

BERNARD RAVENEL MÉDITERRANÉE ET MONDIALISATION

MAURIZIO MISTRI CHANGING PREFERENCES AND COGNITIVE PROCESSES

ELIAS SOUKIAZIS THE ENDOGENEITY OF LABOUR SUPPLY THROUGH MIGRATION

CARLOS JOSÉ FONSECA MARINHEIRO O TEOREMA DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA: UMA APLICAÇÃO À ECONOMIA PORTUGUESA

JOÃO PAULO CERDEIRA BENTO LE PARTENARIAT EURO-MÉDITERRANÉEN

JOSÉ PEDRO PONTES RETÓRICA E COMUNICAÇÃO PARA ECONOMISTAS

MARGARIDA SANTOS LOPES UM PEDAÇO DE PRESENTE POR UM FRAGMENTO DE FUTURO

JOÃO TOLDA ASSOCIAÇÕES EMPRESARIAIS E INOVAÇÃO NA REGIÃO CENTRO



O Teorema da Equivalência Ricardiana: uma aplicação à economia portuguesa*

Carlos José Fonseca Marinheiro Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

resumo

No presente artigo procuramos avaliar empiricamente, para o caso da economia portuguesa, o Teorema da Equivalência Ricardiana. A tese ricardiana sustenta que para um dado montante de despesa pública a substituição de impostos por dívida não tem qualquer efeito na procura global nem na taxa de juro. A dívida pública não afecta a riqueza do sector privado. Então, em termos de efeitos na economia, o financiamento da despesa pública por dívida pública é equivalente ao financiamento por impostos.

Os testes empíricos centram-se na função consumo e nos efeitos do défice orçamental nas taxas de juro. Os resultados relativos à função consumo são inconclusivos, pelo que 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, mas esta hipótese é claramente rejeitada pelos dados.

résumé / abstract

Dans cet article, nous nous proposons d'évaluer d'une manière empirique, pour l'économie portugaise, le Théorème de l'Équivalence Ricardienne.

La thèse ricardienne soutient que, pour un certain volume de dépenses publiques, la substitution de la dette à l'impôt n'affecte pas la demande globale ni les taux d'intérêt. La dette publique n'influence pas non plus le niveau de la richesse du secteur privé. Dès lors, en termes d'effets sur l'économie, le financement de la dépense publique par la dette publique est équivalent au financement par l'impôt. Les tests se résument à l'estimation d'une fonction de consommation et à l'étude des effets du déficit sur les taux d'intérêt. Les résultats de la fonction de consommation ne permettant pas de tirer une conclusion, il nous est impossible de savoir si les consommateurs augmentent leur épargne en réponse à une augmentation de la dette publique, comme la thèse de l'équivalence le prévoit. Si les consommateurs se comportaient d'une façon ricardienne, il n'existerait aucune relation entre le déficit et le taux d'intérêt, mais cette hypothèse est rejetée, sans conteste par les données.

In this article we try to evaluate empirically the Ricardian Equivalence Theorem for the Portuguese economy. The Ricardian thesis states that, for a given expenditure path, substitution of debt for taxes has no effect on aggregate demand nor on interest rates. The public debt does not affect private sector wealth. Therefore, in point of the economy, it is equivalent financing the public outlays by debt or taxation.

The empirical tests are centred on the consumption function and on the effects of budget deficits on interest rates. The consumption function results are inconclusive, so we cannot find out if consumers increase their savings in reply to a debt increase, as the equivalence thesis sustains. If consumers behave in a Ricardian way, there will be no relationship between deficit and interest rate, but this hypothesis is strongly rejected by the data.

* Este artigo beneficiou dos comentários e sugestões do Doutor João de Sousa Andrade e de um *referee* anónimo. Não obstante, eventuais erros remanescentes são da nossa inteira responsabilidade.

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 impostos¹. Mas a equivalência para se verificar necessita que estejam reunidas um conjunto de condições bastante restritivas que foram o objecto do nosso estudo em Marinheiro (1996a; 1996b). Destas destacamos: a existência de mercados de capitais perfeitos; a ausência de incerteza em relação ao nível dos rendimentos presente e futuros dos indivíduos; a existência de horizontes de planificação (do consumo) infinitos; e a exigência de impostos *lump-sum*. 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. Para Robert Barro²:

"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).

Tal como argumentam Feldstein e Elmendorf (1990) é fundamental proceder a uma avaliação empírica da sua validade. É o que procuramos fazer, ensaiando uma aplicação econométrica 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).

Estudo econométrico para a economia portuguesa

Começamos pelo estudo de estacionaridade das séries estatísticas usadas utilizando os testes ADF e KPSS. As conclusões a que os dois testes nos conduzem foram globalmente semelhantes. Sendo a primeira diferenciação suficiente para induzir a estacionaridade das séries³.

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 literatura⁴, e referentes, na maior parte dos casos, à economia dos EUA. Assim estudaremos a

* O presente artigo pretende sumariar os resultados da avaliação empírica da equivalência alcançados em Marinheiro (1996a).

¹ Vide Barro (1974).

² Vide também, por exemplo, Evans (1991).

³ Os detalhes do estudo da estacionaridade das séries estatísticas usadas, bem como as suas fontes e metodologia usada para as recolher, podem ser encontrados em Marinheiro (1996a).

⁴ 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



especificação de Modigliani e Sterling (1986) e a encontrada em Fuster Perez (1993). Para além destas duas especificações também testámos a especificação de Buitier e Tobin (1979) e a abordagem de Kormendi (1983), mas devido aos seus resultados serem inconclusivos não os relatamos por razões de economia de exposição. Deve-se contudo realçar que a abordagem de Kormendi (1983) constitui, segundo as palavras de Feldstein e Elmendorf (1990: 589), a prova directa mais forte a favor da equivalência ricardiana para a economia dos EUA.

O teste de 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 Buitier e Tobin (1979), como medida do défice orçamental a diferença entre o consumo público e os impostos líquidos (DEFTM = G-TL). Isto porque o conceito 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 impostos⁵. Contudo esta medida do défice⁶ 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!

Os autores 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:

$$C_t = a + b_0 \text{PIBHP}_t + b_1 \text{DIVT}_t + \sum_{i=0}^4 c_i (Y_{t-i} - TL_{t-i}) + \sum_{i=0}^4 d_i \text{DEFTM}_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

onde DIVT representa a dívida pública total *per capita*. Para a teoria do ciclo de vida os coeficientes do défice e da dívida devem ser nulos, $\sum d_i = 0$ e $b_1 = 0$, 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 no Quadro 1. 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.

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.

5 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.

6 Os impostos líquidos foram calculados como sendo a diferença entre o PIB (Y) e o rendimento disponível (Yd).

Quadro 1 — 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	-0,66 (0,513)	30,314 (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)	—
DEF	—	—	-1,755 (15,519)
C _{t-1} , C _{t-2}	0,323 (1,773)	—	—
R ² 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)	—

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. Entre parêntesis curvos 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.

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



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 líquidos⁷. Finalmente na coluna (3) temos os resultados a que chegámos usando a definição habitual do défice orçamental (DEF). Nesta última especificação o coeficiente encontrado para o rendimento disponível não é significativo.

Como se pode constatar, o valor do défice é sistematicamente negativo e estatisticamente significativo, em todas as especificações estudadas. Mas relembramos que a equivalência é testada como implicando um coeficiente do défice 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, 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 desfaseamento 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. Por outro lado, esta especificação, contrariamente à anterior, já não verifica as previsões da teoria do ciclo de vida.

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 1. 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.

Como a aceitação da equivalência, obtida com a especificação (1), não se revela robusta às alterações efectuadas, esta parece-nos ser bastante contingente, pelo que 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 embora as variáveis fossem cointegradas, não chegámos a nenhuma relação de cointegração economicamente aceitável.

O teste da especificação encontrada em Fuster Perez (1993)

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

$$\Delta C_t = a_0 + a_1 C_{t-1} + a_2 Y_t + a_3 T_t + a_4 TR_t + a_5 DEF_t + a_6 \Delta P_t + u_t \quad (2)$$

onde T representa os impostos, TR as transferências, DEF o défice 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.

⁷ 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.



Começando pela primeira, a verificação de uma equivalência “forte” requer que o coeficiente do défice 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:

$$\Delta C_t = a_0 + a_1 C_{t-1} + a_2 (Y_t - G_t) + a_6 \Delta P_t + u_t \quad (3)$$

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 défice 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:

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

A estimação da equação (2) conduz aos seguintes resultados:

$$\Delta C_t = 0,426 - 0,339 C_{t-1} + 0,293 Y_t - 0,293 T_t + 0,404 TR_t - 0,442 DEF_t + 0,012 \Delta P_t$$

(0,494) (5,64) (5,679) (1,741) (1,974) (5,243) (1,094)

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) (5)

Aceita-se, para um nível de significância de 63%, aquilo que a autora designou por equivalência “forte”. Ou seja aceitamos que o coeficiente do défice e dos impostos seja o simétrico do rendimento e das transferências⁸. 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 semelhantes⁹:

$$C_t = 0,426 + 0,661 C_{t-1} + 0,293 Y_t - 0,299 T_t + 0,404 TR_t - 0,442 DEF_t + 0,012 \Delta P_t$$

(0,494)(10,991) (5,679) (1,741) (1,974) (5,243) (1,094)

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) (6)

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.

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.

⁸ O valor absoluto dos coeficientes restritos é de 0,331. O valor da estatística T é de 8,9.

⁹ Tal como facilmente se compreende o coeficiente de C_{t-1} é o dobro do anterior, e todos os outros se mantêm inalterados.

**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 macroeconómica 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 despesa¹⁰ 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 Akaike¹¹. Como trabalhamos com dados anuais, o desfasamento máximo permitido foi de cinco.

O modelo estudado¹² foi:

10 No lado das despesas existe ainda a pressão causada pelo acréscimo do serviço da dívida.

11 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.

12 Como as variáveis, embora estacionárias, não têm média nula é necessário incluir uma constante.

$$DTJLP_t = a_0 + \sum_{i=1}^5 b_i \cdot DTJP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i \cdot DDEFY_{t-i} + \sum_{i=1}^5 d_i \cdot DINFL_{t-i} + \sum_{i=1}^4 e_i \cdot DTJRCP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 f_i \cdot TCY_{t-i} + \varepsilon_t$$
$$DDEFY_t = a_1 + \sum_{i=1}^5 g_i \cdot DDEFY_{t-i} + \sum_{i=1}^5 h_i \cdot DTJLP_{t-i} + \sum_{i=1}^5 i_i \cdot DINFL_{t-i} + \sum_{i=1}^5 j_i \cdot DTJRCP_{t-i} + \sum_{i=1}^1 l_i \cdot TCY_{t-i} + \mu_t$$

(7)

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 2 — 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 3 — 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. A 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 2, ou o défice orçamental, no caso do Quadro 3. 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 testes, muito embora os resultados dos dois tipos de testes não sejam inteiramente coincidentes no caso do Quadro 2. 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.

Défi e taxa de juro: estudo para oito países

A integração dos mercados de capitais tem consequências para o teste da validade do Teorema da Equivalência Ricardiana (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 défi 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 oitenta 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 défi 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:

$$r_{Lt} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{St} + \alpha_2 \pi_{t,j}^e + \alpha_3 DEFY_t + \alpha_4 g_t + u_t \quad (8)$$

Nesta equação: r_L designa a taxa de juro (nominal) de longo prazo; r_S a taxa de juro real de curto prazo; π^e a taxa de inflação esperada; DEFY o défi 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 duradouros¹³. E a taxa de juro real de curto prazo (r_S) é incluída para se 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 (π^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

¹³ O coeficiente do crescimento real do PIB só se revelou significativo no caso dos EUA e Japão; nos outros países apresenta um coeficiente negativo, pelo que os autores resolvem, para estes países, retirar esta variável. 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.



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 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 (Nunes Correia e Stemitsiotis, 1993: 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, Itália e Portugal¹⁴). 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 does 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" (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 nos parece fazer sentido, neste caso concreto, 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 4). Para num segundo momento ensaiarmos uma medida da inflação esperada, que é aproximada pela aplicação do filtro de Hodrick-Prescott à taxa de inflação (Quadro 5).

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



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

Quadro 4 — Défice e taxa de juro: resultados do SUR com inflação efectiva

[TJLP]	Constante	TJRCP	INFL	DEFY	TCY	R ² 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 significativa¹⁵.

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:

¹⁵ 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 5 — Défice e taxa de juro: resultados do SUR com inflação esperada							
[TJLP]	Constante	TJRCP	INFL ^e	DEFY	TCY	R ² 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 défice 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 significativos¹⁶. Também no caso português se nota uma pronunciada subida do coeficiente do défice, de 0,29 para 0,44.

Testámos também a imposição de um coeficiente do défice 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:

$$TJLP = a + 0,538 TJRCP + 0,589 INFL^e + 0,276 DEFY + 0,099 TCY \quad (9)$$

(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 défice varia entre 0,293 e 0,438 o que significa que os 5,8% de défice 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 anteriores¹⁷.

16 Comparando estes nossos resultados com os de Nunes Correia e Stemitsiotis (1993) não se notam grandes variações no valor do coeficiente do défice, 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.

17 Mais detalhes encontram-se em Marinheiro (1996a: 162-4).



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 Buiter 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 ricardiana¹⁸. 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. Contudo, concluímos pela existência de uma relação de causalidade unidireccional, à Granger¹⁸, entre o défice e a taxa de juro de longo prazo.

O nosso estudo para oito países levou-nos a encontrar um coeficiente positivo para o défice na equação da taxa de juro. 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.

Estes resultados parecem indicar que os défices orçamentais conduzem a um agravamento da taxa de juro de longo prazo, não se verificando portanto a equivalência ricardiana.

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; e as condições necessárias para que a equivalência se verifique; concluímos que muito dificilmente se poderá verificar a equivalência na economia portuguesa.

¹⁸ 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.

Referências Bibliográficas



- Barro, Robert J. (1974) "Are Government Bonds Net wealth?", *Journal of Political Economy*, vol. 82, 6, 1095-117.
- Barro, Robert J. (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.
- Buiter, Willem H.; 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; Douglas W. Elmendorf (1990) "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior Revisited: Comment", *American Economic Review*, vol. LXXX, 3, 589-99.
- 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.
- 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.
- Marinheiro, Carlos F. (1996a) *O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica e aplicação à economia portuguesa*, Dissertação de Mestrado em Economia Europeia, Coimbra, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, Janeiro.
- Marinheiro, Carlos F. (1996b) "O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica", *Estudos do GEMF*, Coimbra, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, n.º 3.
- Modigliani, Franco; Arlie Sterling (1986) "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: Comment", *American Economic Review*, vol. LXXVI, 5, 1168-79.
- Nunes Correia, José; Loukas Stemitsiotis (1993) "Budget Deficit and Interest Rates: Is There a Link?", *Commission of the European Communities Economic Papers* n.º 105.
- Pindyck, Robert; Daniel Rubinfeld (1991) *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, 3ª ed.