a variável $hospsat$ é observada, traduzindo as seguintes situações refletidas pelos utentes: nada satisfeito (0), pouco satisfeito (1), medianamente satisfeito (2), muito satisfeito (3).

a) Qual natureza da variável $hospsat$? Justifique. (05)

b) Com base na sua resposta anterior, indique e deduza o modelo que deverá ser ajustado para estimar a probabilidade associada aos diferentes níveis de satisfação de um utente hospitalar, como função de um conjunto de variáveis explicativas, \mathbf{x} . Refira ainda as hipóteses que assumiu sobre a variável $hospsat^*$ e as variáveis explicativas, \mathbf{x} . (20)

c) No anexo 4 encontra-se um quadro resumo, cujas variáveis têm o seguinte significado:

- age – idade do utente, em anos;
- $female$ – 1 se utente do sexo feminino;
- $educ$ – nível de escolaridade do utente, em anos;
- $hhninc$ – rendimento nominal mensal líquido, em milhares de euros;
- $hhkids$ – 1 se agregado familiar do utente tem crianças com menos de 16 anos;
- $hospviz$ – número de idas ao hospital, no ano anterior;
- $public$ – 1 se utente beneficia de seguro de saúde de natureza pública

(i) Interprete e comente os valores da coluna dy/dx . (20)

(ii) Existem diferenças que no cálculo do valor associado a $female$ e no cálculo do valor associado a age ? Justifique, apresentando as respetivas formas de cálculo. (25)

ANEXO 1

```
xtreg l_gsp l_pub_cap l_priv_cap l_emp y_1984-y_1986, fe
estimates store FE
```

```
xtreg l_gsp l_pub_cap l_priv_cap l_emp y_1984-y_1986, re
estimates store RE
```

```
-----
Variable |          FE          RE
-----+-----
l_pub_cap | -0.35893998***   -0.24199737***
l_priv_cap |  0.16109244***    0.26347703***
l_emp      |  1.1615175***     0.99652641***
y_1984     |  0.02859597***    0.02909731***
y_1985     |  0.0309316***     0.03188049***
y_1986     |  0.03987842***    0.03921851***
_cons      |  4.1642497***     3.0954474***
-----
```

legend: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

OBS.:

- $l_x = \log(x)$
- $y_d - 1$ para a observação it quando $t = d$ com $d = 1984, 1985, 1986$

ANEXO 2

hausman FE RE

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(6) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
          = 153.84
Prob>chi2 = 0.0000
```

ANEXO 3

```
xtabond2 l_gsp L.l_gsp l_pub_cap l_priv_cap l_emp y_1984-y_1986, noleveleq robust
iv(y_1984-y_1986) gmm(L.l_gsp l_pub_cap l_priv_cap l_emp, lag(3 4))
```

```
-----
Group variable: state_id           Number of obs   =       240
Time variable : year              Number of groups =        48
Number of instruments = 29        Obs per group: min =         5
Wald chi2(7)  =   1744.70          avg =          5.00
Prob > chi2   =         0.000      max =           5
-----
```

		Robust				[95% Conf. Interval]	
l_gsp	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
l_gsp							
L1.	-.1248606	.107883	-1.16	0.247	-.3363073	.0865861	
l_pub_cap	-.5081434	.1636854	-3.10	0.002	-.8289609	-.1873259	
l_priv_cap	.0780798	.0797228	0.98	0.327	-.078174	.2343337	
l_emp	1.642203	.1975914	8.31	0.000	1.254931	2.029475	
y_1984	.0012052	.0077861	0.15	0.877	-.0140553	.0164656	
y_1985	.0027548	.0104748	0.26	0.793	-.0177754	.0232849	
y_1986	.0121334	.0125748	0.96	0.335	-.0125128	.0367795	

```
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = 4.26 Pr > z = 0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.50 Pr > z = 0.615
-----
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(22) = 76.66 Prob > chi2 = 0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(22) = 33.50 Prob > chi2 = 0.055
(Robust, but weakened by many instruments.)
```

ANEXO 3 (cont.)

```
xtabond2 l_gsp L.l_gsp l_pub_cap l_priv_cap l_emp y_1984-y_1986, twostep robust
iv(y_1984-y_1986) gmm(L.l_gsp l_pub_cap l_priv_cap l_emp, lag(3 4))
```

```
-----
Group variable: state_id                Number of obs      =       288
Time variable : year                    Number of groups   =        48
Number of instruments = 45              Obs per group: min =         6
Wald chi2(7) = 40518.78                  avg =              6.00
Prob > chi2 = 0.000                      max =              6
-----
```

	Coef.	Corrected Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
l_gsp						
L1.	.9148618	.097326	7.35	0.000	.5241064	.9056172
l_pub_cap	-.0738527	.0386328	-1.91	0.056	-.1495717	.0018662
l_priv_cap	.0733315	.0412681	1.78	0.076	-.0075525	.1542155
l_emp	.2994378	.0804873	3.72	0.000	.1416855	.4571901
y_1984	.0463336	.0044384	10.44	0.000	.0376345	.0550328
y_1985	.0246774	.0037357	6.61	0.000	.0173556	.0319992
y_1986	.0225487	.0051515	4.38	0.000	.0124519	.0326455
_cons	.8489353	.232505	3.65	0.000	.3932339	1.304637

```
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -4.21 Pr > z = 0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.64 Pr > z = 0.522
-----
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(37) = 134.14 Prob > chi2 = 0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(37) = 46.45 Prob > chi2 = 0.137
(Robust, but weakened by many instruments.)
```

ANEXO 4

margins, dydx(*) predict(outcome(3))

Expression : Pr(hospstat==3), predict(outcome(3))

```
-----
```

		Delta-method			[95% Conf. Interval]	
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z		

age	-.0077825	.0005382	-14.46	0.000	-.0088373	-.0067276
1.female	-.0331967	.0101843	-3.26	0.001	-.0531577	-.0132358
educ	.0177501	.0026709	6.65	0.000	.0125153	.0229849
hhninc	.1259795	.0343573	3.67	0.000	.0586405	.1933186
1.hhkids	.0438717	.011351	3.87	0.000	.0216241	.0661192
hospvis	-.0327917	.004467	-7.34	0.000	-.041547	-.0240365
1.public	-.0729102	.0190459	-3.83	0.000	-.1102395	-.0355808
