

**Faculdade de Economia  
Universidade de Coimbra**

Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF)  
Av. Dias da Silva, 165 – 3000 COIMBRA  
PORTUGAL

CARLOS FONSECA MARINHEIRO

**O TEOREMA DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA:  
APLICAÇÃO À ECONOMIA PORTUGUESA**

**ESTUDOS DO GEMF**

**N.º 4**

**1996**

**PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELA JNICT**



# O Teorema da Equivalência Ricardiana: aplicação à economia portuguesa

**Carlos José Fonseca Marinheiro**

Faculdade de Economia  
Universidade de Coimbra  
Carlosfm@cygnus.ci.uc.pt

## Índice

<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>I. RESULTADOS DO ESTUDO ECONOMETRICO PARA A ECONOMIA PORTUGUESA</b>	<b>2</b>
A. ESTUDOS REFERENTES À FUNÇÃO CONSUMO.....	2
1. <i>O teste da especificação de Buitier e Tobin (1979) .....</i>	<i>3</i>
2. <i>O teste da especificação de Modigliani e Sterling (1986).....</i>	<i>7</i>
3. <i>O teste da especificação encontrada em Fuster Perez (1993).....</i>	<i>10</i>
B. ESTUDOS REFERENTES À TAXA DE JURO.....	12
1. <i>Estudo de causalidade entre o défice e a taxa de juro.....</i>	<i>12</i>
2. <i>Défice e taxa de juro: estudo para oito países.....</i>	<i>15</i>
<b>II. RESULTADOS DE UM INQUÉRITO AO GRAU DE CONHECIMENTO DA SITUAÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA EM PORTUGAL .....</b>	<b>21</b>
<b>CONCLUSÃO .....</b>	<b>24</b>
<b>APÊNDICES.....</b>	<b>27</b>
<b>BIBLIOGRAFIA .....</b>	<b>28</b>

## Introdução

O Teorema da Equivalência Ricardiana defende que o que conta em termos de efeitos na economia é o montante de despesa pública, sendo o seu método de financiamento irrelevante. O financiamento via dívida pública é equivalente ao financiamento por impostos. Mas a equivalência para se verificar necessita que estejam reunidas um conjunto de condições muito restritivas, que foram o objecto do nosso estudo anterior (Marinheiro, 1996b). Contudo as restrições teóricas requeridas para que a equivalência se verifique não constituem por si uma refutação prática, pois os defensores da equivalência podem sempre argumentar que a teoria é apenas uma aproximação da realidade, assim, mesmo que as condições necessárias para a equivalência não estejam reunidas, para aqueles autores o comportamento da economia na prática poderá estar próximo das previsões do Teorema da Equivalência Ricardiana (TEQR). Para Robert Barro<sup>1</sup>:

“It is easy on theoretical grounds to raise points that invalidate strict Ricardian equivalence. Nevertheless, it may still be that the Ricardian view provides a useful framework for assessing the first-order effects of fiscal policy. Furthermore, it is unclear that the standard analysis offers a more accurate guide. For this reasons it is especially important to examine empirical evidence” (Barro, 1989: 48).

É assim fundamental proceder a uma avaliação empírica da sua validade (Feldstein e Elmendorf, 1990). É o que procuramos fazer, ensaiando uma aplicação econométrica (sobretudo) à economia portuguesa. Após efectuarmos o estudo de estacionaridade das séries estatísticas utilizadas realizamos dois tipos de estudos: primeiro os referentes à função consumo, depois os relativos aos efeitos dos défices na taxa de juro. Para além da utilização do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, realizamos ainda estudos de cointegração, segundo o método de Johansen. No estudo da relação entre o défice e a taxa de juro efectuamos em primeiro lugar um estudo de causalidade; seguidamente, para termos em conta a crescente integração dos mercados de capitais, estimamos um modelo SUR para oito países industrializados (incluindo Portugal).

Mas antes de começarmos propriamente a relatar estudos específicos, convém chamar à atenção para importantes problemas econométricos resultantes da endogeneidade das variáveis económicas em causa (Bernheim, 1989). Se houver uma má especificação do modelo tal poderá levar a resultados espúrios. Devemos ainda ter em conta o problema da

identificação e o facto de as expectativas não serem directamente observáveis, sendo a sua modelação ainda insatisfatória. Devido a estes problemas "... one should be reluctant to condemn any paradigm solely on the grounds of macro-econometric evidence" (Bernheim, 1989: 68).

Finalizamos com o relato dos resultados de um inquérito, por nós efectuado, aos estudantes da Faculdade de Economia, desta Universidade. Nesse inquérito procurámos avaliar qual o grau de conhecimento do valor de algumas das variáveis mais relevantes para que os consumidores se possam comportar de uma forma ricardiana. Mais concretamente inquirimos o montante da dívida (interna e externa) e do produto *per capita*.

## **I. Resultados do estudo econométrico para a economia portuguesa**

Começamos pelo estudo de estacionaridade das séries estatísticas usadas. No estudo de estacionaridade utilizamos dois testes: o chamado Augmented Dickey-Fuller (ADF), que não é mais do que o teste de Fuller (1976) com a inclusão de defasamentos da variação da variável a estudar, de forma a eliminar a autocorrelação dos desvios; e o teste de Kwiatowski, Phillips, Schmidt e Shin, mais conhecido por teste KPSS, de Kwiatowski et al. (1992). Enquanto o primeiro se tem revelado útil na exclusão da não estacionaridade, o segundo pretende estudar a exclusão da estacionaridade das séries.

As conclusões a que os dois testes nos conduzem foram globalmente semelhantes. Sendo a primeira diferenciação suficiente para induzir a estacionaridade das séries<sup>2</sup>.

### **A. Estudos referentes à função consumo**

O período de estimação para a função consumo foi o mais longo para o qual conseguimos obter dados e vai de 1958 a 1994.

Tentaremos aplicar à economia portuguesa as especificações mais interessantes encontradas na literatura<sup>3</sup>, e referentes, na maior parte dos casos, à economia dos EUA.

---

<sup>1</sup> *Vide* também, por exemplo, Evans (1991).

<sup>2</sup> Os detalhes do estudo da estacionaridade das séries estatísticas usadas, bem como as suas fontes e metodologia usadas para as recolher podem ser encontrados em Marinheiro (1996a).

Assim começamos pela estimação da especificação de Buitert e Tobin (1979), seguidamente passamos à estimação da especificação de Modigliani e Sterling (1986) e a encontrada em Fuster Perez (1993). Para além destas especificações também testámos a abordagem de Kormendi (1983). Embora segundo as palavras de Feldstein e Elmendorf (1990: 589) esta constitua a prova directa mais forte a favor da equivalência ricardiana para a economia dos EUA, no caso da economia portuguesa conduz a resultados inconclusivos, pelo que não os relatamos.

### 1. O teste da especificação de Buitert e Tobin (1979)

Buitert e Tobin (1979) testam a equivalência usando variáveis fluxo<sup>4</sup>. As equações estimadas são:

$$C_t = b_0 + b_1 Y_t + b_2 TL_t + b_3 DEFTM_t + b_4 C_{t-1} \quad (1)$$

e

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 G_t + \alpha_3 C_{t-1} \quad (2)$$

Onde C o representa consumo privado; Y representa o PIB; G o consumo público; e DEFTM uma medida do défice público<sup>5</sup>.

Para Buitert e Tobin (1979) o défice é definido como o resultado da diferença entre G e os impostos *líquidos* de transferências (TL), ou seja  $DEFTM \equiv G - TL$ . O conceito

<sup>3</sup> Segundo certos autores a forma ideal de testar a equivalência seria através da estimação de equações de Euler, que fazem uma referência explícita ao problema de optimização que dá lugar à função consumo estimada (consistem na estimação da condição de primeira ordem). Contudo estas equações têm o problema de a alternativa (à equivalência) que está a ser testada não ser genérica, o que impossibilita a determinação do poder estatístico dos testes. Como Himarios (1995: 165) afirma: "The major presumed advantage of this approach [Euler equation tests] is that the tightly parameterized model that results avoids the inherent misspecification problems of the first approach [reduced forms]. In this paper I show that this may not be the case and that different researchers using the same model, data, sample and estimation method can reach different conclusions depending on the way that model is solved." Para além destes problemas muitas vezes as equações *efectivamente* estimadas não são muito diferentes das tradicionais. Um bom exemplo disso é o estudo de Dalamagas (1994). Decidimos por isso no nosso estudo ignorar as equações de Euler.

<sup>4</sup> Existem em geral duas maneiras de testar a hipótese da equivalência no consumo: a) comparando os valores das variáveis dívida pública e riqueza, que são duas *variáveis stock*; e b) comparando os valores das variáveis rendimento e défice, que são duas *variáveis fluxo*. A questão de saber qual das abordagens é mais apropriada não faz muito sentido.

<sup>5</sup> Ao longo deste trabalho manteremos sempre a mesma simbologia.

adequado de rendimento (*per capita*) para a equivalência é  $Y-TL-DEFTM = Y-G$ , pois do ponto de vista do sector privado os défices públicos são equivalentes aos impostos<sup>6</sup>.

Antes de passarmos à apresentação dos resultados devemos chamar à atenção de que esta medida do défice usada por Tobin<sup>7</sup> não nos parece ser a mais adequada para o caso concreto da economia portuguesa, pois deixa de fora uma parte importante das despesas do Estado, nomeadamente as ajudas ao sector produtivo e as despesas de capital. Desta forma para a nossa economia apenas estaríamos perante um défice orçamental entre 1975 e 1988 e em 1990. Em todos os outros anos (de 1958 a 1994) estaríamos perante um excedente, por exemplo em 1994 teríamos um excedente de 4,6% do PIB!

---

<sup>6</sup> Segundo a tese da equivalência para o sector privado o que conta é o uso de recursos por parte do Estado, as despesas públicas, e não a forma particular que este usa para as financiar.

<sup>7</sup> Os impostos líquidos foram calculados como sendo a diferença entre o PIB e o rendimento disponível ( $Y_d$ ).

**Quadro 1 - Função consumo: teste da equivalência usando a especificação de Buiter e Tobin (1979)**

	Equação 1			Equação 2		
	(1) MQO	(2) MQO	(3) AR1	(4) MQO	(5) MQO	(6) AR1
Constante	0,796 (1,018)	0,899 (1,135)	1,088 (0,867)	-0,306 (0,292)	0,421 (0,454)	1,292 (0,567)
Y	0,289 (6,189)	0,264 (5,654)	0,312 (5,218)	0,35 (5,806)	0,275 (5,106)	0,353 (4,812)
TL	-0,083 (-0,507)	-0,071 (0,448)	-0,072 (-0,304)	-	-	-
DEFTM	-0,226 (-1,532)	-0,173 (1,187)	-0,209 (-0,972)	-	-	-
G	-	-	-	-0,530 (-2,384)	-0,279 (1,42)	-0,122 (0,316)
C <sub>t-1</sub>	0,59 (11,327)	-	0,546 (-8,4)	0,617 (9,023)	-	0,488 (5,625)
C <sub>t-1</sub> , C <sub>t-2</sub>	-	0,614 (12,054)	-	-	0,646 (11,373)	-
ρ	-	-	0,406 (1,788)	-	-	0,714 (3,599)
R <sup>2</sup> ajustado	0,997	0,997	0,997	0,995	0,996	0,997
F	3006,3	2426,2	-	2314,2	2356,2	-
Q	19,812 [9] (0,019)	12,263 [8] (0,14)	15,681 [8] (0,028)	31,793 [9] (0)	6,79 [8] (0,559)	10,668 [8] (0,154)
LM (1)	5,504 (0,019)	0,674 (0,412)	-	14,890 (0)	0,304 (0,581)	-
b <sub>1</sub> = -b <sub>2</sub> = -b <sub>3</sub>	11,127 (0)	4,046 (0,028)	4,424 (0,021)	-	-	-
α <sub>1</sub> = -α <sub>2</sub>	-	-	-	0,951 (0,337)	5,98e-4 (0,981)	0,474 (0,496)

Notas: Q representa o valor do teste de Ljung-Box que testa a presença de autocorrelação temporal de ordem superior a um, entre parêntesis rectos encontra-se a ordem de autocorrelação testada. MQO designa o método dos Mínimos Quadrados Ordinários, e AR1 a correcção da autocorrelação de primeira ordem pelo método de Hildreth-Lu. Entre parêntesis encontram-se os valores da estatística T e no caso dos testes efectuados o seu nível de significância marginal tal como foram calculados pelo programa RATS.

A especificação original de Buiter e Tobin (1979), estimada recorrendo ao método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), representada na coluna (1), sofre de autocorrelação dos desvios de primeira ordem (o nível de significância marginal do teste LM é de apenas 1,9%). Decidimos então, seguindo a metodologia de Hendry, antes de procedermos à correcção da autocorrelação, dinamizar mais aquela função consumo através da inclusão do consumo desfasado dois períodos, obtendo-se o resultado da coluna (2). Esta simples dinamização é suficiente para que o nível de significância do teste LM se eleve de 1,9 para 41,2 por cento; e o teste de Ljung-Box permite-nos concluir que a estimação não enferma de autocorrelação de ordem oito. O resultado da aplicação da correcção da autocorrelação de primeira ordem pelo método de Hildreth-Lu está representado na coluna (3), e como se pode constatar, o resultado é muito próximo do

obtido na coluna (2), sendo assim perfeitamente justificável a nossa opção por aquela especificação. Os resultados da estimação da segunda equação estão expressos nas colunas (4) a (6). Da leitura dos resultados constatamos que no caso da primeira equação o coeficiente do déficit, embora apresente o sinal esperado pela equivalência (negativo), não é estatisticamente significativo. Já na segunda equação o coeficiente da despesa pública é negativo, e estatisticamente significativo (à exceção da estimação AR1). Estes coeficientes negativos apontam em direção à proposição ricardiana, mas é necessário testar com maior rigor esta proposição. A equivalência é testada, de acordo com os autores, como implicando na primeira equação um coeficiente do rendimento igual ao simétrico dos impostos e do déficit ( $b_1 = -b_2 = -b_3$ ), e a simetria dos coeficientes do rendimento e consumo público ( $\alpha_1 = -\alpha_2$ ) na segunda equação. O resultado dos testes F a estas restrições está sumariado nas últimas duas linhas do quadro. Assim, no caso da primeira equação a equivalência é rejeitada pois o nível de significância dos teste F é inferior a 5%. Já no caso da segunda equação aceita-se a equivalência. Estas conclusões contraditórias podem ser devidas à não significância estatística das variáveis orçamentais (TL, DEFTM e G), pelo que o resultado dos testes deve ser lido com algum cuidado. Chegamos assim a um resultado final inconclusivo.

Efectuámos ainda um estudo de cointegração, utilizando o método de Johansen<sup>8</sup>. Nesse estudo chegámos às mesmas conclusões encontradas acima. Ou seja, quando se trata da primeira especificação a equivalência é rejeitada<sup>9</sup>. Já no caso da segunda especificação aceitamos a equivalência: aceitamos a hipótese nula de que o coeficiente do consumo público é o simétrico do coeficiente do rendimento. Continuamos assim a chegar a um resultado final inconclusivo.

Com a equação (1) retêm-se duas relações de cointegração ao nível de significância de 10%. Os resultados das estatísticas são:

---

<sup>8</sup> Utilizámos o programa CATS *in* RATS. Por razões de economia de apresentação iremos abreviar bastantes os resultados a que chegámos, mas encontra-se disponível uma disquete com os programas em causa. Os interessados só terão que enviar uma disquete via correio. Utilizamos como opções “lags = 2” e “detrend = drift”. Para detalhes acerca do método de Johansen e do programa CATS *vide* Hansen e Juselius.

<sup>9</sup> O teste LR (*likelihood ratio*) é um  $\chi^2(2) = 9,39$  com um nível de significância marginal de 1%. A equação restrita toma a forma:  
 $C = 0,779Y - 0,779TL - 0,779 DEFTM$ .



Eigenv.	L-max	Traço	H0: r	p-r	L-max90	Traço90
0,4726	22,39	39,63	0	4	17,15	43,84
0,2827	11,63	17,24	1	3	13,39	26,70
0,1472	5,57	5,61	2	2	10,60	13,31
0,0010	0,04	0,04	3	1	2,71	2,71

Nota: as últimas duas colunas dão-nos os valores críticos ao nível de significância de 10%. P é o número de variáveis, e r o número de relações de cointegração.

Retemos apenas o primeiro vector, pois o segundo não tem significado económico. E esse vector dá-nos a seguinte relação de longo prazo:

$$C = 0,685Y - 0,192TL - 0,485 DEFTM \quad (3)$$

Testámos ainda a sensibilidade destes resultados ao número de desfasamentos (*lags*) usadas no modelo VAR aumentando-os para três. Retiveram-se então dois vectores (tendo apenas um significado económico); a equivalência vem rejeitada quer retenhamos os dois ou apenas o primeiro vector.

Estimando agora a *segunda equação*, os resultados das estatísticas levam-nos a reter apenas uma relação de cointegração:

Eigenv.	L-max	Traço	H0: r	p-r	L-max90	Traço90
0,3304	14,04	19,26	0	3	13,39	26,70
0,1378	5,19	5,22	1	2	10,60	13,31
0,0008	0,03	0,03	2	1	2,71	2,71

Nota: as últimas duas colunas dão-nos os valores críticos ao nível de significância de 10%.

A relação de longo prazo entre as variáveis é<sup>10</sup>:

$$C = 0,862Y - 1,209G \quad (4)$$

## 2. O teste da especificação de Modigliani e Sterling (1986)

Modigliani e Sterling (1986) ao constatarem que os resultados de Kormendi (1983), para a economia americana, contradiziam outros trabalhos empíricos realizados ao abrigo da teoria do ciclo de vida (TCV), vão propor uma forma alternativa de especificação da função consumo, para testar a equivalência, mais de acordo com aquela teoria e onde as expectativas são modeladas através de uma distribuição de valores passados.

Os autores usam tal como Buiter e Tobin (1979) como medida do défice orçamental a diferença entre o consumo público e os impostos líquidos ( $DEFTM = G - TL$ ), pelo que

<sup>10</sup> A imposição da restrição de igualdade, em valor absoluto, dos coeficientes do rendimento e da despesa pública é aceite. O teste LR é um  $\chi^2(1) = 0,50$  com um nível de significância marginal de 50%. A equação restrita toma a forma:  $C = 0,772Y - 0,772G$ .

os comentários atrás feitos a propósito da medida de Tobin mantêm-se aqui. Utilizam ainda uma medida da riqueza das famílias. Para Portugal, não dispomos de nenhum indicador que cobrisse a totalidade do período em causa, assim utilizamos como *proxy* o PIB filtrado pelo método de Hodrick-Prescott (PIBHP). A função consumo proposta é:

$$C_t = a + b_0 \text{PIBHP}_t + b_1 \text{DIVT}_t + \sum_{i=0}^4 c_i (Y_{t-i} - \text{TL}_{t-i}) + \sum_{i=0}^4 d_i \text{DEFTM}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Para a TCV os coeficientes do défice e da dívida devem ser nulos,  $\sum d_i = 0$  e  $b_1 = 0$  na equação acima, enquanto que para a equivalência ricardiana o coeficiente do défice deve ser o simétrico do valor do rendimento disponível,  $\sum d_i = -\sum c_i$ , e o coeficiente da dívida deverá ser o simétrico do da riqueza,  $b_1 = -b_0$ , na mesma equação.

Os resultados a que chegámos encontram-se representados no Quadro 2. Na coluna (1) estão expressos os resultados da especificação de Modigliani, apenas modificada pela inclusão da variável dependente (consumo) desfasada dois períodos de forma a eliminar a autocorrelação de primeira ordem dos erros.

As duas últimas colunas destinam-se a testar a sensibilidade dos resultados a que chegámos na coluna (1). Na coluna (2) temos os resultados quando, seguindo a opinião de Feldstein e Elmendorf (1990), se testa o efeito separado do rendimento e dos impostos líquidos<sup>11</sup>. Finalmente na coluna (3) temos os resultados a que chegámos usando a definição habitual do défice orçamental. Nesta última especificação o coeficiente encontrado para o rendimento disponível não é significativo.

---

<sup>11</sup> Segundo estes autores um valor elevado e negativo dos impostos líquidos é essencialmente uma indicação do efeito das transferências, pois os impostos líquidos são o resultado de se retirarem as transferências ao valor dos impostos.

**Quadro 2- Função consumo: teste da equivalência usando a especificação proposta por Modigliani e Sterling (1986)**

	(1) "original" Modigliani	(2) separação Y, TL	(3) definições habituais
Constante	-0,663 (0,513)	0,314 (0,246)	-1,533 (2,303)
PIBHP	0,147 (0,83)	0,116 (0,955)	0,655 (12,306)
DIVT	0,015 (0,601)	0,034 (1,558)	0,078 (5,1)
Yd = Y-TL	0,369 (1,735)	-	0,06 (1,115)
Y	-	0,593 (5,01)	-
TL (impostos líquidos)	-	-0,386 (1,156)	-
DEFTM	-0,587 (2,693)	-0,827 (2,68)	-
DÉFICE	-	-	-1,755 (15,519)
C <sub>t-1</sub> , C <sub>t-2</sub>	0,323 (1,773)	-	-
R <sup>2</sup> ajustado	0,997	0,998	0,999
F regressão	787,2	1558	2258,8
LM	1,321 (0,25)	3,303 (0,069)	3,407 (0,065)
Q (8)	13,29 (0,102)	16,589 (0,035)	14,576 (0,068)
DEFTM = -Yd e DIVT=-PIBHP	2,842 (0,085)	-	817,775 (0)
DEFTM = -Y, DIVT=-PIBHP e TL=0	-	32,085 (0)	-
DIVT = -PIBHP	0,963 (0,34)	1,378 (0,259)	315,04 (0)
DEF(TM) = -Yd	4,562 (0,047)	-	542,98 (0)
DEF(TM) = DIVT = 0	2,174 (0,143)	11,286 (0)	14,0 (0)
TL = -Y	-	0,403 (0,535)	-

Nota: Os resultados apresentados para Yd, Y, TL, DEFTM e DEFICE são o resultado da soma dos cinco desfasamentos (incluindo o termo contemporâneo).

Como se pode constatar, o valor do déficit é sistematicamente negativo e estatisticamente significativo, em todas as especificações estudadas. Mas relembramos que, na especificação de Modigliani e Sterling (1986) a equivalência é testada como implicando um coeficiente do déficit simétrico ao do rendimento disponível (DEFTM = -Yd) e um coeficiente da dívida simétrico ao da riqueza (DIVT = - PIBHP). A realização deste teste à especificação (1) conduz-nos a aceitarmos a equivalência ao nível de significância de 5%. Contudo, ao dividirmos este teste em dois, ou seja, ao testarmos separadamente DEFTM =

-Yd e, seguidamente  $DIVT = -PIBHP$ , chegamos à conclusão de que aquela aceitação da equivalência se deve ao aceitarmos a simetria entre os coeficientes da dívida e da *proxy* da riqueza, enquanto que rejeitamos a simetria entre os coeficientes do défice e do rendimento disponível. E este segundo teste parece-nos, neste caso concreto, ser mais relevante, devido às limitações da *proxy* da riqueza. Desta forma dificilmente seremos levados a interpretar o primeiro teste como suficiente para o aceitar da equivalência. E mais, esta mesma especificação (1) permite-nos aceitar a posição da Teoria do Ciclo de Vida (TCV), segundo a qual o défice e a dívida são insignificantes (o resultado do teste está na penúltima linha do quadro).

Quando se testou o efeito separado dos impostos e do rendimento, não foi necessário incluir nenhum desfasamento do consumo para obter a ausência de autocorrelação de ordem um (o nível de significância marginal do teste LM é de 6,9%). Com esta especificação, a verificação da equivalência implica: que o coeficiente do défice seja o simétrico do coeficiente do rendimento; um coeficiente nulo para os impostos líquidos; e a simetria dos coeficientes da dívida e da riqueza. A realização deste teste leva-nos claramente a rejeitar a equivalência. Esta especificação, contrariamente à anterior, já não verifica as previsões da TCV.

Devido àqueles resultados diferenciados, obtidos nas duas primeiras colunas, e também porque não concordamos com a medida do défice proposta pelos autores, testámos a sensibilidade dos resultados obtidos a essa definição. Obteve-se assim a coluna (3) do Quadro 2. E como se pode verificar, o *resultado favorável à posição ricardiana obtido na coluna (1) também não se mantém quando alteramos a medida do défice*, da preconizada por Tobin e Modigliani, *para a forma usual de o medir*. Chegamos também, neste último caso, a uma clara rejeição da equivalência.

Devido ao facto da aceitação da equivalência, obtida com a especificação (1), não se revelar robusta às alterações efectuadas, o estudo da especificação proposta por Modigliani e Sterling (1986) leva-nos a concluir pela rejeição da equivalência ricardiana.

Efectuámos ainda um estudo de cointegração, mas não chegámos a nenhuma relação de cointegração economicamente aceitável.

### **3. O teste da especificação encontrada em Fuster Perez (1993)**

Uma outra especificação interessante é a encontrada em Fuster Perez (1993):

$$\Delta C_t = a_0 + a_1 C_{t-1} + a_2 Y_t + a_3 T_t + a_4 TR_t + a_5 DEF_t + a_6 \Delta P_t + u_t \quad (4)$$

onde T representa os impostos, TR as transferências, DEF o déficit orçamental e P o nível de preços. É uma especificação interessante porque permite, impondo as devidas restrições, encontrar as funções consumo preferidas pelas abordagens ricardiana e keynesiana.

Começando pela primeira, a verificação de uma equivalência “forte” requer que o coeficiente do déficit seja de igual valor absoluto ao do rendimento, ou seja  $a_5 = a_3 = -a_4 = -a_2$ , pois definindo  $DEF = G + TR - T$  aquela condição conduz a:

$$\Delta C_t = a_0 + a_1 C_{t-1} + a_2 (Y_t - G_t) + a_6 \Delta P_t + u_t \quad (5)$$

Nesta função o que influencia o consumo é o montante da despesa pública e não a forma particular de financiamento utilizada pelo Estado.

Por outro lado, a verificação do modelo keynesiano requer que os consumidores tratem a dívida como riqueza líquida, pelo que o coeficiente do déficit deve ser nulo e os coeficientes do rendimento, dos impostos e das transferências, devem ser iguais em valor absoluto, ou seja:  $a_5 = 0$  e  $a_2 = -a_3 = a_4$ . Surgindo então a função consumo:

$$\Delta C_t = a_0 + a_1 C_{t-1} + a_2 (Y_t - T_t + TR_t) + a_6 \Delta P_t + u_t \quad (6)$$

A estimação da equação (4) acima conduz aos seguintes resultados:

$$\begin{aligned} \Delta C_t = & 0,426 - 0,339 C_{t-1} + 0,293 Y_t - 0,299 T_t + 0,404 TR_t - 0,442 DEF_t + 0,012 \Delta P_t \\ & (0,494) \quad (5,64) \quad (5,679) \quad (1,741) \quad (1,974) \quad (5,243) \quad (1,094) \end{aligned} \quad (7)$$

$R^2$  ajustado = 0,70;  $F(6,29) = 14,7$ ;  $Q(9-0) = 21,11$  (0,012); Teste LM:  $\chi^2(1) = 2,615$  (0,106)

Aceita-se, para um nível de significância de 63%, aquilo que a autora designou por equivalência “forte”. Ou seja aceitamos que o coeficiente do déficit e dos impostos seja o simétrico do rendimento e das transferências<sup>12</sup>. A hipótese keynesiana é claramente rejeitada.

Alterámos esta especificação para a tornar mais directamente comparável com as anteriores: estimámos, não a variação mas, o próprio valor do consumo (*per capita*). Os resultados são como seria de esperar muito semelhantes<sup>13</sup>:

$$\begin{aligned} C_t = & 0,426 + 0,661 C_{t-1} + 0,293 Y_t - 0,299 T_t + 0,404 TR_t - 0,442 DEF_t + 0,012 \Delta P_t \\ & (0,494) \quad (10,991) \quad (5,679) \quad (1,741) \quad (1,974) \quad (5,243) \quad (1,094) \end{aligned} \quad (8)$$

$R^2$  ajustado = 0,997;  $F(6,29) = 1887,2$ ;  $Q(9-0) = 21,11$  (0,012); Teste LM:  $\chi^2(1) = 2,615$  (0,106)

<sup>12</sup> O valor absoluto dos coeficientes restritos é de 0,331. O T estatístico é de 8,9.

<sup>13</sup> Tal como facilmente se compreende o coeficiente de  $C_{t-1}$  é o dobro do anterior, e todos os outros se mantêm inalterados.

Com esta nova especificação voltamos a aceitar a verificação da equivalência. Em seguida passamos a dedicar a nossa atenção aos estudos referentes à taxa de juro.

## **B. Estudos referentes à taxa de juro**

A verificação da equivalência implica que não exista qualquer relacionamento entre os défices orçamentais e as taxas de juro. Um acréscimo do défice orçamental, provoca um acréscimo da oferta de títulos de dívida pública, mas também conduz, segundo a equivalência, a um crescimento de igual montante, da poupança dos consumidores. Existe assim, uma “lei de Say” para a dívida pública: a oferta de títulos de dívida pública cria a sua própria procura. O que tem como corolário que as taxas de juro se mantenham inalteradas.

Contrariamente ao que acontecia no estudo da função consumo, no caso dos estudos sobre a taxa de juro só existe o paradigma ricardiano para ser confrontado: os défices não afectam as taxas de juro. Logo, os estudos que não rejeitem a equivalência ricardiana também podem falhar em rejeitar qualquer das outras hipóteses (Bernheim, 1989).

Começamos o nosso estudo sobre a relação entre o défice e a taxa de juro com a realização de um estudo de causalidade entre estas duas variáveis. Em seguida estudamos o efeito do défice na taxa de juro de longo prazo, para oito países, tendo em conta a crescente integração dos mercados de capitais.

### **1. Estudo de causalidade entre o défice e a taxa de juro**

Em geral a forma tradicional de testar os efeitos dos défices orçamentais nas taxas de juro consiste em estimar a taxa de juro em função dos défices e outras variáveis macroeconómicas, tal como a inflação esperada, a taxa de juro de curto prazo esperada e o rendimento real. Darrat (1989) insurge-se contra esta prática. Segundo o autor não se pode inferir, daqueles estudos, que os défices “causam” taxas de juro de longo prazo mais elevadas. E a teoria macro-económica tradicional implica não só que os défices e as taxas de juro estão positivamente correlacionados, mas também que os défices causam unidireccionalmente as taxas de juro. Assim, uma correlação elevada entre os défices e as taxas de juro não consegue discriminar entre quatro alternativas, igualmente plausíveis:

- a) os défices orçamentais causam as taxas de juro (abordagem tradicional);

b) as taxas de juro causam os défices orçamentais;

c) as duas hipóteses anteriores são verdadeiras, o que implica a presença de uma relação de causalidade bilateral entre as duas variáveis; ou

d) nenhuma daquelas hipóteses é verdadeira pelo que as duas variáveis são causalmente independentes. Os défices e as taxas de juro são “causados” por outros factores, pelo que a correlação entre os dois é apenas ilusória (Darrat, 1989: 364).

Desde que b), c) ou d) se verifique, os resultados dos estudos baseados apenas nas correlações entre as variáveis são, para Darrat, erróneos. E se usualmente se admite a) como sendo plausível, então também b) o é. Uma situação em que a hipótese c) pode prevalecer é aquela em que os decisores de política económica estando preocupados com os efeitos nocivos de taxas de juro elevadas na formação de capital e no crescimento, procuram, via uma política orçamental expansionista, promover o crescimento económico, ajudando os sectores mais afectados por essas taxas de juro elevadas. Como por outro lado as receitas públicas também são negativamente afectadas pelos efeitos recessivos nesses sectores, este acréscimo da despesa<sup>14</sup> vai levar a um acréscimo do défice orçamental, que ocorre em simultâneo com a subida da taxa de juro. Neste caso o montante do défice orçamental não pode ser considerado exógeno.

Procuramos assim fazer um estudo de causalidade multivariada “à Granger” entre o défice e a taxa de juro de longo prazo, de forma a termos em conta esta crítica de Darrat (1989). No estudo da causalidade para além da rácio do défice no produto (DEFY) e da taxa de juro de longo prazo (TJLP) incluímos também, tal como Darrat (1989), a taxa de inflação (INFL), a taxa de juro real de curto prazo *ex-post* (TJRCP) e a taxa de crescimento real do produto (TCY), com o intento de tentar evitar o enviesamento dos resultados devido à omissão de variáveis. No entanto afastamo-nos, parcialmente, da metodologia deste autor. O período de estimação vai de 1959 a 1994.

A maior dificuldade de um qualquer estudo de causalidade é a escolha dos desfasamentos das variáveis independentes, dificuldade que ainda é maior no caso de um estudo multivariáveis. O método que utilizamos é o seguinte: primeiro esgotámos a informação contida no passado da variável dependente, seguidamente escolhemos em conjunto os desfasamentos das outras variáveis de forma a minimizarmos o critério de

---

<sup>14</sup> No lado das despesas existe ainda a pressão causada pelo acréscimo do serviço da dívida.

Akaike<sup>15</sup>. Como trabalhamos com dados anuais, o desfasamento máximo permitido foi de cinco.

O modelo estudado<sup>16</sup> foi:

$$DTJLP_t = a_0 + \sum_{i=1}^5 b_i \cdot DTJLP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i \cdot DDEFY_{t-i} + \sum_{i=1}^5 d_i \cdot DINFL_{t-i} + \sum_{i=1}^4 e_i \cdot DTJRCP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 f_i \cdot TCY_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$DDEFY_t = a_1 + \sum_{i=1}^5 g_i \cdot DDEFY_{t-i} + \sum_{i=1}^5 h_i \cdot DTJLP_{t-i} + \sum_{i=1}^5 i_i \cdot DINFL_{t-i} + \sum_{i=1}^5 j_i \cdot DTJRCP_{t-i} + \sum_{i=1}^1 l_i \cdot TCY_{t-i} + \mu_t$$

No caso da primeira equação uma variável “causa à Granger” a taxa de juro de longo prazo, se a hipótese de que essa variável é nula for rejeitada, ou seja se essa variável for estatisticamente significativa. E para o testarmos temos duas formas, a realização de um teste T ou de um teste F. Os resultados encontram-se sumariados nos próximos dois quadros:

### Quadro 3- Estudo de causalidade: determinantes da taxa de juro de longo prazo

	(1) T	(2) Significância	(3) Conclusão: causa TJLP?	(4) F	(5) Signif.	(6) Conclusão: causa TJLP?
DEFY	3,759	0,007	sim	F(4,7) = 4,716	0,037	sim
INFL	0,78	0,461	não	F(5,7) = 4,152	0,045	sim
TJRCP	1,634	0,146	não	F(4,7) = 4,773	0,036	sim
TCY	2,074	0,077	sim*	F(4,7) = 4,947	0,033	sim

\* ao nível de significância de 10%

### Quadro 4- Estudo de causalidade: determinantes do défice orçamental

	(1) T	(2) Significância	(3) Conclusão: causa DEFY?	(4) F	(5) Signif.	(6) Conclusão: causa DEFY?
TJLP	1,236	0,61	não	F(5,8) = 1,51	0,286	não
INFL	-2,303	0,05	sim	F(5,8) = 2,853	0,091	sim*
TJRCP	-0,358	0,796	não	F(5,8) = 1,893	0,201	não
TCY	-3,388	0,01	sim	F(1,9) = 11,484	0,01	sim

\* ao nível de significância de 10%

Nos quadros acima apresentamos os resultados dos testes T e F aos vários coeficientes. As colunas (2) e (5) dão-nos o nível de significância da hipótese nula. As colunas (3) e (6) dizem-nos se a variável representada em linha causa ou não “à Granger” a taxa de juro de longo prazo, no caso do Quadro 3, ou o défice orçamental, no caso do Quadro 4. As conclusões a que chegamos relativamente à relação de causalidade entre os défices orçamentais e a taxa de juro são coincidentes quer usemos um ou o outro tipo de

<sup>15</sup> Também ensaiámos uma escolha dos desfasamentos de forma a minimizar o critério de Akaike, sem esgotarmos primeiro a informação contida nos desfasamentos da variável dependente. Os resultados a que chegámos não alteram os aqui apresentados.

<sup>16</sup> Como as variáveis, embora estacionárias, não têm média nula é necessário incluir uma constante.



testes, muito embora os resultados dos dois tipos de testes não sejam inteiramente coincidentes no caso do Quadro 3. A taxa de juro de longo prazo é “causada” pelo défice e pela taxa de crescimento do produto, segundo o teste T, ou por todas as variáveis consideradas, segundo o teste F. Já quanto ao défice este é (negativamente) causado pela taxa de inflação e pela taxa de crescimento do produto. Este primeiro relacionamento negativo traduz o efeito positivo da taxa de inflação no saldo orçamental, o efeito do chamado imposto inflação; e o segundo é devido aos efeitos do ciclo económico nas variáveis orçamentais.

Chegamos desta forma à conclusão de que o défice orçamental causa “à Granger” a taxa de juro de longo prazo, mas esta não causa aquele. Ou seja, chegamos a uma conclusão oposta à de Darrat (1989) [para o caso da economia americana], a *uma conclusão desfavorável à verificação da equivalência ricardiana*.

Uma crítica que se pode fazer a este teste é a de ignorar as implicações da abertura da economia. Crítica que tentamos colmatar com a realização do próximo teste.

## **2. Déficit e taxa de juro: estudo para oito países**

A integração dos mercados de capitais tem consequências para o teste da validade do TEQR. A verificação de uma ausência de relacionamento entre os défices e as taxas de juro não constitui por si só a validação do TEQR mas, se esta relação não se verificar podemos rejeitar o TEQR. Isto porque numa economia aberta o satisfazer das necessidades de financiamento do sector público não está apenas limitado pelo volume de poupança interna.

As taxas de juro não serão afectadas pelos défices orçamentais quando a oferta de fundos for infinitamente elástica. Trata-se de uma hipótese que é plausível quando se tem em conta a integração dos mercados de capitais que permitem o financiamento, parcial ou na totalidade, dos défices nacionais à taxa de juro de longo prazo internacional. A dimensão da economia nacional é nesta questão um factor determinante: num pequeno país com liberdade de movimento de capitais, um acréscimo do défice orçamental não deve provocar uma subida da taxa de juro interna se for financiado pela entrada líquida de capitais externos. Deve contudo ter-se em atenção que mesmo nesta situação pode existir o surgimento de um prémio de risco que faça com que a taxa de juro interna seja superior à taxa de juro internacional.

Admitimos que na prática não se verificam mercados de capitais perfeitamente integrados, muito embora alguns estudos sugiram que na década de 80 se verificou uma integração crescente destes mercados. Desta forma, a oferta de fundos interna continua a ser uma determinante importante das taxas de juro internas. Assim *um acréscimo do défice orçamental provocará uma pressão para a subida das taxas de juro internas*, mesmo se uma parte do *gap* entre a poupança e as necessidades de financiamento nacionais for financiada pela entrada de capitais estrangeiros, *a não ser que o Teorema da Equivalência Ricardiana se verifique*.

Um estudo que tem em conta a integração internacional dos mercados de capitais e desfavorável à equivalência é o de Nunes Correia e Stemitsiotis (1993). Os autores estimam um modelo baseado na *loanable funds approach* segundo a qual, a taxa de juro de longo prazo é determinada pela procura e oferta de fundos na economia. É assim estimado um sistema para 10 países da OCDE para o período de 1970 a 1990:

$$r_{Lt} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{St} + \alpha_2 \pi_{t+j}^e + \alpha_3 DEFY_t + \alpha_4 g_t + u_t \quad (10)$$

Nesta equação:  $r_L$  designa a taxa de juro (nominal) de longo prazo;  $r_S$  a taxa de juro real de curto prazo;  $\pi^e$  a taxa de inflação esperada;  $DEFY$  o défice orçamental expresso em percentagem do PIB; e  $g$  a taxa de crescimento real do produto. O crescimento real do PIB destina-se a servir de *proxy* do efeito acelerador no investimento e no consumo de bens duradouros<sup>17</sup>. E taxa de juro real de curto prazo ( $r_S$ ) para ter em conta a estrutura temporal (*term structure*) das taxas de juro. A taxa inflação é medida pelo IPC.

A taxa de juro de longo prazo e a taxa de inflação prevista entram separadamente nesta especificação de forma a permitir testar o efeito Fisher, que prevê um coeficiente unitário para a inflação esperada ( $\pi^e$ ). Segundo os autores, muitos estudos têm encontrado coeficientes inferiores à unidade para esta variável. Se nesta equação se impusesse um coeficiente da inflação esperada unitário, não se estaria a testar o efeito dos défices nas taxas de juro de longo prazo, mas sim a hipótese conjunta de verificação do efeito de Fisher e a ligação entre os défices e as taxas de juro. No caso de não verificação do efeito Fisher, aquela imposição enviesaria os resultados referentes ao défice.

A inclusão da taxa de juro de curto prazo real é uma forma de controlar os factores que influenciam as taxas de juro de longo prazo através da estrutura temporal, tal como acontece com a política monetária. O estabelecimento desta relação inter-temporal entre as

---

<sup>17</sup> Este coeficiente só significativo nos EUA e Japão; nos outros países apresenta um coeficiente negativo, pelo que os autores resolvem retirá-la. Uma possível explicação, para esse coeficiente negativo, é que o crescimento do produto para além de provocar, via efeito acelerador, um aumento da procura de fundos, também provoca um aumento da oferta, via aumento da poupança.

taxas de curto e longo prazo permite compatibilizar o modelo com a integração crescente dos mercados de capitais. Se os mercados forem integrados, a estrutura temporal deve reflectir o nível da taxa de juro de longo prazo determinado pelos mercados de capitais mundiais (Nunes Correia e Stemitsiotis, 1993: 14).

A inflação esperada tem um papel relevante, mas não é directamente observável e é difícil encontrar boas aproximações para as expectativas do mercado. Se não for correctamente aproximada as outras variáveis incluídas na equação, por exemplo o défice, podem servir de *proxy* da inflação esperada. Citando os autores (p.15), “This is a central point, because the impact of government deficits on nominal interest rates may operate through an increase in expected inflation leaving the long-term interest rate unchanged, thus deficits producing no crowding-out effects.”

Existem várias alternativas: o estimar a inflação esperada em função do valor de outras variáveis, tais como a despesa pública, o défice e o *stock* real de moeda; através de modelos VAR; ou, ainda, usando as previsões feitas pelas agências governamentais. Neste trabalho, a inflação é aproximada pela utilização do filtro de Hodrick-Prescott, que permite que as expectativas se ajustem gradualmente ao longo do tempo. Mas é evidente que não se pode nunca afastar a possibilidade de erros de medição.

Tendo em conta este enquadramento, procuramos neste ponto realizar um estudo em painel para oito países (EUA, Canadá, Japão, França, Alemanha, Reino Unido (RU), Itália e Portugal<sup>18</sup>). Tentamos determinar o efeito do défice na taxa de juro de longo prazo tendo em conta a crescente integração dos mercados de capitais. Seguimos os autores acima citados utilizando, nomeadamente, a sua especificação, mas afastando-nos em relação ao método de estimação usado. Não usamos o método das variáveis instrumentais, devido aos seus inconvenientes que são nomeadamente:

“... instrumental -variables estimation guarantees consistent estimation, but it not guarantee unbiased estimation.” (Pindyck e Rubinfeld, 1991: 162)

Iremos por isso utilizar o método *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR), onde se admite, e por isso se corrige, a possibilidade dos termos de erro entre as várias equações estarem correlacionados, e se usa o método dos Mínimos Quadrados Generalizados. Trata-se de uma técnica de estimação que é “consistent as well as (asymptotically) efficient”

---

<sup>18</sup> Não incluímos a Espanha devido à falta de dados: nas *International Financial Statistics* do FMI o primeiro valor para a taxa de juro de longo prazo refere-se ao ano de 1979, e na base de dados da

(Pindyck e Rubinfeld, 1991: 310) e que se afigura realista perante o crescente grau de integração dos mercados financeiros.

O período da estimação vai de 1970 a 1994 por dois motivos: primeiro porque foi o período mais lato para o qual conseguimos reunir dados, e também porque só a partir de 1970 é que faz sentido ter em conta a integração dos mercados de capitais.

Surge-nos então o problema de utilizarmos a inflação efectiva ou uma medida da inflação esperada. Desta forma primeiro ensaiamos a utilização da inflação efectiva e portanto da taxa de juro real de curto prazo *ex-post* (Quadro 5). Para num segundo momento ensaiamos uma medida da inflação esperada, que é aproximada pela aplicação do filtro de Hodrick-Prescott à taxa de inflação (Quadro 6).

Os resultados, utilizando a inflação efectiva e a taxa de juro real de curto prazo *ex-post*, são os seguintes:

#### Quadro 5- Défice e taxa de juro: resultados do SUR com inflação efectiva

[TJLP]	Constante	TJRCP	INFL	DEFY	TCY	R <sup>2</sup> ajust.	DW
Alemanha	4,204 (10,87)	0,287 (5,821)	0,539 (10,823)	0,215 (3,145)	0,094 (2,0)	0,702	1,01
França	4,598 (5,977)	0,472 (4,679)	0,684 (8,925)	0,037 (0,314)		0,729	0,586
Itália	2,482 (2,074)	0,724 (7,505)	0,657 (10,322)	0,163 (1,29)		0,786	0,713
Portugal	5,012 (8,02)	0,833 (11,88)	0,466 (10,0)	0,293 (3,267)		0,893	1,23
Reino Unido	6,25 (8,782)	0,207 (2,723)	0,473 (7,207)	0,166 (2,273)		0,737	1,61
Canadá	4,414 (11,326)	0,515 (12,431)	0,504 (13,307)	0,237 (5,4)		0,852	0,76
Japão	2,947 (6,525)	0,431 (5,211)	0,423 (8,156)	0,175 (3,635)	0,175 (3,635)	0,766	1,45
E.U.A.	1,463 (2,435)	0,743 (15,9)	0,614 (11,6)	0,732 (7,5)	0,175 (3,06)	0,897	1,49

Nota: Neste quadro e no seguinte só se manteve a variável taxa de crescimento do produto (TCY) nos países onde esta se revelou estatisticamente significativa<sup>19</sup>.

Utilizando, tal como os autores citados, a inflação esperada aproximada pela aplicação ao crescimento dos preços do filtro de Hodrick-Prescott, chegamos ao quadro seguinte:

---

OCDE, a que tivemos acesso, o primeiro valor para aquele país reporta-se a 1988. A inclusão da Espanha conduziria, desta forma, à perda de graus de liberdade.

<sup>19</sup> Embora no caso italiano, e também no do RU, esta variável fosse estatisticamente diferente de zero apresentava um valor negativo, que dificilmente poderia ser explicado, por isso optou-se por não a incluir na estimação.

**Quadro 6- Déficit e taxa de juro: resultados do SUR com inflação esperada**

[TJLP]	Constante	TJRCP	INFL <sup>e</sup>	DEFY	TCY	R <sup>2</sup> ajust.	DW
Alemanha	3,446 (7,139)	0,361 (10,1)	0,765 (7,264)	0,166 (2,872)		0,705	1,218
França	1,574 (1,909)	0,602 (8,341)	1,017 (11,2)	0,262 (2,355)		0,802	0,879
Itália	1,607 (1,3)	0,742 (10,6)	0,696 (8,874)	0,214 (2,096)		0,809	0,717
Portugal	7,603 (7,209)	0,768 (11,7)	0,213 (2,926)	0,4376 (4,483)	0,212 (2,771)	0,895	1,139
Reino Unido	1,141 (1,319)	0,507 (7,943)	0,978 (11,6)	0,317 (4,755)		0,807	1,7
Canadá	3,252 (6,136)	0,507 (13,48)	0,671 (10,0)	0,29 (6,515)		0,889	1,02
Japão	3,073 (8,24)	0,424 (7,894)	0,481 (10,4)	0,20 (4,534)	0,10 (2,162)	0,783	1,38
E.U.A.	1,651 (2,537)	0,727 (17,2)	0,543 (6,741)	0,758 (9,053)	0,261 (5,507)	0,903	1,75

Comparando estes resultados com os anteriores reparamos que os coeficientes do déficit orçamental apresentam um valor mais elevado em todos os países, à excepção da Alemanha, e passam todos a ser estatisticamente significativos: os coeficientes da França e da Itália vêm o seu valor aumentado e tornam-se significativos<sup>20</sup>. Também no caso português se nota uma pronunciada subida do coeficiente do déficit, de 0,29 para 0,44.

Testámos também a imposição de um coeficiente do déficit igual entre todos os países. Obtivemos um coeficiente de 0,289 com um T estatístico de 12,2.

Testámos ainda a imposição de igualdade de todos os coeficientes, à excepção da constante, entre todos os países. Chegámos então à seguinte equação:

$$TJLP = a + 0,538 \text{ TJRCP} + 0,589 \text{ INFL}^e + 0,276 \text{ DEFY} + 0,099 \text{ TCY} \quad (11)$$

(30,4)                      (29,2)                      (14,1)                      (3,6)

Estes últimos resultados e os resultados dos últimos dois quadros, mas mais claramente do último, permitem-nos *rejeitar a verificação da equivalência em todos os países considerados*. No caso concreto de Portugal, o coeficiente do déficit varia entre 0,293 e 0,438 o que significa que os 5,8% de déficit em 1994 terão implicado um acréscimo de 1,7 a 2,5 pontos percentuais na taxa de juro de longo prazo.

A estimação da mesma especificação apenas para a economia portuguesa, para o período mais alargado de 1959 a 1994, confirma, em geral, os resultados anteriores<sup>21</sup>.

<sup>20</sup> Comparando estes nossos resultados com os de Nunes Correia e Stemitsiotis (1993) não se notam grandes variações no valor do coeficiente do déficit, à excepção dos casos da França e do Canadá para os quais estes autores encontram um coeficiente mais elevado de 0,52 e 0,53, respectivamente.

<sup>21</sup> Mais detalhes encontram-se em Marinheiro (1996a: 162-4).

## II. Resultados de um inquérito ao grau de conhecimento da situação da dívida pública em Portugal

Neste ponto damos conta dos resultados de um inquérito por nós efectuado, que procura investigar<sup>22</sup> o grau de conhecimento da população dos valores de algumas variáveis chave para que se possa comportar de uma forma ricardiana. Perguntava-se no inquérito os valores *per capita* da dívida total portuguesa, da dívida externa e do PIB. Se os contribuintes forem ricardianos deverão ter um conhecimento perfeito dos montantes da dívida pública, de forma a ajustarem o seu comportamento de poupança à variação das responsabilidades fiscais futuras provocadas pela dívida.

O inquérito foi realizado, entre 31 de Maio e 6 de Junho de 1995 aos alunos da FEUC inscritos em Introdução à Economia (disciplina de nível 1) e Política Económica (disciplina de nível 3), no final das aulas destas disciplinas. Encontra-se no Apêndice I uma cópia do inquérito utilizado.

Obtiveram-se 165 questionários completos, mas após retirarmos os valores extremos<sup>23</sup> e termos efectuado outras correcções<sup>24</sup> ficámos com 99.

Os 99 inquéritos estão repartidos da seguinte forma: 64 foram respondidos por alunos de Introdução à Economia (IE) e 35 por alunos de Política Económica (PE), dos quais apenas 5 são trabalhadores estudantes.

De acordo com as estimativas do Banco de Portugal (para a dívida) e do INE (para a população) os **valores “correctos” *per capita*** seriam em Dezembro de 1994: de 1.026 contos para a dívida pública directa efectiva; de 143 contos para a dívida externa (e portanto 883 contos para a dívida interna); e de 1.473 contos para o PIB.

Seguidamente damos conta dos resultados obtidos. Antes de mais devemos informar que 52% das respostas obtidas foram dadas “completamente ao acaso” (com um grau de precisão nulo), 26% com um grau de precisão entre 25 a 50%, o que significa que apenas em 22% do total o grau de precisão das respostas foi superior ou igual a 50%. O que nos

---

<sup>22</sup> Seguindo com alterações o realizado em Gruen (1988).

<sup>23</sup> Retiraram-se as estimativas que ultrapassavam mais que dez vezes o valor “correcto”, ou seja as respostas que apresentavam para a dívida total *per capita* um valor superior a 10.000 contos (15 respostas), um PIB superior a 15.000 contos (2) e inferior ou igual a 100 contos (49).

<sup>24</sup> Surgiram algumas respostas que apontavam para valores na casa das dezenas de milhões de contos. Interpretámos essas respostas como uma estimativa para os valores totais e não para os valores *per capita* pelo que decidimos corrigi-las dividindo-as por dez milhões, que é o número geralmente apontado pelo senso comum para a população portuguesa.

permite chegar à conclusão prévia de que o conhecimento do valor da dívida não é um assunto que preocupe os estudantes em causa, de forma que não sentem necessidade de estarem informados acerca dele.

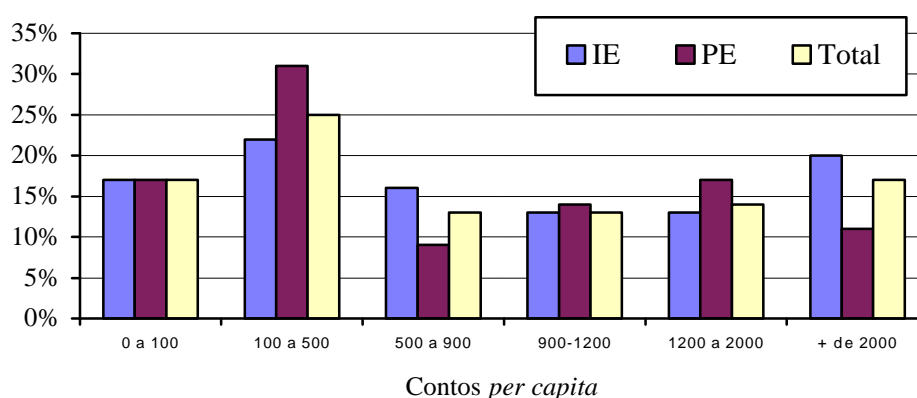
### Quadro 7- Resultados do Inquérito

		Intr. Econ.	Política Económica			Total Global
		Estudantes	Est.	Trab. Est.	Total	
<b>Dívida Total</b>	<b>Média</b>	<b>1.405</b>	<b>810</b>	<b>1.900</b>	<b>966</b>	<b>1.250</b>
	Desvio Padrão	1.602	845	1.918	1.092	1.452
<b>Dívida Externa</b>	<b>Média</b>	<b>2.401</b>	<b>927</b>	<b>555</b>	<b>874</b>	<b>1.861</b>
	Desvio Padrão	4.048	1.314	509	1.234	3.406
<b>PIB</b>	<b>Média</b>	<b>1.344</b>	<b>2.104</b>	<b>1.500</b>	<b>2.017</b>	<b>1.582</b>
	Desvio Padrão	1.548	2.787	0	2.583	1.990
Rácio Dívida Total no PIB		105%	38%	127%	48%	79%
<b>Receitas das Privatizações</b>	<b>Média</b>	<b>14.454</b>	<b>1.459</b>	<b>680</b>	<b>1.310</b>	<b>10.614</b>
	Priv./dívida	1029%	180%	36%	136%	849%
	Priv./PIB	1075%	69%	45%	65%	671%
	N.º de respostas	63	21	5	26	89
Número Total de Respostas		<b>64</b>	<b>30</b>	<b>5</b>	<b>35</b>	<b>99</b>

Unidades: mil escudos

Como se pode ver no Quadro 7 os 99 inquiridos apontam em média para uma dívida total *per capita* de 1.250 contos. Embora este valor esteja relativamente próximo do valor “correcto” esta média não é muito representativa pois é o resultado de respostas muito díspares facto que se reflecte no elevado desvio padrão.

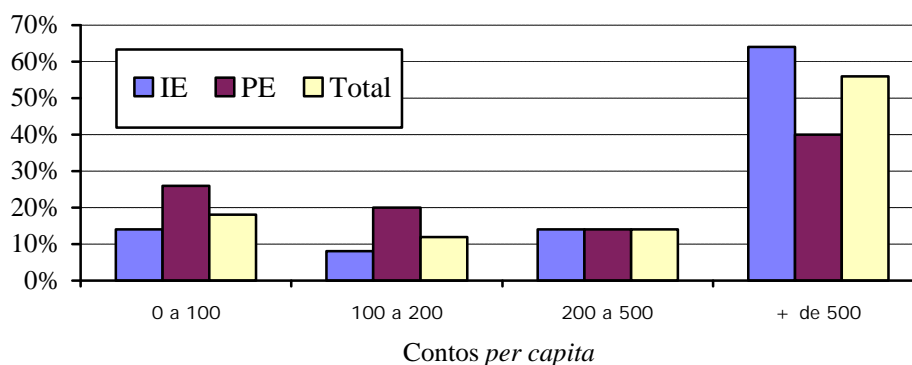
### Gráfico 1- Histograma das estimativas da Dívida Total



Devido aos problemas com a média das resposta deveremos prestar mais atenção ao histograma (*vide* o Gráfico 1), que nos revela que a classe mais representativa é a dos 100 a 500 contos apontando para uma clara subestimação dos valores da dívida: 56% das respostas situam-se nos escalões abaixo do valor correcto e 31% acima (o escalão onde está compreendido o valor correcto recolhe 13% das respostas).

Uma situação curiosa que constatámos foi a de que a amostra em causa é muito sensível à dívida externa e manifesta uma ignorância que não esperávamos encontrar em estudantes de economia: nos 99 inquiridos, 45 (sendo 34 de IE) estimam um valor para a dívida externa superior ao da dívida total, o que implica um valor negativo para a dívida interna! Assim, assistimos a uma evidente sobrevalorização do montante da dívida externa como se pode ver no gráfico 2. Muito embora não esteja representado podemos ainda adiantar que para 21% da amostra este valor seria superior a 2.000 contos, descendo para 11% no caso dos alunos de PE.

**Gráfico 2- Histograma das estimativas da Dívida Externa**



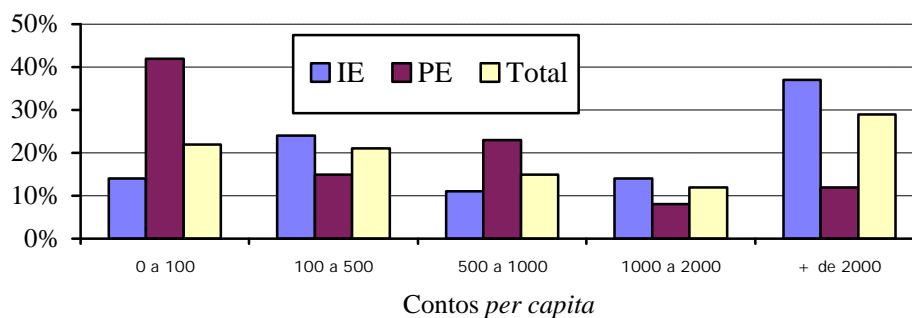
Porque desde 1989 uma parte das receitas das privatizações tem sido dedicada à amortização da dívida, fazia sentido perguntar aos inquiridos quanto mais receitas é que esperavam que o Estado poderia obter por esta via, o que nos permitiria calcular o endividamento líquido do Estado<sup>25</sup>. Nas 99 respostas finais a média das *receitas futuras das privatizações* é 8,5 vezes superior à média da estimativa da dívida total. Em termos de distribuição (*vide* o gráfico 3) para cerca de 12% da amostra essas receitas estarão compreendidas entre os mil e os dois mil contos, sendo portanto suficientes para amortizar completamente a dívida pública “correctamente” medida. E para cerca de 42% da amostra essas receitas serão superiores a mil contos. Nota-se, contudo, uma grande diferença entre as estimativas apontadas pelos estudantes de IE e pelos de PE, apontando os primeiros para valores muito mais elevados: 51% destes apontam para valores superiores a mil contos enquanto que entre os segundos a proporção desce para 19%. Se centrarmos a nossa atenção apenas nos estudantes de PE, para mais de 50% destes as receitas das privatizações serão inferiores a 500 contos, e portanto insuficientes para amortizar totalmente a dívida

<sup>25</sup> De 1989 a 1992 o Estado arrecadou, a preços correntes, 677,794 milhões de contos (César das Neves, 1994: 165), ou seja 68,4 contos *per capita*.



existente. Já para cerca de um quinto estas receitas serão superiores a mil contos. Contudo devemos lembrar que os alunos de PE que responderam a esta questão foram apenas 26.

**Gráfico 3- Histograma das Estimativas da Receitas das Privatizações**



Em conclusão, podemos afirmar que a amostra em estudo aponta para uma subvalorização da dívida total, para uma sobrevalorização da dívida externa e para um comportamento diferenciado da amostra, consoante se trate de estudantes de PE ou IE, em relação às receitas das privatizações.

Se tomarmos os alunos de IE como uma aproximação do que se passa no conjunto da sociedade portuguesa, então chegaremos à conclusão de que esta provavelmente subavaliará as responsabilidades fiscais futuras implicadas pela dívida pública. Se no conjunto da população portuguesa o nível da dívida, e, sobretudo, a ligação entre a dívida e os impostos futuros, não for conhecido, então também não deve ser usado para realizar as decisões de consumo e poupança. Nessas circunstâncias um défice financiado por dívida é expansionista. E a nossa amostra constituída por estudantes de economia deve(ria) ter à partida um conhecimento mais aprofundado destas questões, pelo que o enviesamento dos nossos resultados, a existir, será provavelmente um enviesamento pró-ricardiano.

## Conclusão

Os testes empíricos da equivalência centram-se na função consumo e nos efeitos do défice orçamental nas taxas de juro.

Assim para a função consumo, o estudo das especificações propostas por Buitier e Tobin (1979) e Kormendi (1983) revelou-se inconclusivo em relação à verificação da equivalência ricardiana. A especificação proposta por Modigliani e Sterling (1986) levou-nos à rejeição da equivalência, e a de Fuster Perez (1993) conduziu-nos à aceitação da

equivalência. Desta forma, *o resultado global do nosso estudo sobre a função consumo revelou-se inconclusivo* em relação à confirmação ou ao infirmar da equivalência ricardiana<sup>26</sup>. De qualquer forma, atendendo aos coeficientes negativos da despesa pública ou do défice orçamental, na maior parte das regressões apresentadas, parece-nos que os consumidores compensam, pelo menos parcialmente, o comportamento do Estado.

Devido a estes resultados inconclusivos ficamos sem saber se os consumidores aumentam a sua poupança, em resposta a um acréscimo da dívida pública, como prevê a tese da equivalência. Se os consumidores se comportassem de forma ricardiana, não existiria qualquer relação entre o défice e a taxa de juro.

Começamos os testes dos efeitos dos défices nas taxas de juro com um estudo de causalidade multivariada “à Granger”. Concluimos pela existência de uma relação de causalidade unidireccional entre o défice e a taxa de juro de longo prazo: o défice orçamental “causa à Granger” a taxa de juro de longo prazo; o que vai contra a equivalência ricardiana.

Em segundo lugar, efectuamos um estudo para oito países, para o período compreendido entre 1970 e 1994, utilizando a especificação de Nunes Correia e Stemitsiotis (1993). Para termos em conta a crescente integração dos mercados de capitais a partir da década de 1970, utilizamos um modelo SUR. Estimamos o modelo utilizando quer a taxa de inflação efectiva, quer a taxa de inflação esperada, aproximada pela aplicação do filtro de Hodrick-Prescott à taxa de inflação efectiva. Com as duas medidas da inflação o coeficiente do défice revelou-se sempre positivo. Mas, foi com a utilização da inflação esperada que esse coeficiente se revelou estatisticamente significativo, para todos os países analisados. Para Portugal, o coeficiente do défice varia entre 0,293 e 0,438 o que implica que os 5,8% de défice, em percentagem do PIB, registados em 1994 provocaram um acréscimo de 1,7 a 2,5 pontos percentuais na taxa de juro de longo prazo.

Atendendo aos valores positivos obtidos para o coeficiente do défice nas várias equações estimadas, e à relação de causalidade “à Granger” do défice para a taxa de juro, tudo parece indicar que os défices orçamentais conduzam a um agravamento da taxa de juro de longo prazo, não se verificando portanto a equivalência ricardiana.

Finalmente relatamos o resultado de um inquérito, por nós efectuado, aos estudantes desta Faculdade, onde procuramos avaliar qual o grau de conhecimento do valor de

---

<sup>26</sup> Tendo em conta o número elevado de variáveis independentes usado nalgumas estimações, poderão existir alguns problemas de simultaneidade entre essas variáveis que poderão explicar, parcialmente, alguma disparidade de resultados.

algumas das variáveis mais relevantes, para que os consumidores se possam comportar de uma forma ricardiana. Chegamos à conclusão de que a nossa amostra subvaloriza o valor da dívida total, sobrevaloriza a dívida externa e apresenta um comportamento díspar em relação às receitas das privatizações.

Desta forma, tendo em conta: os resultados globalmente inconclusivos do estudo da função consumo; os resultados claramente contra a equivalência no estudo relativo à taxa de juro; os resultados do nosso inquérito à sensibilidade dos estudantes às questões da dívida pública; e as condições necessárias para que a equivalência se verifique (analisadas em Marinheiro, 1996b); concluímos que muito dificilmente se poderá verificar a equivalência na economia portuguesa. O que significa que existem custos de manipulação da política orçamental.

## Apêndice I

### Formulário do Inquérito realizado

Este questionário destina-se a ser usado na minha investigação. Agradeço-lhe que não indique o seu nome e que o preencha.

**1. Idade:**

- menos de 18
- 18-19
- 20-21
- 22-25
- 26-30
- mais de 30

**2.1- É trabalhador-estudante** (exercendo um trabalho remunerado)?

Sim  Não

**2.2- Se é trabalhador-estudante quantas horas trabalha por semana?**

- 0-4
- 5-8
- 9-15
- 16-30
- mais de 30

3. Se o governo gastar mais do que aquilo que recebe de impostos, a diferença deve ser financiada pela emissão de dívida pública. Cada título de dívida pública representa um empréstimo por parte do seu detentor ao Estado. E o Estado terá mais tarde que pagar esse empréstimo.

A quanto pensa que ascende:

3.1- a **dívida pública total** portuguesa *per capita* \_\_\_\_\_ (contos)

3.2- a **dívida externa** portuguesa *per capita* \_\_\_\_\_ (contos)

3.3- o **PIB per capita** português \_\_\_\_\_ (contos)

4. O Estado tem obtido receitas para pagamento da dívida total através do processo de privatizações. Quanto mais pensa que o Estado português poderá realizar? (Também em valores *per capita*.)

R: \_\_\_\_\_ (contos)

5. Que grau de precisão atribui às suas respostas?

- Completamente ao acaso
- Com uma probabilidade de 25%
- Com uma probabilidade de 50%
- Com uma probabilidade de 75%
- Com uma probabilidade de 90%

Obrigado pela sua colaboração.

## Bibliografia

- ANDRADE, J. de Sousa (1993)**, *Análise Econométrica – uma Introdução para Economistas e Gestores*, Lisboa, Texto Editora
- BANERJEE, Anindya, Juan J. DOLADO, Jonh W. GALBRAITH e David F. HENDRY (1993)**, *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary data*, Oxford University Press
- BARRO, Robert J. (1974)**, “Are Government Bonds Net wealth?”, *Journal of Political Economy*, vol. 82 (6), 1095-117
- , **(1976)**, “Reply to Feldstein and Buchanan”, *Journal of Political Economy*, vol. 84 (2), 343-9
- , **(1989)**, “The Ricardian Approach to Budget Deficits”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3 (2), 37-54
- BERNHEIM, B. Douglas (1989)**, “A Neoclassical Perspective on Budget Deficits”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3 (2), 55-72
- BUTER, Willem H. e James TOBIN (1979)**, “Debt Neutrality: A Brief Review of doctrine and Evidence” in von Furstenberg, George (ed.), *Social Security versus Private Saving* Cambridge, Mass., Ballinger, 39-63
- DALAMAGAS, Basil (1994)**, “Testing the debt- illusion hypothesis”, *Revue Economique*, vol. 45 (Jul.), 1079-94
- DARRAT, Ali F. (1989)**, “Fiscal Deficits and Long-Term Interest Rates: Further Evidence from Annual Data”, *Southern Economic Journal*, vol. 56 (2), 363-74
- EVANS, Paul (1991)**, “Is Ricardian equivalence a Good Approximation?”, *Economic Inquiry*, vol. 29 (4), 626-644
- FELDSTEIN, Martin e Douglas W. ELMENDORF (1990)**, “Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior Revisited: Comment”, *American Economic Review*, vol. LXXX (3), 589-99
- FULLER, W. (1976)**, *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley
- FUSTER PEREZ, M. Luisa (1993)**, “La Hipóthesis de Equivalencia Ricardiana: un Análisis Empírico en los Países de la Comunidad Europea”, *Investigaciones Económicas*, vol. XVII (3), 495-506
- GRUEN, David W. R. (1988)**, *What People Know and What Economists Think they Know: Surveys on Ricardian Equivalence*, Working Papers in Economics and Econometrics, n.º 164, The Australian National Economy
- HANSEN, Henrik e Katarina JUSELIUS**, *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series*, Estima
- HIMARIOS, Daniel (1995)**, “Euler Equations Tests of Ricardian Equivalence”, *Economic Letters*, vol. 48, 165-71

**KORMENDI, Roger C. (1983)**, “Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior”, *American Economic Review*, vol. LXXIII (5), 994-1010

**KORMENDI, Roger C. e Philip MEGUIRE (1990)**, “Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: Reply and Update”, *American Economic Review*, vol. LXXX (3), 604-617

**KWIATOWSKI, PHILLIPS, SCHMIDT e SHIN (1992)**, “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, vol. 54, 159-78

**MARINHEIRO, Carlos F. (1996a)**, *O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica e aplicação à economia portuguesa*, Dissertação de Mestrado em Economia Europeia, Janeiro, Coimbra, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

\_\_\_\_\_, **(1996b)**, *O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica*, Estudos do GEMF, Coimbra, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, n.º 3

**MODIGLIANI, Franco e Arlie STERLING (1986)**, “Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: Comment”, *American Economic Review*, vol. LXXVI (5), 1168-79

\_\_\_\_\_, **(1990)**, “Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: A Further Comment”, *American Economic Review*, vol. LXXX (3), 600-603

**NUNES CORREIA, José e Loukas STEMITSIOTIS (1993)**, “Budget Deficit and Interest Rates: Is There a Link?”, Commission of the European Communities Economic Papers n.º 105

**OCDE**, *OCDE MEI Database*, Estima

**PYNDICK, Robert e Daniel RUBINFELD (1991)**, *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, 3ª ed.

**TANZI, Vito e Domenico FANIZZA (1995)**, *Fiscal Deficit and Public Debt in Industrial Countries, 1970-1994*, IMF Working Paper WP/95/49, May