

MESTRADO EM ECONOMETRIA APLICADA E PREVISÃO

MICROECONOMETRIA E AMOSTRAGEM

EXAME ÉPOCA DE RECURSO – 26/06/2015

Duração 2h30

1. Seja a equação,

$$y_{it} = \beta_0 + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_i\boldsymbol{\gamma} + \lambda_t + c_i + u_{it} \quad (1)$$

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 constante;
- λ_t é efeito fixo específico do tempo;
- c_i e u_{it} são variáveis aleatórias independentes e não observáveis.

a) Obtenha as expressões do modelo depois de aplicadas as transformações de efeitos fixos e de efeitos aleatórios, respetivamente. (15)

b) Compare as vantagens de cada uma das transformações indicando as hipóteses associadas ao respetivo modelo. (20)

c) Comente a validade da seguinte afirmação: “à medida que $T \rightarrow \infty$, as estimativas obtidas por via do estimador de Efeitos Aleatórios aproximam-se das estimativas obtidas por via do estimador de Efeitos Fixos”. (15)

2. Por forma a analisar a evolução da despesa corrente dos municípios suecos, entre 1979 e 1987, explicitou-se o seguinte modelo,

$$\log(\text{expend}_{it}) = \beta + \theta \log(\text{revenue}_{it}) + \lambda \log(\text{grants}_{it}) + v_{it} \quad (2)$$

com $v_{it} = \delta_1 y1982 + \dots + \delta_6 y1987 + c_i + u_{it}$, onde:

- expend_{it} – despesa corrente, em milhões de coroas suecas, do município i , no ano t ;
- revenue_{it} – receita corrente, em milhões de coroas suecas, do município i , no ano t ;
- grants_{it} – subvenções governamentais recebidas, em milhões de coroas suecas, pelo município i , no ano t ;
- $y1982, \dots, y1987$ – dummies temporais

a) No anexo 1 encontram-se os comandos e os *outputs* resumidos das estimações de Efeitos Fixos e de Efeitos Aleatórios da equação (2). As diferenças entre as duas estimações serão significativas? Em caso afirmativo, qual será a causa que as determina? Pode basear a sua resposta no resultado de um teste estatístico apropriado. (15)

b) Suponha agora que $\text{Var}(c_i | \mathbf{x}_{it}) = \sigma_c^2 f(\text{revenue}_{it})$:

(i) A estimação das matrizes de covariâncias associadas às regressões do anexo 1 acomodam situações deste género? Justifique. (10)

(ii) Com a hipótese referida em b) considera que o teste incluído no anexo 2 é válido? Justifique. Apresente um procedimento alternativo, fundamentando a sua escolha. (20)

c) Uma comissão de economistas da Universidade de Estocolmo contestou os resultados obtidos por via do modelo anterior, advogando que “o passado condiciona o presente”. Com efeito, o modelo foi revisto, tomando agora a seguinte especificação:

$$\log(\text{expend}_{it}) = \beta + \alpha \log(\text{expend}_{i,t-1}) + \theta \log(\text{revenue}_{it}) + \lambda \log(\text{grants}_{it}) + v_{it} \quad (3)$$

com $v_{it} = \delta_1 y1982 + \dots + \delta_6 y1987 + c_i + u_{it}$

(i) No anexo 3 encontram-se os comandos e os *outputs* resumidos de duas estimações da equação (3). Comente a validade destas estimações. Formalize a sua justificação com recurso a condições de momentos. (15)

(ii) No anexo 4 apresentam-se outras duas estimações da equação (3). Compare a estimativa de α obtida em cada uma e apresente razões que expliquem a diferença. (10)

(iii) Comente a validade dos instrumentos utilizados para a equação em níveis. (10)

(iv) Comente a validade da seguinte afirmação: “os testes de Sargan e de Hansen não são válidos quando se utiliza a opção **robust**”. (10)

3. Considere a variável $public^*$ que representa a utilidade que um indivíduo retira ao subscrever um seguro público de saúde no Canadá. Na realidade esta variável não é observada, observando-se apenas a variável $public$ que toma o valor 1 caso o indivíduo tenha subscrito um seguro público de saúde e o valor 0 caso contrário.

a) Consideraria a estimação de um modelo linear para explicar a variável $public$? Justifique (10)
enumerando as respetivas vantagens e desvantagens.

b) Supondo que $public^* = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + u$, com $u \sim N(0,1)$, deduza $P(public = 1 | \mathbf{x})$. (15)

c) Com uma amostra de dados em painel obteve-se o quadro resumo no anexo 5 através da estimação de um modelo *Pooled Probit*. As variáveis explicativas consideradas foram as seguintes:

- age – idade do utente, em anos;
- $female$ – 1 se utente do sexo feminino;
- $educ$ – nível de escolaridade do utente, em anos;
- inc – rendimento nominal mensal líquido, em milhares de euros;
- $kids$ – 1 se agregado familiar tem crianças com menos de 16 anos;
- $working$ – 1 se o utente se encontra empregado;
- $married$ – 1 se o utente é casado

(i) Interprete os valores associados a age e a $married$. (15)

(ii) Supondo que existe no modelo heterogeneidade não observada dependente de algumas das variáveis explicativas explique como iria proceder para estimar de forma consistente os parâmetros desconhecidos. Formalize o modelo resultante e indique as hipóteses que tornam a estimação consistente. (20)

ANEXO 1

```
xtreg l_expend l_revenue l_grants y1982-y1987, fe
estimates store FE
```

```
xtreg l_expend l_revenue l_grants y1982-y1987, re
estimates store RE
```

Variable	FE	RE
l_revenue	.50271857***	.69908715***
l_grants	.22692156***	.30194184***
y1982	.01665643***	.00498111
y1983	-.03215551***	.00264772
y1984	-.02567854***	.00593329
y1985	-.00562384	.02123048***
y1986	-.00553661	.01075604***
y1987	.00513408	.01265248***
_cons	-.62391816***	.61114672***

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

ANEXO 2

```
hausman FE RE
```

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(8) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 398.19
Prob>chi2 = 0.0000
```

ANEXO 3

```
reg l_expend L.l_expend l_revenue l_grants y1982-y1987
estimates store Dynamic_POLS
```

```
xtreg l_expend L.l_expend l_revenue l_grants y1982-y1987, fe
estimates store Dynamic_FE
```

Variable	Dynamic_POLS	Dynamic_FE
l_expend		
L1.	.91001878***	.17045207***
l_revenue	.49541157***	.45073478***
l_grants	.21076506***	.19221743***
y1982	.00233729	.0099763***
y1983	-.05560013***	-.05519191***
y1984	.00336577	-.0188692***
y1985	.01852221***	-.00047773
y1986	.00917301***	-.00301395
y1987	.01235667***	.00600567
_cons	.49806712***	-.34654343***

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

ANEXO 4

xtabond2 expend L.expend revenue grants y1982-y1987, nolevel eq robust iv(y1982-y1987) gmm(L.expend revenue grants)

```
-----
Group variable: id                Number of obs    =    1855
Time variable : year             Number of groups =    265
Number of instruments = 104      Obs per group: min =     7
Wald chi2(9)  =   3018.63        avg =           7.00
Prob > chi2   =     0.000        max =           7
-----
```

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
expend						
L1.	.1884554	.0220599	8.54	0.000	.1452187	.2316921
revenue	.6493864	.0442307	14.68	0.000	.5626957	.736077
grants	.5459845	.1328998	4.11	0.000	.2855058	.8064633
y1982	.0001698	.0000739	2.30	0.022	.0000249	.0003147
y1983	-.0009548	.0001373	-6.95	0.000	-.0012239	-.0006857
y1984	-.0002227	.0001331	-1.67	0.094	-.0004836	.0000383
y1985	.0000997	.0001188	0.84	0.401	-.0001331	.0003326
y1986	.0000337	.0000915	0.37	0.713	-.0001457	.0002131
y1987	.0002076	.0001	2.08	0.038	.0000116	.0004035

```
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -8.09 Pr > z = 0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.24 Pr > z = 0.216
-----
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(95) = 232.41 Prob > chi2 = 0.000
Hansen test of overid. restrictions: chi2(95) = 109.56 Prob > chi2 = 0.146
-----
```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

iv(y1982 y1983 y1984 y1985 y1986 y1987)

```
Hansen test excluding group:    chi2(89) = 101.81 Prob > chi2 = 0.167
Difference (null H = exogenous): chi2(6) = 7.76 Prob > chi2 = 0.256
```

```
xtabond2 expend L.expend revenue grants y1982-y1987, twostep robust iv(y1982-
y1987) gmm(L.expend revenue grants)
```

```
-----
Group variable: id                Number of obs    =    2120
Time variable : year              Number of groups  =     265
Number of instruments = 128        Obs per group: min =      8
Wald chi2(9) = 8438.84            avg =            8.00
Prob > chi2 = 0.000               max =            8
-----
```

	Coef.	Corrected Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
expend						
L1.	.9447484	.0198548	47.58	0.000	.9058337	.9836631
revenue	.7061008	.0254871	27.70	0.000	.656147	.7560546
grants	.8082252	.0437503	18.47	0.000	.7224761	.8939742
y1982	.0000748	.0000669	1.12	0.264	-.0000563	.0002059
y1983	-.0008844	.0001018	-8.69	0.000	-.0010839	-.0006849
y1984	-.000006	.0000695	-0.86	0.388	-.0001961	.0000762
y1985	.0002363	.0000695	3.40	0.001	.0001001	.0003725
y1986	.0001569	.000061	2.57	0.010	.0000373	.0002765
y1987	.0002178	.0000664	3.28	0.001	.0000876	.000348
_cons	.0002956	.0002524	1.17	0.242	-.0001991	.0007903

```
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -7.82 Pr > z = 0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.50 Pr > z = 0.133
-----
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(118) = 251.84 Prob > chi2 = 0.000
Hansen test of overid. restrictions: chi2(118) = 135.02 Prob > chi2 = 0.135
```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

```
Hansen test excluding group:      chi2(95) = 109.14 Prob > chi2 = 0.152
Difference (null H = exogenous):  chi2(23) = 25.88 Prob > chi2 = 0.306
iv(y1982 y1983 y1984 y1985 y1986 y1987)
Hansen test excluding group:      chi2(112) = 129.28 Prob > chi2 = 0.126
Difference (null H = exogenous):  chi2(6) = 5.74 Prob > chi2 = 0.453
```

ANEXO 5

margins, dydx(*)

Expression : Pr(public), predict()

	Delta-method			
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z

age	.0024396	.0007791	3.13	0.002
1.female	.0338654	.015568	2.18	0.030
educ	-.0207505	.0022377	-9.27	0.000
inc	-.2192794	.0443661	-4.94	0.000
1.kids	-.0067894	.0016308	-4.19	0.000
1.working	.0095115	.0011247	8.64	0.000
1.married	-.0248621	.0056111	-4.42	0.000
