## Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF) Av. Dias da Silva, 165 – 3004-512 COIMBRA, PORTUGAL http://www4.fe.uc.pt/gemf/ - gemf@sonata.fe.uc.pt

## JOSÉ SOARES DA FONSECA

## A Convergência Das Taxas de Juro Portuguesas Para Os Níveis Europeus Durante A Segunda Metade Da Década De Noventa

## **ESTUDOS DO GEMF**

N.º 13 2001

# PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELA FUNDAÇÃO PARA A CIÊNCIA E TECNOLOGIA



## A convergência das taxas de juro portuguesas para os níveis europeus durante a segunda metade da década de noventa

José Soares da Fonseca jfonseca@sonata.fe.uc.pt

Universidade de Coimbra Grupo de Estudos Monetários e Financeiros

#### Resumo

Um dos critérios de convergência nominal estabelecido pelo Tratado de Maastricht diz respeito ao nível das taxas de juro. Para que um Estado-membro possa ser admitido à terceira fase da união monetária, deverá apresentar, no ano anterior ao da admissão, um valor médio para as suas taxas de juro de longo prazo que não exceda, em mais de 20 pontos base, a média dos "três melhores" Estados membros da União Europeia. Durante a maior parte da década de 90, a Alemanha foi, dos grandes países da U.E, aquele que apresentou os níveis mais baixos de inflação e de taxas de juro. Este contexto levou a que o nível das taxas de juro alemãs se tivesse tornado no objectivo a atingir por parte de muitos Estados membros. As taxas de juro de curto prazo não constituíam, directamente, um objectivo desta regra de convergência, e eram essencialmente afectadas por objectivos de política monetária de curto prazo como, no caso português, o da manutenção de um valor externo estável para o escudo. A investigação empírica constitui, por isso, o único meio de determinar até que ponto o processo de convergência para as taxas de juro alemãs desempenhou um papel preponderante, não apenas na diminuição do nível das taxas de juro portuguesas, mas também na modificação da sua estrutura por prazos. Para prosseguir esse objectivo, neste estudo procurou-se verificar se existiu, durante a segunda metade da década de noventa, uma relação estável entre a estrutura de prazo das taxas de juro internas e o seu spread relativamente às taxas de juro alemãs. Com base em taxas de juro das dívidas públicas portuguesa e alemã referentes ao período entre Janeiro de 1995 e Dezembro de 1998, e através do recurso ao método de co-integração de Engel e Granger, verificou-se que, durante o período estudado existiu essa relação estável, e a estimação dos parâmetros dessa relação permitiu identificar a regra de alteração da estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas durante esse período.

Palavras-chave: taxas de juro, prémios de risco, convergência, estrutura de prazo

#### Abstract

One of the criteria of nominal convergence set by the Maastricht Treaty concerns the level of interest rates. To be admitted in the Third Stage of the Monetary Union, the average level of a country's longterm interest rates must not exceed those of the three "best" E.U. countries by more than 20 basis points. During most of the 90s, among the big countries of the European Union, Germany was the one with the lowest levels of inflation ant interest rates. This was why many other E.U. countries chose the level of the German interest rates as the target to be reached by their domestic interest rates. Short-term interest rates were not a part of the convergence rule, and they were mainly affected by short-term targets of monetary policy such as, in the Portuguese case, the stabilization of the external value for the escudo. Empirical evidence is thus the only way to ascertain to what extent the convergence towards German interest rate levels has been the main cause, not only of the fall in Portuguese interest rates, but also of the changes in their term structure. To achieve that aim, this research consisted of establishing whether, during the second half of the 90s, a stable relation could or not be observed between the Portuguese term structure for interest rates and the spread between Portuguese and German long-term interest rates. A database of Portuguese and German public debt interest rates, covering the period from January 1995 to December 1998 was used. By using the co-integration method of Engle and Granger, it was possible to show that a stable relationship existed between those variables, during that period, and calculating the parameters of that relationship enabled the rule for the changes made to the Portuguese term structure of interest rates to be identified.

Key words: interest rates, expectations, risk premium, convergence, term structure.

#### Introdução

A estrutura de prazo das taxas de juro é determinada pelas expectativas acerca das taxas de juro futuras e pelos prémios de risco. A hipótese das expectativas como único factor explicativo das relações entre taxas de juro de prazos diferentes, sustentada por LUTZ (1941) é compatível com a existência de prémios de risco constantes ao longo do tempo. Os argumentos mais clássicos contra esta hipótese foram apresentados por VAN HORNE (1965), KESSEL (1965) e por MODIGLIANI e SUTCH (1966). Os dois primeiros autores, baseando-se na teoria hicksiana dos prémios de risco, sustentavam a hipótese de que estes prémios são positivos e crescentes com o prazo da taxa de juro onde estão englobados. Segundo VAN HORNE, o nível daqueles prémios varia inversamente ao nível das taxas de juro, o que o autor explica pondo a tónica no risco de perda de capital. Quando as taxas de juro estão altas, os investidores esperam a sua diminuição. Para se protegerem contra essa diminuição das taxas de juro, os investidores deslocam as suas preferências para os títulos de longo prazo, o que lhes permite assegurar taxas de juro mais elevadas por um espaço de tempo mais longo. Mas essa deslocação da procura, faz baixar o preço dos títulos de curto prazo, e subir as respectivas taxas de juro, as quais, ao se aproximarem das taxas de juro de longo prazo, provocam uma diminuição dos prémios de risco. Quando, pelo contrário, as taxas de juro apresentam um nível reduzido, os investidores esperam a respectiva subida, pelo que irão, de acordo com a explicação de VAN HORNE, deslocar as suas aplicações dos títulos de longo prazo para os de curto prazo, tendo em vista a diminuição do risco de perda de capital dos seus investimentos. Em resultado desta alteração das preferências dos investidores, diminuem os preços das obrigações de longo prazo, e sobem as respectivas taxas de juro que, ao afastarem-se positivamente das taxas de juro de curto prazo, provocam uma subida dos prémios de risco. KESSEL, por sua vez, privilegia a ideia do risco de liquidez, em detrimento do risco de capital, na explicação da relação entre o nível dos prémios de risco e o nível das taxas de juro. Para melhor compreendermos a posição deste autor, tomemos como ponto de partida a decomposição do rendimento dos títulos em duas componentes, proposta por CLAASSEN (1970): um serviço de liquidez e um rendimento pecuniário. Numa situação de equilíbrio do mercado financeiro, a soma destas duas componentes deverá ser igual para todos os títulos sem risco de incumprimento. No caso dos activos cujo grau de liquidez é mais elevado, como a moeda e os títulos de curto prazo, o serviço de

liquidez é a componente mais importante da respectiva taxa de rendimento. Nos títulos de prazo mais longo, cuja liquidez é menor, a taxa de rendimento é determinada essencialmente pelo rendimento pecuniário. De acordo com o raciocínio de KESSEL, quando as taxas de juros aumentam, o custo de oportunidade do serviço de liquidez aumenta igualmente. Com o objectivo de reduzir aquele custo de oportunidade, os investidores deslocam fundos dos encaixes monetários para os títulos de curto prazo, donde resulta a diminuição das taxas de juros desses títulos relativamente às taxas de juro de longo prazo, o que faz aumentar os prémios de liquidez. Na situação oposta, em que o nível das taxas de juro é reduzido, o custo de oportunidade dos serviços de liquidez torna-se também reduzido. De acordo com o mesmo raciocínio, os investidores serão então levados a deslocar as suas aplicações em títulos de curto prazo para os encaixes monetários, donde resulta a subida das taxas de juro daqueles títulos. A aproximação das taxas de juro de curto às de longo prazo, que daí resulta, traduz-se, por conseguinte, numa diminuição dos prémios de liquidez. A teoria do habitat preferido, formulada por MODIGLIANI e SUTCH (1966), admite que, tanto os credores como os devedores, têm preferências específicas quanto aos horizontes temporais durante os quais querem, respectivamente, fazer as suas aplicações e obter os seus empréstimos. Estes autores realçam, no entanto, a existência de investidores, nomeadamente intermediários financeiros, que estão dispostos a comprar obrigações com prazos diferentes dos que correspondem ao seu habitat, desde que as respectivas taxas de juro contenham prémios compensadores do risco da operação. Esses prémios tanto podem destinar-se a compensar o risco de perda de capital, no caso dos investidores cujo habitat é de curto prazo, e que compram títulos de prazo mais elevado, como a compensar o risco de reinvestimento daqueles que, tendo um habitat de longo prazo, aceitam comprar obrigações de prazo mais curto. Daí que, de acordo com estes autores, os prémios de risco não sejam necessariamente crescentes com o prazo, e podem mesmo assumir valores negativos.

Qualquer das teorias acerca da natureza dos prémios de risco das taxas de juro é, a priori, compatível com hipótese de que, durante a década de 90, estes foram, na economia portuguesa, condicionados pelo *spread* das nossas taxas de juro relativamente às taxas de juro alemãs. Por um lado, durante a maior parte dessa década, a Alemanha foi, dos grandes países da U.E., aquele que apresentou os níveis mais baixos de inflação e de taxas de juro. Este contexto levou a que a aproximação ao nível das taxas de juro alemãs se tivesse tornado no objectivo a atingir por parte da grande

maioria dos Estados membros que pretendiam entrar na terceira fase da moeda única, como meio de cumprirem o critério estabelecido no Tratado de Maastricht, para a aproximação das suas taxas de juro de longo prazo à média dos três países onde estas eram mais baixas, acrescida de 20 pontos base. Por outro lado, dado que o nível do spread relativamente às taxas de juro alemãs condiciona, de acordo com o objectivo de adesão à União Monetária, a evolução das taxas de juro portuguesas, os prémios de risco são, consequentemente, condicionados por ele. Deste modo, aquele spread, ao influenciar a evolução das taxas de juro, tem acentuadas implicações sobre os prémios de risco, quer estes, sendo crescentes com o prazo, se comportem de acordo com a perspectiva de VAN HORNE, quer com a de KESSEL. A segmentação entre o mercado de títulos de dívida de curto prazo e o de títulos de médio e longo prazo, tem-se esbatido de forma acentuada nas últimas décadas, pelo que é muito pouco provável que os prémios de risco tenham uma configuração ajustada à teoria de MODIGLIANI e SUTCH. Mas, ainda que diferentes habitats estivessem a dominar as características dos prémios, tal facto não seria incompatível com a existência duma relação entre esses prémios e o spread relativo às taxas de juro alemãs, na medida em que a política de convergência das taxas de juro teve implicações sobre a estrutura de prazo da dívida pública.

# I. As expectativas acerca das taxas de juro futuras e as definições dos prémios de risco

De acordo com a teoria das expectativas puras e com a teoria *hicksiana* dos prémios de risco, qualquer taxa de juro,  $R_{t,n}$ , fixada no momento t e referente a uma obrigação de cupão zero sem risco de incumprimento, com vencimento em t+n, é a soma das taxas de juro de curto prazo esperadas até à sua maturidade mais um prémio de risco *forward*:

$$R_{t,n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} E_{t} \left( R_{t+i-1,1} \right) + \Pi \left( n \right)_{t}$$
 (1).

Podem obter-se previsões das taxas de juro futuros através de equações deste tipo, aplicadas a uma sucessão de taxas de juro adjacentes, desde que os prémios forward,  $\Pi(n)_t$ , sejam constantes, como sublinham EVANS e LEWIS (1994) e HARDOUVELIS (1994). Na equação (1) não existe uma relação directa entre o prémio  $\Pi(n)_t$  e uma medida do risco de taxa de juro da obrigação de cupão zero correspondente, pelo que ela implica a identificação da medida do risco com o prazo da obrigação.

A diferença entre a rentabilidade de uma obrigação e a taxa de juro de curto prazo conduz a outra perspectiva sobre os prémios de risco. Representemos por  $h(n)_{t,t+1}$  a rentabilidade obtida pela detenção desta obrigação de cupão zero entre as datas t e t+1. O excesso dessa rentabilidade relativamente à taxa de juro sem risco corresponde a outra definição de prémio de risco, a de *prémio de rentabilidade*:

$$h(n)_{t,t+1} - R_{t,1} = \phi(n)_t \tag{2}.$$

As abordagens empíricas tradicionais da estrutura de prazo das taxas de juro, especialmente as de FAMA (1984) e MCCULLOCH (1987) admitem que o prémio de rentabilidade é proporcional à maturidade da obrigação de cupão zero. A abordagem dinâmica, introduzida na teoria por VASICEK (1977) e por COX, INGERSOLL e ROSS (1985) sustenta que esse prémio de risco está dependente de um certo número de *variáveis de estado*. Esse prémio de risco corresponde, na perspectiva desta abordagem, à soma dos preços de mercado do risco das variáveis de estado, ponderados pelas *durações estocásticas* da obrigação relativamente a essas variáveis.

As diferenças entre o prémio de risco *forward* e o prémio de risco de rentabilidade não impedem que se estabeleça uma relação directa entre ambos. Para identificarmos essa relação vamos usar funções de actualização em tempo contínuo, de acordo com as quais o preço de uma obrigação de cupão zero que, nas datas t e t+1, apresenta a maturidade respectivamente de n e n-1, toma sucessivamente as seguintes representações:

$$P_{t,n} = \exp\left(-nR_{t,n}\right) \tag{3}$$

e

$$P_{t+1,n-1} = \exp\left[-(n-1)R_{t+1,n-1}\right] \tag{4}.$$

A rentabilidade obtida pela detenção desta obrigação entre t e t+1 é:

$$h(n)_{t,t+1} = \ln\left(\frac{P_{t+1,n-1}}{P_{t,n}}\right)$$
 (5),

a qual também pode ser representada pela seguinte expressão:

$$h(n)_{t+1} = nR_{t,n} - (n-1)R_{t+1,n-1}$$
(6)

Substituindo  $h(n)_{t,t+1}$ , na equação (2), pela expressão do lado direito da equação (6) obtém-se:

$$R_{t+1,n-1} - R_{t,n} = \frac{1}{n-1} \left( R_{t,n} - R_{t,1} \right) - \frac{1}{n-1} \phi \left( n \right)_{t} \tag{7}.$$

Finalmente, aplicando a lei das expectativas iteradas à equação (7), para todas as datas consecutivas entre t e t+n-1, chega-se à equação (1), e verifica-se que existe a seguinte relação entre o prémio *forward* corrente e os prémios de rentabilidade esperados:

$$\Pi(n)_{t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} E_{t} \left( \phi(n-i+1) \right)_{t+i-1}$$
(8).

# II. A hipótese de dependência dos prémios de risco relativamente ao *spread* entre as taxas de juro portuguesas e as taxas de juro alemãs

Partindo da equação (1) pode verificar-se que a diferença entre uma taxa de juro de longo prazo e a taxa de curto prazo apresenta a seguinte relação com as variações das expectativas sobre as taxas de juro futuras e o prémio de risco *forward*:

$$R_{t,n} - R_{t,1} = \sum_{i=1}^{n-1} \left( 1 - \frac{i}{n} \right) \left[ E_t \left( R_{t+i,1} \right) - E_t \left( R_{t+i-1,1} \right) \right] + \Pi(n)_t$$
 (9),

Os testes empíricos baseados nesta relação têm por objectivo extrair a informação sobre as expectativas referentes às taxas de juro futuras, ou sobre estas e os prémios de risco, que está contida no *spread*  $R_{t,n}$ - $R_{t,1}$ . A versão mais simples de teste empírico, baseado nesta relação, tem a seguinte representação:

$$\sum_{i=1}^{n-1} \left( 1 - \frac{i}{n} \right) \left( R_{t+i,1} - R_{t+i-1,1} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \left( R_{t,n} - R_{t,1} \right)$$
(10)

a qual permite testar a verificação da hipótese das *expectativas puras*, desde que, como sublinham CAMPBELL e SCHILLER (1991), o prémio *forward* seja uma constante, representada por  $\alpha_0$ , e que  $\alpha_1$ =1. Se  $R_{t+1,n-1}$  for substituído por  $R_{t+1,n}$  na equação (7), esta pode também servir de base para exprimir a seguinte relação entre as variações da taxa de longo prazo e o respectivo *spread* com a taxa de curto prazo:

$$\Delta R_{t,n} = \frac{1}{n-1} \left( R_{t,n} - R_{t,1} \right) - \frac{1}{n-1} \phi \left( n \right)_t \tag{11}.$$

a qual, na hipótese de o prémio de risco ser constante, permite estimar, a partir do *spread*, as variações da taxa de juro de longo prazo. Se os prémios de risco não forem estacionários, não é possível estimar a relação entre a taxa de juro de curto e de longo prazo através desta abordagem, sendo necessário incluir variáveis que expliquem a não estacionaridade desses prémios.

Dado que, durante a segunda metade da última década, a evolução das taxas de juro em Portugal foi condicionada pelo respectivo critério de convergência para a moeda única, a protecção contra as perdas de capital representada pelos prémios de risco tornava-se menos importante à medida que se acentuava a aproximação às taxas de juro mais baixas da União Europeia. Existe, portanto, um fundamento para se aceitar que os prémios de risco sofreram uma evolução, ao longo deste período, durante o qual estiveram dependentes do *spread* entre as taxas de juro portuguesas e alemãs. Esta hipótese é testada empiricamente neste estudo, com base na equação seguinte:

$$\sum_{i=1}^{n-1} \left( 1 - \frac{i}{n} \right) \left( R_{t+i,1} - R_{t+i-1,1} \right) = \alpha_1 \left( R_{t,n} - R_{t,1} \right) + \alpha_2 \left( R_{t,n} - R_{(A)t,n} \right)$$
 (12),

a qual corresponde a uma nova versão, susceptível de testes empíricos, da equação (9), na qual se faz o prémio de risco  $\Pi(n)_t$  depender, explicitamente, do *spread* entre uma taxa de juro portuguesa e uma taxa de juro alemã de longo prazo, representadas respectivamente por  $R_{t,n}$  e por  $R_{(A)t,n}$ . Nos desenvolvimentos seguintes iremos representar por  $SP_t$ , o *spread*  $R_{t,n}$ - $R_{t,1}$ , representativo da estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas, e por  $SPA_t$ , o *spread* entre a taxa portuguesa e a taxa alemã de longo prazo,  $R_{t,n}$ - $R_{(A)t,n}$ .

## III. A estimação da relação entre a estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas e o seu *spread* relativamente às taxas de juro alemãs

#### III.1. O modelo de co-integração utilizado

Na estimação da relação entre a estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas e o *spread* que apresentam relativamente às taxas de juro alemãs foi utilizado o método de co-integração proposto por ENGLE e GRANGER (1987). A primeira parte deste método consiste em estimar a relação de longo prazo entre as duas variáveis pelo método dos mínimos quadrados ordinários, representado pela seguinte equação:

$$SP_{t} = \alpha + \beta \cdot SPA_{t} + e_{t} \tag{13},$$

onde  $e_t$  representa o termo de erro.

Em seguida, as variações de curto prazo das variáveis são estimadas através dum modelo VAR (*Vector Autoregression*), que inclui o termo de erro da relação de longo prazo como variável explicativa. As duas equações deste VAR tomam a seguinte representação genérica, onde k é o número de variações desfasadas de cada uma das variáveis:

$$\Delta SP_{t} = a_{1} + a_{p}e_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} a_{11}(i)\Delta SP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} a_{12}(i)\Delta SPA_{t-i} + \varepsilon_{pt}$$

$$\Delta SPA_{t} = a_{2} + a_{A}e_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} a_{21}(i)\Delta SP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} a_{22}(i)\Delta SPA_{t-i} + \varepsilon_{At}$$
(14)

Estes modelos foram estimados sobre uma base de dados de taxas de juro do mercado monetário e das dívidas públicas portuguesa e alemã, que foi fornecida pelo Banco de Portugal. O estudo foi efectuado sobre dados semanais referentes ao período de 1 de Janeiro de 1995 a 14 de Dezembro de 1998.

Nas estimações efectuadas, a estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas é medida pela diferença entre as taxas de juro a 5 anos e a 1 semana. O *spread* das taxas de juro portuguesas de longo prazo relativamente às taxas de juro alemãs é, por sua vez, medido pela diferença entre as taxas de juro a cinco anos de ambos os países. Em todas as estimações efectuadas foi utilizado o programa RATS (*Regression Analysis of Time Series*).

#### III.2. Análise da estacionaridade das séries

A utilização da co-integração, como método que permite separar a relação de longo prazo entre as variáveis da interdependência, das suas variações curto prazo, justifica-se quando as variáveis utilizadas não são estacionárias. Por essa razão, os testes empíricos deste estudo começaram pela análise da estacionaridade dos dois *spreads*. Para isso, foram efectuados, para cada um deles, testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) a partir dos três seguintes tipos de regressões:

$$\Delta S_{t} = \gamma S_{t-1,\tau} + \sum_{i=2}^{p} \beta_{i} \Delta S_{t-i,\tau} + \varepsilon_{t}$$
(15),

$$\Delta S_{t} = a_{0} + \gamma S_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_{i} \Delta S_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
(16),

e

$$\Delta S_t = a_0 + a_1 t + \gamma S_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta S_{t-i} + \varepsilon_t$$
(17).

O primeiro destes modelos tem apenas por objectivo verificar, através da respectiva estatística de DICKEY-FULLER, se a variável em questão não é estacionária, o que acontece se  $\gamma=0$ , dado que tal significa que o processo estocástico seguido pela variável contém uma raiz unitária. O segundo modelo permite, suplementarmente, verificar se a não estacionaridade, quando ocorre, pode ser atribuída à presença de um termo constante nos acréscimos da variável. Daí que, neste modelo, para além do cálculo da respectiva estatística de DICKEY-FULLER, seja também efectuado o teste da hipótese de verificação conjunta de  $a_0=\gamma=0$ , isto é, uma raiz unitária e a constante nula. O terceiro modelo, para além de testar a estacionaridade, permite verificar se a constante e uma componente de tendência nos acréscimos da variável podem, conjuntamente, explicar a não estacionaridade, quando esta se verifica. Para isso, neste modelo, acrescenta-se, ao cálculo da respectiva estatística de DICKEY-FULLER, o teste sobre a hipótese conjunta de  $a_0=a_1=\gamma=0$ , ou seja, de uma raiz unitária e de constante e trend nulos. Os valores desfasados dos acréscimos da variável são incluídos para a assegurar que os termos de erro são ruídos brancos. Foi utilizado o critério de AKAIKE-SCHWARTZ, para determinar o número desses desfasamentos. No Quadro I são apresentados os valores da estatística Z do teste ADF, obtidos em cada um destes três modelos de análise da estacionaridade. Em relação a cada um dos modelos é igualmente apresentado o valor da estatística Z correspondente ao nível de significância de 5%.

Os resultados obtidos com o primeiro modelo mostram que nenhuma das séries é estacionária, dado que o valor da estatística Z é, nos dois casos, inferior ao que corresponde ao nível de significância de 5%. A interpretação dos resultados referentes ao segundo e terceiro modelos requer a análise conjunta das respectivas estatísticas Z e dos testes sobre a hipótese de nulidade da constante, no modelo 2, e da constante e *trend*, no modelo 3, os quais são apresentados no Quadro II. Os valores obtidos para as

estatísticas  $\phi$  são inferiores aos valores correspondentes ao nível de significância de 5%, o que leva à rejeição das hipóteses da não estacionaridade das duas variáveis poder ser explicada, pela presença, nos acréscimos dessas variáveis, quer de uma constante, quer de uma constante e um *trend*.

Quadro I – Testes ADF sobre a estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas,  $SP_t$ , e sobre o seu *spread* relativamente às taxas de juro alemãs,  $SPA_t$ 

	Variável	Estatística Z	Valor de <b>Z</b> ao nível de signif.	Nº de desfa- samentos
			de 5%	5 <b>4</b>
Modelo 1	SPt	-6.0192	-8.00	3
	$SPA_t$	-1.2884	-8.00	2
Modelo 1	ΔSP <sub>t</sub>	-404.616	-8.00	2
sobre diferenças	$\Delta SPA_t$	-350.294	-8.00	1
Modelo 2	SPt	-7.1118	-14.00	3
	SPA <sub>t</sub>	-0.4110	-14.00	2
Modelo 3	SPt	-14.4170	-21.3	3
	SPA <sub>t</sub>	-3.8205	-21.3	2

Quadro II – Testes sobre as hipóteses de nulidade da constante e da constante e *trend* nos modelos 2 e 3 dos testes ADF

Modelo 2: teste sobre a hipótese		Modelo 3:	teste sobre a hipótese de
de $a_0=\gamma=0$		$a_0 = a_1 = \gamma = 0$	
SPt	Estatística $\phi = 3.0627$	$SP_t$	Estatística $\phi = 3.75$
SPA <sub>t</sub>	Estatística $\phi = 3.4756$	$SPA_t$	Estatística $\phi = 0.8615$
Valor de φ ao nível de significância de 5% = 4.63		Valor de φ a = 6.34	no nível de significância de 5%

O objectivo fundamental dos testes de DICKEY-FULLER aumentados não é propriamente o de encontrar a causa que perturba a estacionaridade, mas sim o de determinar se as séries em análise não são estacionárias, condição *sine qua non* para que os métodos de co-integração lhes possam ser aplicados. Sendo as duas séries não estacionárias, como o provam os resultados dos testes, o passo seguinte consiste em verificar o grau de integração de cada uma delas, isto é, em determinar o número de vezes que cada variável deverá ser diferenciada até que se obtenha uma série estacionária. Aplicando o primeiro tipo de teste ADF às séries das primeiras diferenças dos dois *spreads*, representadas por ΔSP<sub>t</sub> e por ΔSPA<sub>t</sub>, verifica-se que as duas diferenças são estacionárias, conforme os respectivos resultados apresentados na

terceira linha do Quadro I. Assim, conclui-se que os dois *spreads* são integrados de ordem 1, pelo que, apresentando a mesma ordem de integração, é possível testar a existência de co-integração entre ambos.

#### III.3. Estimação da relação de longo prazo e teste à estacionaridade dos resíduos

Utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários estimou-se uma relação de longo prazo entre a estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas e o *spread* relativamente às taxas de juro alemãs, cujos estimadores e demais estatísticas são apresentados no Quadro III.

Quadro III – Resultados da estimação da relação de longo prazo entre o spread das taxas de juro portuguesas e o seu spread relativamente às taxas de juro alemãs

$R^2 = 0.843$				
$R^2$ Ajustado = 0.76°	7			
Soma dos Quadrado	os dos Resíduos =	0.00408		
Estatística F(1,204)	= 676.7222			
	Coef.	Desv-Padrão	Est. T	
Constante	-0.00316	0.00048	-6.5526	
$SPA_t$	0.44512	0.01711	26.0139	

Aos resíduos da estimação da relação de longo prazo foi aplicado o teste DICKEY-FULLER, para a avaliar a sua estacionaridade, tendo-se obtido o valor de -4.27291 para a respectiva estatística τ, o qual permite rejeitar a hipótese de a série dos resíduos não ser estacionária, ao nível de significância de 5%. O resultado deste teste, ao confirmar que a relação de longo prazo não foi obtida através de uma regressão espúria, vem validar os resultados obtidos para aquela relação. Os resultados desta regressão mostram que, durante o período analisado, a estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas foi dominada pelas expectativas de diminuição das taxas de juro de curto prazo (representadas pelo valor negativo da constante), ao mesmo tempo que o *spread* relativamente à taxas de juro alemãs contrariava o carácter decrescente que as referidas expectativas introduziam naquela estrutura. A hipótese da relação entre aquele *spread* e os prémios de risco, que foi tomada como ponto de partida para os testes de co-integração, leva, com base nos resultados obtidos, a admitir que estes prémios se comportam em conformidade com a teoria de KESSEL. Esta interpretação corrobora o facto de que, quando o referido *spread* aumentava, a convergência nominal obrigava à

utilização de medidas de política monetária, por parte do Banco de Portugal, que consistiam na diminuição das taxas de refinanciamento, o que implicava a imediata descida das taxas de juro no Mercado Monetário Interbancário.

#### III.4. Análise das variações de curto prazo e teste de exogeneidade

Um modelo VAR permitiu determinar se as variações de curto prazo nas duas variáveis são dominadas pela sua relação de longo prazo, bem como o número de variações passadas que determinam as variações correntes. O número de desfasamentos de cada variável incluídos no VAR foi determinado pelas condições de independência dos resíduos e de ausência de heterocedasticidade. A verificação de que estas duas condições estão preenchidas foi feita através do teste de LJUNG-BOX, para a primeira, e do teste ARCH proposto por ENGLE (1982), para a segunda. Constatou-se que era 7 o número mínimo de desfasamentos, para o qual se verificava a satisfação das duas condições enunciadas. Os resultados destes dois testes, para este número de desfasamentos são apresentados no Quadro IV. A estatística Q de LJUNG-BOX foi calculada para coeficientes de auto-correlação até 10, 20, 30, 40 e 50 desfasamentos. Os valores obtidos para esta estatística e respectivos níveis de significância (n.s.) não permitem rejeitar a hipótese de os coeficientes de auto-correlação serem nulos, ou seja, sugerem claramente que os resíduos são independentes. O teste ARCH foi efectuado a partir da regressão dos quadrados dos resíduos do VAR, sobre os seus primeiros 7 desfasamentos. Os valores obtidos neste teste, para a estatística  $\chi^2$ , e os respectivos níveis de significância, permitem afastar igualmente a hipótese de existência de heterocedasticidade nos resíduos.

Os valores dos coeficientes referentes à relação de longo prazo, representados no sistema de equações (14) pelos coeficientes  $a_p$  e  $a_A$ , e respectivas estatísticas T, são apresentados no Quadro V. Nesse Quadro é igualmente apresentado o teste de exogeneidade por blocos, que tem por objectivo determinar se a hipótese de a relação de longo prazo comandar as variações de curto prazo pode ou não ser rejeitada .

Quadro IV – Testes à auto-correlação e heterocedasticidade dos resíduos do modelo VAR

Equação do modelo VAR:	<u> </u>
primeira	segunda
Estatística Q de Ljung-Box	Estatística Q de Ljung-Box
Q(10) = 3.840 n.s.= 0.954	Q(10) = 2.329 n.s. = 0.993
Q(20) = 6.353 n.s.= 0.998	Q(20) = 9.759 n.s. = 0.972
Q(30) = 11.785 n.s.= 0.999	Q(30) = 14.953 n.s. = 0.990
Q(40) = 16.109 n.s.= 0.999	Q(40) = 21.531 n.s. = 0.993
Q(50) = 18.814 n.s.= 0.999	Q(50) = 27.616 n.s. = 0.996
Teste ARCH	Teste ARCH
$\chi^2(7) = 6.113$ n.s.= 0.527	$\chi^2(7)=12.599$ n.s. =0.082

Quadro V — Estimadores dos coeficientes relativos à relação de longo prazo e teste de exogeneidade

$a_{p}$	$a_{\mathrm{A}}$
(T)	(T)
-0.1701	0.076
(-3.010)	(1.958)
Teste de exo	geneidade por
blocos:	
$\chi^2(2) = 18.729$	n.s. =0.000085

Tanto as estatísticas T dos coeficientes  $a_p$  e  $a_A$  como os resultados do teste de exogeneidade por blocos levam a aceitar que a relação de longo prazo exerce influência sobre as variações correntes das duas variáveis. O valor negativo do coeficiente  $a_p$  é explicado pelo facto de a aproximação às taxas de juro europeias se ter traduzido, ao longo do período estudado, na diminuição da inclinação da curva das taxas de juro portuguesas, a qual tomou frequentemente valores negativos. Esta situação era resultante do facto de, por um lado, o critério de convergência das taxas de juro para a moeda única se referir às taxas de juro de longo prazo, o que implica que é nestas que mais se faz sentir a diminuição, enquanto, por outro lado, razões de política monetária ligadas à necessidade de assegurar a estabilidade do valor externo do escudo, impedirem uma descida tão acentuada das taxas de juro de curto prazo, ou levarem mesmo, em alguns casos, à sua subida. Daí que, quanto maior for o afastamento verificado, em determinado momento, relativamente à relação de longo prazo, mais intensamente deverá dar-se a aproximação a essa relação, o que implica a diminuição das taxas de juro portuguesas de longo prazo, e de SP<sub>1</sub>.

III.5. A relação de causalidade entre as variações de curto prazo e a análise de impulsos

Para avaliar a relação de causalidade à GRANGER, entre as variações das estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas e o *spread* relativamente às taxas alemãs, foi utilizado o teste F, aplicado aos coeficientes das variações desfasadas incluídas no modelo VAR. Os resultados deste teste, apresentados no Quadro VI, mostram que se pode aceitar, ao nível de significância de 10%, que as variações de SPt são influenciadas pelas variações desfasadas de SPAt. As variações desta variável não são, pelo contrário, afectadas pelas da primeira. Esses resultados mostram também que as variações de SPt também são, estatisticamente, pouco influenciadas pelas suas próprias variações passadas. Isto significa que as modificações da estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas são, essencialmente, determinadas pela sua relação de longo prazo com o *spread* relativamente às taxas alemãs, bem como pelas variações recentes que este mesmo *spread* vai sofrendo.

Quadro VI: Teste de causalidade unilateral entre as variações das variáveis

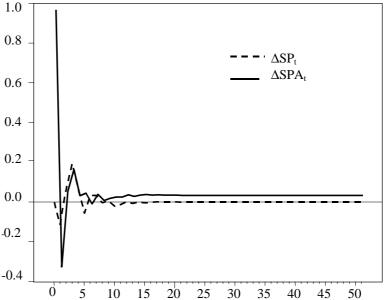
	Variável Independente		
Variável Dependente	$\Delta \mathrm{SP}_\mathrm{t}$	$\Delta SPA_t$	
$\Delta \mathrm{SP}_{\mathrm{f}}$	Est. $F = 0.871$	Est . F= 1.840	
C	n.s = 0.531	n.s = 0.082	
$\Delta \mathrm{SPA}_{\mathrm{t}}$	Est. $F = 1.283$	Est. $F = 4.232$	
	n.s = 0.261	n.s = 0.0002	

No gráfico seguinte é apresentada a evolução dos impulsos causados por um choque aleatório na variável SPA<sub>t</sub>, de dimensão igual ao desvio-padrão dos resíduos do VAR, sobre ela própria e sobre SP<sub>t</sub>. O gráfico apresenta o efeito desse choque, ao longo das 52 semanas seguintes. A análise de impulsos tem por objectivo avaliar o tempo durante o qual um choque aleatório sobre uma das variáveis se repercute sobre ela própria e sobre as outras variáveis dependentes incluídas num modelo VAR. Esta análise baseia-se na propriedade dos modelos auto-regressivos de poderem ser transformados em modelos de média móvel.

A observação do gráfico mostra que a primeira reacção de SP<sub>t</sub> ao choque é negativa, mas que as suas variações seguintes se acomodam às variações de SPA<sub>t</sub>, cujo efeito se esgota em pouco menos de 15 semanas. Admitamos, para melhor interpretar a reacção de SP<sub>t</sub> a SPA<sub>t</sub>, que o choque sobre a segunda destas variáveis consistiu numa diminuição das taxas de juro alemãs de longo prazo. As expectativas de aproximação

aos níveis europeus vão, consequentemente, determinar a descida das taxas de juro portuguesas de longo prazo, o que explica que uma variação positiva de SPA<sub>t</sub> tenha como primeiro resultado uma diminuição de SP<sub>t</sub>. Ora, a diminuição das taxas de juro portuguesas de longo prazo, traduz-se numa variação de SPA<sub>t</sub> de sentido oposto ao da sua variação inicial. A descida das taxas de juro alemãs fará com que, pouco tempo depois, também as taxas de juro portuguesas de curto prazo possam baixar, o que significa um regresso parcial de SP<sub>t</sub> ao seu valor de início. Esta descida, ao induzir uma diminuição das taxas de juro portuguesas de longo prazo, torna possível uma nova diminuição de SPA<sub>t</sub>. Deste modo se explica que, ao longo dos períodos seguintes, possam verificar-se sucessivas variações, de intensidade cada vez menor, e no mesmo sentido, do *spread* relativo às taxas de juro alemãs e da estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas.





#### Conclusão

O processo de convergência das taxas de juro portuguesas para os níveis europeus dominou a sua evolução ao longo da década de noventa, principalmente durante a segunda metade. Esse processo de convergência caracterizou-se pela diminuição do nível das nossas taxas de juro internas, mas foi igualmente a principal causa das modificações da respectiva estrutura por prazos. Esta estrutura poderia eventualmente ter-se mantido estável, se a resposta das taxas de juro de curto prazo à necessidade de aproximação aos níveis europeus, tivesse tido intensidade igual à das taxas de longo prazo. Tal não se verificou, e as modificações da estrutura de prazo tanto poderiam ser o resultado do próprio processo de convergência para os níveis europeus das taxas de juro, como da acção de outros factores. A primeira destas duas explicações pode ser sustentada, com base nos resultados da investigação desenvolvida no âmbito deste artigo, que confirmam a existência de uma relação de co-integração entre a estrutura de prazo das taxas de juro internas e o spread entre as taxas de juro portuguesas e alemãs. As modificações da estrutura de prazo das taxas de juro portuguesas, observadas de forma persistente ao longo deste processo de convergência, traduzem a diferença de velocidade de convergência entre as taxas de juro de curto e de longo prazo. Essa diferença de velocidade foi, sem dúvida, uma condição indispensável para assegurar o próprio processo de convergência, na medida em que ela decorria da necessidade de assegurar a estabilidade do valor externo do escudo, a qual era uma condição indispensável para que a aproximação das taxas de juro portuguesas aos níveis médios europeus pudesse concretizar-se.

#### Referências bibliográficas

- CAMPBELL, J. e SHILLER, R. (1991), "Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view", *Review of Economic Studies*, N° 58, pp.495-514.
- CLAASEN, E. (1970), Analyse des Liquidités et Théorie du Portfeuille, Presses Universitaires de France, Paris, 178 pp.
- COX, J., INGERSOLL, J., e ROSS, S. (1985), " A Theory of the Term Structure of Interest Rates, *Econometrica*, Março, pp. 385-407.

- ENGLE, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, N° 50, pp. 987-1008.
- ENGLE, R. e GRANGER, C. (1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, N° 55, pp. 251-76.
- EVANS, M. e LEWIS, K. (1994) "Do stationary risk premia explain it all? Evidence from the term structure", *Journal of Monetary Economics*, N° 33, pp. 285-318.
- FAMA, E. (1984), "The Information in the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, pp.509-528.
- HARDOUVELIS, G. (1994), "The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries", *Journal of Monetary Economics*, N° 33, pp. 255-283.
- KESSEL, R. (1965), Cyclical Behaviour of the Term Structure of Interest Rates, NBER, Nova York, 113 pp.
- LUTZ, F.A. (1941), "The Structure of Interest Rates", *Quarterly Journal of Economics*, LV, pp.36-63.
- MCCULLOCH, J.H. (1987), "The Monotonicity of Term Premium: a closer look", Journal of Financial Economics, Vol. 18, pp. 185-192.
- MODIGLIANI, F. e SUTCH, R. (1966), "Innovations in Interest Rate Policy", *American Economic Review*, Maio, pp. 178-197.
- VAN HORNE, J. (1965) "Interest Rate Risk and the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Political Economy*, Agosto, pp. 344-351.
- VASICECK, O. (1977) " An Equilibrium Characterization of the Term Structure", Journal of Financial Economics, vol. 5., pp. 177-188.

## ESTUDOS DO G.E.M.F.

#### 2001

Nº. 1

Nº. 13	A convergência das taxas de juro portuguesas para os níveis europeus durante a segunda metade da década de noventa - José Soares da Fonseca
Nº. 12	Le rôle de l'investissement dans l'éducation sur la croissance selon différentes spécifications du capital humain Adelaide Duarte e Marta Simões
Nº. 11	Ricardian Equivalence: An Empirical Application to the Portuguese Economy - Carlos Fonseca Marinheiro
Nº. 10	A Especificação da Função de Produção Macro-Económica em Estudos de Crescimento Económico. - Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
Nº. 9	Eficácia da Análise Técnica no Mercado Accionista Português - Nuno Silva
Nº. 8	The Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates: Estimation by a cointegration method - José Soares da Fonseca
Nº. 7	Principais factores de crescimento da economia portuguesa no espaço europeu - Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
Nº. 6	Inflation Targeting and Exchange Rate Co-ordination - Fernando Alexandre, John Driffill e Fabio Spagnolo
Nº. 5	Labour Market Transition in Portugal, Spain, and Poland: A Comparative Perspective - Paulino Teixeira
Nº. 4	Paridade do Poder de Compra e das Taxas de Juro: Um estudo aplicado a três países da UEM - António Portugal Duarte
Nº. 3	Technology, Employment and Wages - John T. Addison e Paulino Teixeira
Nº. 2	Human capital investment through education and economic growth. A panel data analysis based on a group of Latin American countries

G.E.M.F. – F.E.U.C.

Risk Premiums in the Porutguese Treasury Bills Interest Rates from 1990 to 1998. An

- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões

*ARCH-M Approach* - José Soares da Fonseca

#### 2000

- Nº. 8 Identificação de Vectores de Cointegração: Análise de Alguns Exemplos
  - Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 7 Imunização e M-quadrado: Que relação?
  - Jorge Cunha
- Nº. 6 Eficiência Informacional nos Futuros Lisbor 3M
  - Nuno M. Silva
- Nº. 5 Estimation of Default Probabilities Using Incomplete Contracts Data
  - J. Santos Silva e J. Murteira
- Nº. 4 Un Essaie d'Application de la Théorie Quantitative de la Monnaie à l'économie portugaise, 1854-1998
  - João Sousa Andrade
- Nº. 3 Le Taux de Chômage Naturel comme un Indicateur de Politique Economique? Une application à l'économie portugaise
  - Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- Nº. 2 La Convergence Réelle Selon la Théorie de la Croissance: Quelles Explications pour l'Union Européenne?
  - Marta Cristina Nunes Simões
- Nº. 1 Política de Estabilização e Independência dos Bancos Centrais
  - João Sousa Andrade

#### 1999

- Nº. 9 Nota sobre a Estimação de Vectores de Cointegração com os Programas CATS in RATS, PCFIML e EVIEWS
  - Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 8 A Abertura do Mercado de Telecomunicações Celulares ao Terceiro Operador: Uma Decisão Racional?
  - Carlos Carreira
- Nº. 7 Is Portugal Really so Arteriosclerotic? Results from a Cross-Country Analysis of Labour Adjustment
  - John T. Addison e Paulino Teixeira
- Nº. 6 The Effect of Dismissals Protection on Employment: More on a Vexed Theme
   John T. Addison, Paulino Teixeira e Jean-Luc Grosso
- Nº. 5 A Cobertura Estática e Dinâmica através do Contrato de Futuros PSI-20. Estimação das Rácios e Eficácia Ex Post e Ex Ante
  - Helder Miguel C. V. Sebastião
- Nº. 4 *Mobilização de Poupança, Financiamento e Internacionalização de Carteiras* João Sousa Andrade

- Adelaide Duarte

### Nº. 2 L'Analyse Positive de la Politique Monétaire

- Chistian Aubin

# Nº. 1 Economias de Escala e de Gama nos Hospitais Públicos Portugueses: Uma Aplicação da Função de Custo Variável Translog

- Carlos Carreira

#### 1998

- Nº. 11 Equilíbrio Monetário no Longo e Curto Prazos Uma Aplicação à Economia Portuguesa
  - João Sousa Andrade
- Nº. 10 Algumas Observações Sobre o Método da Economia

- João Sousa Andrade

- Nº. 9 Mudança Tecnológica na Indústria Transformadora: Que Tipo de Viés Afinal?
  - Paulino Teixeira
- Nº. 8 Portfolio Insurance and Bond Management in a Vasicek's Term Structure of Interest Rates
  - José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 7 Financial Innovation and Money Demand in Portugal: A Preliminary Study
   Pedro Miguel Avelino Bação
- N<sup>o</sup>. 6 The Stability Pact and Portuguese Fiscal Policy: the Application of a VAR Model
   Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 5 A Moeda Única e o Processo de Difusão da Base Monetária José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 4 La Structure par Termes et la Volatilité des Taux d'intérêt LISBOR José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 3 Regras de Comportamento e Reformas Monetárias no Novo SMI João Sousa Andrade
- Nº. 2 *Um Estudo da Flexibilidade dos Salários: o Caso Espanhol e Português* Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- Nº. 1 *Moeda Única e Internacionalização: Apresentação do Tema* João Sousa Andrade

#### 1997

- Nº. 9 Inovação e Aplicações Financeiras em Portugal
  - Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 8 Estudo do Efeito Liquidez Aplicado à Economia Portuguesa

- João Sousa Andrade

Nº. 7	An Introduction to Conditional Expectations and Stationarity	y
	- Rui Manuel de Almeida	

- Nº. 6 Definição de Moeda e Efeito Berlusconi
  - João Sousa Andrade
- Nº. 5 A Estimação do Risco na Escolha dos Portafólios: Uma Visão Selectiva
  - António Alberto Ferreira dos Santos
- Nº. 4 A Previsão Não Paramétrica de Taxas de Rentabilidade
  - Pedro Manuel Cortesão Godinho
- Nº. 3 Propriedades Assimptóticas de Densidades
  - Rui Manuel de Almeida
- Nº. 2 Co-Integration and VAR Analysis of the Term Structure of Interest Rates: an empirical study of the Portuguese money and bond markets
  -João Sousa Andrade e José Soares da Fonseca
- Nº. 1 Repartição e Capitalização. Duas Modalidades Complementares de Financiamento das Reformas
  - Maria Clara Murteira

#### 1996

 $N^0$ . 3

- Nº. 8 A Crise e o Ressurgimento do Sistema Monetário Europeu Luis Manuel de Aguiar Dias
- N<sup>o</sup>. 7 Housing Shortage and Housing Investment in Portugal a Preliminary View
   Vítor Neves
- N<sup>o</sup>. 6 *Housing, Mortgage Finance and the British Economy* Kenneth Gibb e Nile Istephan
- Nº. 5 The Social Policy of The European Community, Reporting Information to Employees, a U.K. perspective: Historical Analysis and Prognosis
   Ken Shackleton
- Nº. 4 O Teorema da Equivalência Ricardiana: aplicação à economia portuguesa Carlos Fonseca Marinheiro
  - - O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica - Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 2 As taxas de juro no MMI e a Restrição das Reservas Obrigatórias dos Bancos Fátima Assunção Sol e José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 1 Uma Análise de Curto Prazo do Consumo, do Produto e dos Salários

- João Sousa Andrade