

## Hipótese das expectativas e alteração na estrutura temporal das taxas de juro

Isabel Alexandra Neves Maldonado\*, Joaquim Carlos da Costa Pinho\*\*

ianm@upt.pt, cpinho@egi.ua.pt

**Resumo.** Neste trabalho analisamos a Hipótese das Expectativas da Estrutura Temporal das Taxas de Juro (ETTJ) utilizando uma base de dados semanais obtida a partir do rendimento de títulos da dívida pública portuguesa. Foi estudada a relação existente entre taxas de juro *spot* e a estrutura temporal das taxas de juro com base em testes derivados da hipótese de expectativas racionais. Os resultados obtidos sugerem que a ETTJ contém determinada informação sobre a direcção dos movimentos futuros das taxas de juro *spot* tanto a curto como a longo prazo, contudo nos testes efectuados rejeita-se a hipótese das expectativas racionais para o período em análise. As estimações efectuadas, com o modelo GARCH, indiciam que este resultado está relacionado com a existência de variações nos prémios de risco associados às taxas de juro.

**Palavras-chave:** hipótese das expectativas, taxa de juro, estrutura temporal das taxas de juro

**Abstract.** In this paper we examine the Expectations Hypothesis of the term structure of interest rates using a weekly data base constructed with data from the Portuguese Government public debt. We study the relation between spot rates and the term structure of interest rates based on Rational Expectations Hypothesis tests. The results indicate that the term structure contains information about the future movements of spot rates, but the tests reject the Expectation Hypothesis. Besides, the GARCH estimations suggest that this result is connected with the existence of variations in the risk premium of interest rates.

**Keywords:** e expectations hypothesis, interest rate, term structure of interest rates

---

\* UPT – Universidade Portucalense

\*\* UA – Universidade de Aveiro

## 1. Introdução

Neste trabalho procede-se ao teste da hipótese das expectativas, conjuntamente com o pressuposto de expectativas racionais. O objectivo é analisar se a estrutura temporal das taxas de juro (ETTJ), isto é, se o diferencial entre as taxas de juro de longo prazo e de curto prazo podem prever a direcção correcta das alterações das taxas de juro de curto prazo.

A análise parte da verificação da Teoria das Expectativas, segundo a qual as taxas de juro de longo prazo correspondem às médias ponderadas das taxas de juro de curto prazo actuais e futuras. De acordo com a hipótese das expectativas, quando a taxa de juro de longo prazo aumenta relativamente à taxa de juro de curto prazo, as taxas de juro de curto prazo tendem a aumentar.

Esta análise é baseada numa metodologia uniequacional e uma base de dados, com frequência semanal, obtida por Maldonado (2005) a partir das cotações de títulos da dívida pública portuguesa registadas no Mercado Especial de Dívida Pública (MEDIP) no período de Outubro de 2000 a Maio de 2005 através da aplicação do método de McCulloch (1971).

## 2. Testes da teoria das expectativas com base no *spread* entre a taxa de longo prazo e a taxa de curto prazo

A teoria das expectativas explica o comportamento das taxas de juro actuais com base nas antecipações que os agentes económicos formulam relativamente às taxas de juro futuras. Esta teoria assume que as taxas *forward* nas obrigações de longo prazo traduzem as expectativas do mercado sobre as futuras taxas de curto prazo. Para esta teoria, o factor determinante da ETTJ são as antecipações que o mercado efectua quanto às taxas de juro futuras.

Este pressuposto, juntamente com a hipótese das expectativas racionais, isto é, de que os agentes económicos formam, para uma variável, a melhor previsão possível tendo em conta a informação disponível, constitui o objectivo central desta análise.

De acordo com a hipótese das expectativas, as taxas de juro de longo prazo correspondem à média aritmética das taxas de juro de curto prazo actuais e futuras esperadas durante a vida do título de longo prazo, mais um prémio de risco que se supõe constante.

Assim, e admitindo a validade da referida hipótese, quando a taxa de juro de longo prazo aumenta, relativamente à taxa de juro de curto prazo, espera-se que as taxas de juro de curto prazo futuras subam:

a) Considerando  $R_t^n$  a taxa de juro de um título amortizável a  $n$  períodos observada no momento  $t$  e  $r_t^m$  a taxa de juro de um título de iguais características amortizável a  $m$  períodos observada no momento  $t$ , sendo  $n > m$  e  $n$  um múltiplo inteiro de  $m$ , e designando  $R_t^n$  e  $r_t^m$  por taxas de juro de longo e de curto prazo, respectivamente:

A hipótese das expectativas da estrutura temporal das taxas de juro estabelece que a taxa de juro de longo prazo no momento  $t$  é igual a uma média simples dos valores correntes e dos valores esperados das taxas de juro de curto prazo que ocorram até ao momento  $t+n$  mais um prémio de maturidade constante ( $\Theta$ ), assim:

$$R_t^n = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t r_{t+im}^m + \Theta, \quad k = \frac{N}{m} \quad (1)$$

sendo  $E(\cdot)$  o operador matemático do valor esperado.

Neste caso,  $E_t r_{t+im}^m$  com  $i=1, 2, \dots, k-1$  correspondem aos valores esperados das taxas de juro para os próximos  $k-1$  intervalos de tempo, sendo os intervalos de dimensão  $m$ .

O prémio de maturidade corresponde à diferença de remuneração obtida num investimento a longo prazo e a rendibilidade esperada de sucessivos investimentos de curto.

A equação (1) pode ser reformulada em termos da relação entre o diferencial entre taxas de juro de longo e curto prazo com a evolução das taxas de juro de curto prazo.

Assim, ao subtrair a taxa de juro de curto prazo,  $r_t^m$ , a ambos os lados da equação anterior, obtém-se:

$$\sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \Delta^m E_t r_{t+im}^m = (R_t^n - r_t^m) - \Theta \quad (2)$$

sendo  $\Delta^m E_t r_{t+im}^m = E_t r_{t+m}^m - r_t^m$  a variação esperada em cada período  $m$  da taxa de juro de curto prazo.

Pode-se assim, de acordo com a equação (2), concluir que a verificação da hipótese das expectativas implica a possibilidade de se poderem prever variações futuras na taxa de juro de curto prazo, a partir do diferencial entre taxas de juro de longo e curto prazo.

- b) Pode-se também, a partir da hipótese das expectativas, estabelecer uma relação entre o diferencial de taxas de juro de longo e curto prazo com a variação nas taxas de juro de longo prazo. Assim,

$$k R_t^n - (k-1) E_t R_{t+m}^{n-m} = r_t^m + \Theta \quad (3)$$

sendo  $E_t R_{t+m}^{n-m}$  o valor esperado da taxa de juro quando faltam  $(n-m)$  períodos para o vencimento.

Adicionando e subtraindo  $R_t^n$  a ambos os membros da equação anterior, obtém-se:

$$(k-1) (E_t R_{t+m}^{n-m} - R_t^n) = (R_t^n - r_t^m) - \Theta \quad (4)$$

Como se pode observar nesta equação, obtém-se a relação entre o diferencial de taxas de juro de longo e curto prazo com a diferença entre a taxa de juro a longo prazo com a taxa de juro de  $(n-m)$  períodos para o vencimento.

A ausência de especificação quanto à formação das expectativas é superada pela suposição de que os valores esperados correspondem às suas realizações, ou seja,  $E_t r_{t+m}^m = r_{t+m}^m$ , uma vez que se assume que os agentes económicos não cometem erros de forma sistemática.

Assim, o valor esperado da taxa de juro futura corresponde ao seu valor verificado adicionado de um termo de erro de previsão ruído branco, ou seja:

$$\begin{aligned} E_t r_{t+i}^m &= r_{t+i}^m + \varepsilon_{t+i}, \quad \forall_i \\ \varepsilon_{t+i} &\sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned} \quad (5)$$

e

$$\begin{aligned} E_t r_{t+m}^{n-m} &= r_{t+m}^{n-m} + \Psi_{t+m} \\ \Psi_{t+m} &\sim N(0, \sigma_\Psi^2) \end{aligned} \quad (6)$$

Substituindo as equações (5) e (6) nas equações (2) e (4), respectivamente, obtêm-se as equações a estimar dos modelos de variação das taxas de curto prazo e de longo prazo:

$$\sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \Delta^m r_{t+i}^m = \alpha + \beta (R_t^n - r_t^m) + \mu_{t+n-m} \quad (7)$$

sendo  $\alpha = -\Theta$  e:

$$\mu_{t+n-m} = \sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \Delta^m \varepsilon_{t+i m}$$

$$(k-1) \left(R_{t+m}^{n-m} - R_t^n\right) = \alpha + \beta \left(R_t^n - r_t\right) + \mu_{t+m} \quad (8)$$

onde  $\alpha = -\Theta$  e  $\mu_{t+m} = (k-1) \Psi_{t+m}$ .

Neste quadro de estimação uniequacional, a hipótese das expectativas requer que os coeficientes beta estimados sejam iguais a um. A teoria pura das expectativas requer adicionalmente à condição anterior que os coeficientes alfa estimados sejam nulos.

### 3. Breve revisão da literatura

Apesar dos inúmeros estudos e testes referentes à teoria das expectativas encontrados a nível internacional, não existem muitos estudos que analisem a ETTJ em Portugal e procedam ao teste da teoria das expectativas. São encontrados estudos efectuados para Portugal por Adão e Luís (1997) e por Fonseca (2001a, 2001b).

Adão e Luís (1997) aplicaram a metodologia de Campbell e Shiller (1991) para analisar a curva de rendimentos nacional, usando o modelo VAR proposto por Campbell e Shiller (1997) para obter as expectativas sobre a evolução das taxas de juro futuras. Os resultados obtidos para o período analisado (de 1993 a 1995) conduzem à não rejeição da hipótese das expectativas. Resultados semelhantes foram obtidos por Fonseca (2001b), com base na análise do prémio de risco das taxas de juro de bilhetes de tesouro no período de 1990 a 1998.

Contudo, o estudo de Fonseca (2001a) apresenta evidência a favor da variabilidade temporal do prémio de risco, sendo este um resultado que indicia a rejeição da hipótese das expectativas. Fonseca (2001a) analisa quer o prémio *forward* quer o prémio período de posse inerentes às taxas de juro de Bilhetes de Tesouro obtendo uma forte evidência que confirma a variabilidade dos prémios.

O resultado obtido por Fonseca (2001a) está em linha com a generalidade dos estudos encontrados a nível internacional, conduzindo estes também normalmente a uma clara rejeição da hipótese das expectativas.

#### 4. Testes e resultados

Para a realização da análise foi utilizada a base de dados da estrutura temporal das taxas de juro estimada por Maldonado (2005) a partir das cotações do mercado de dívida pública português, no período 2000 a 2005, publicadas no MEDIP, utilizando a metodologia proposta por McCulloch (1971).

O modelo referido emprega uma abordagem não paramétrica para a obtenção de uma curva que descreve satisfatoriamente a totalidade da estrutura temporal das taxas de juro de tal forma que esta apresente um comportamento suave e com elevado ajustamento aos dados.

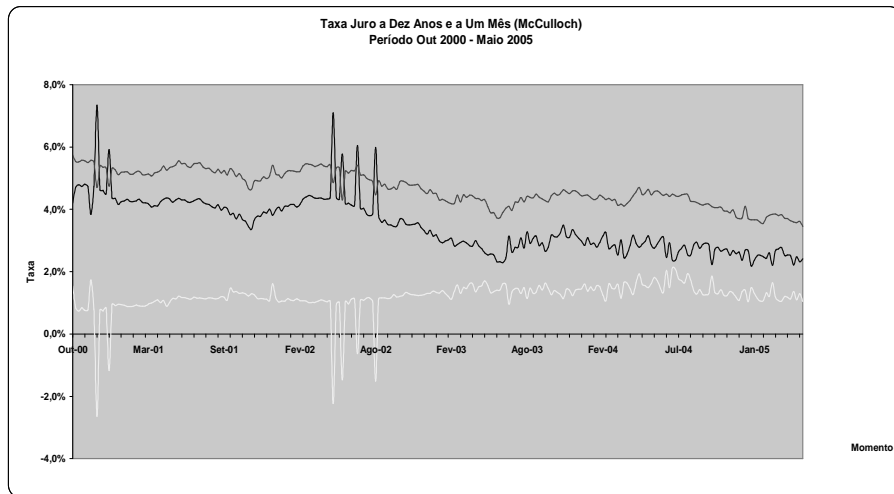
Com base na função de desconto estimada, foram obtidas as taxas à vista para os prazos de um mês a dez anos, com base em observações semanais<sup>1</sup> e mensais<sup>2</sup>, no período compreendido entre 2 de Outubro de 2000 e 13 de Maio de 2005, num total de 269 dados, sendo 240 observações semanais e 55 observações mensais.

O gráfico seguinte apresenta a evolução, no período considerado, das taxas de juro estimadas para o prazo de dez anos e de um mês, bem como o seu diferencial.

---

<sup>1</sup> Foi considerado o último dia de negociação de cada semana.

<sup>2</sup> Foi considerado o último dia de negociação do mês.



**Figura 1** – Taxa de juro a dez anos e a um mês – McCulloch

#### 4.1. Análise da estacionaridade

A análise foi iniciada pela verificação da estacionaridade das séries de diferencial entre taxas de juro de longo e curto prazo e de primeira diferença entre taxas de juro.

Atendendo ao objectivo de análise da estacionaridade foram efectuados testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), tendo sido utilizado o critério de Akaike-Schwartz para a determinação do número de desfasamentos.

Os resultados dos testes ADF são apresentados nas tabelas 1 e 2 para as variáveis em níveis e em primeiras diferenças, respectivamente.



Tabela 1  
**Teste Dickey-Fuller para as séries em níveis**

Variáveis	t - ADF		Lag
$S_{12,4}$	-(3,913)	*	3
$S_{24,4}$	-(3,920)	*	3
$S_{24,12}$	-(3,925)	*	3
$S_{48,12}$	-(3,932)	*	3
$S_{48,24}$	-(3,316)	*	4
$S_{96,24}$	-(3,562)	*	5
$S_{96,48}$	-(3,848)	**	3
$\Delta_4$	-(8,787)	**	4
$\Delta_{12}$	-(3,550)	**	4
$\Delta_{24}$	-(1,849)		4
$\Delta_{48}$	-(1,852)		4

Os valores críticos do teste Dickey-Fuller com constante incluída são os da distribuição calculada por Mackinnon (1991)

\* Significativo ao nível de 5%

\*\* Significativo ao nível de 1%

$S_{i,j}$  - Diferencial de taxas de longo e curto prazos (*spread*);

$\Delta r_{ij}$  - Primeira diferença das taxas de período  $i$ ;

Índices correspondem ao nº de semanas.

Tabela 2

**Teste Dickey-Fuller para as séries em primeiras diferenças**

Variáveis	t - ADF		Lag
$S_{12,4}$	-(11,804)	**	4
$S_{24,4}$	-(11,807)	**	4
$S_{24,12}$	-(13,668)	**	4
$S_{48,12}$	-(13,618)	**	4
$S_{48,24}$	-(11,746)	**	4
$S_{96,24}$	-(10,456)	**	4
$S_{96,48}$	-(12,474)	**	3
$\Delta_4$	-(10,523)	**	4
$\Delta_{12}$	-(11,477)	**	4
$\Delta_{24}$	-(9,995)	**	4
$\Delta_{48}$	-(10,062)	**	4

Os valores críticos do teste Dickey-Fuller com constante incluída são os da distribuição calculada por Mackinnon (1991)

\* Significativo ao nível de 5%

\*\* Significativo ao nível de 1%

$S_{ij}$  - Diferencial de taxas de longo e curto prazos (*spread*);

$\Delta r_{ij}$  - Primeira diferença das taxas de período  $i$ ;

Índices correspondem ao  $n^\circ$  de semanas.

Como se pode verificar nas referidas tabelas, pode-se aceitar, com nível de significância de 5%, que a generalidade das séries são estacionárias em níveis e que apenas as primeiras diferenças das taxas a 24 e 48 semanas são integradas de ordem um.

A mesma ordem de integração de séries temporais é uma condição indispensável para se poder aferir o seu relacionamento a longo prazo, aceitando-se neste caso a estacionaridade das séries em estudo.

## 4.2. Análise da causalidade

Foi analisada a relação de causalidade no sentido de Granger entre o diferencial de taxas e a sua variação, dado que de acordo com a hipótese das expectativas, os movimentos nos diferenciais de taxas devem preceder temporalmente as variações nas taxas de juro, enquanto que a relação inversa não se deve verificar.

Os resultados do teste F aplicado aos coeficientes desfasados de um modelo VAR<sup>3</sup> são apresentados na tabela 3, sendo contrários à hipótese formulada, dado que as variações nas taxas de juro precedem a alteração do diferencial de taxas de juro.

Tabela 3

### Teste de Causalidade Granger (Teste F)

→	$S_{12,4}$	$S_{24,4}$	$S_{24,12}$	$\Delta_4$	$\Delta_{12}$	$\Delta_{24}$
$S_{12,4}$	-	-	-	(0,038)	(0,413)	(0,322)
$S_{24,4}$	-	-	-	(0,037)	(0,420)	(0,335)
$S_{24,12}$	-	-	-	(0,037)	(1,403)	(0,343)
$\Delta_4$	<b><i>(47,563)</i></b>	<b><i>(47,339)</i></b>	<b><i>(47,192)</i></b>	-	-	-
$\Delta_{12}$	<b><i>(3,410)</i></b>	<b><i>(33,859)</i></b>	<b><i>(4,567)</i></b>	-	-	-
$\Delta_{24}$	<b><i>(9,551)</i></b>	<b><i>(9,444)</i></b>	<b><i>(9,373)</i></b>	-	-	-

A bold e itálico são apresentados os resultados dos testes F estatisticamente significativos ao nível de significância de 10%

## 4.3. Estimação

Nos quadros 1 a 3 apresentam-se os resultados da regressão do modelo de variação das taxas de curto prazo com observações semanais. As taxas de juro são dos prazos de três, seis, doze, e vinte e quatro meses, como taxas a longo prazo, combinados com as taxas a um, três, seis e doze meses, como taxas de juro a curto

<sup>3</sup> Foi adoptado, em todos os casos, um desfasamento unitário. Note-se que os resultados são grandemente dependentes do nível destes desfasamentos.

prazo, de tal forma que o quociente entre ambos os prazos ( $k$ ) seja um número inteiro.

Nas primeiras duas colunas apresentam-se os valores de  $N$  e  $m$ , ou seja, os prazos<sup>4</sup> em semanas das taxas de juro de longo e curto prazo, respectivamente.

Nas duas colunas seguintes são apresentados os valores dos coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$  estimados e os respectivos testes-t.

---

<sup>4</sup> Supõe-se que um mês contém 4 semanas.

Quadro 1:

Teste da Teoria das Expectativas para a Variação da Taxa a Curto Prazo.

Dados Semanais. Período 2000:10-2005:05.

$$\sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \Delta^m r_{t+i}^m = \alpha + \beta (R_t^n - r_t^m) + \mu_{t+n-m}$$

N	m	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup> Ajust	Teste Wald ( $\chi^2$ )
12	4	0,005 (2,348)	-68,696 -(17,869)	0,563671	328,68 (0,000)
24	4	0,005 (1,022)	-37,095 -(31,226)	0,84635	1.028,31 (0,000)
24	12	0,004 (1,581)	-39,950 -(17,675)	0,625637	328,23 (0,000)
48	12	0,004 (0,871)	-18,547 -(28,094)	0,870079	876,67 (0,000)
48	24	0,004 (1,696)	-17,833 -(16,176)	0,721916	291,83 (0,000)
96	24	0,003 (0,470)	-8,473 -(24,240)	0,868961	734,44 (0,000)
96	48	0,003 (1,016)	-8,638 -(15,759)	0,774136	309,18 (0,000)

Nota: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

## Quadro 2:

Teste da Teoria das Expectativas para a Variação da Taxa a Curto Prazo.

Dados Semanais. Período 2000:10-2003:06.

$$\sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \Delta^m r_{t+i}^m = \alpha + \beta (R_t^n - r_t^m) + \mu_{t+n-m}$$

N	m	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup> Ajust	Teste Wald ( $\chi^2$ )
12	4	0,006 (2,963)	-65,893 -(14,117)	0,572927	205,39 (0,000)
24	4	0,008 (2,244)	-36,050 -(26,268)	0,859955	728,79 (0,000)
24	12	0,006 (2,679)	-38,880 -(14,293)	0,642814	214,94 (0,000)
48	12	0,008 (2,338)	-18,029 -(25,064)	0,888092	699,83 (0,000)
48	24	0,006 (2,741)	-17,361 -(13,533)	0,744523	204,85 (0,000)
96	24	0,006 (1,799)	-8,379 -(22,662)	0,874718	643,46 (0,000)
96	48	0,004 (1,806)	-8,470 -(13,771)	0,78545	237,06 (0,000)

Nota: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

Quadro 3:

Teste da Teoria das Expectativas para a Variação da Taxa a Curto Prazo.

Dados Semanais. Período 2003:07-2005:05.

$$\sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \Delta^m r_{t+i}^m = \alpha + \beta (R_t^n - r_t^m) + \mu_{t+n-m}$$

N	m	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup> Ajust	Teste Wald ( $\chi^2$ )
12	4	0,006 (0,672)	-145,652 -(14,070)	0,672442	200,69 (0,000)
24	4	0,000 -(0,017)	-69,052 -(23,122)	0,890941	550,21 (0,000)
24	12	-0,006 -(0,134)	-69,556 -(9,493)	0,546161	92,72 (0,000)
48	12	-10,225 (0,000)	-35,158 -(16,144)	0,837857	275,65 (0,000)
48	24	0,003 (1,059)	-30,608 -(8,644)	0,539358	79,69 (0,000)
96	24	0,007 (5,961)	-13,131 -(8,665)	0,865572	86,95 (0,000)
96	48	0,003 (0,758)	-15,457 -(7,135)	0,603932	57,71 (0,000)

Nota: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

A amostra total foi dividida em dois sub-períodos, o primeiro de Outubro de 2000 a Junho de 2003 e o segundo de Julho de 2003 a Maio de 2005, o primeiro dos quais apresentando níveis e volatilidade claramente acima do segundo<sup>5</sup>.

Os coeficientes alfa e beta estimados na regressão pelo método dos mínimos quadrados, com o desvio padrão corrigido por autocorrelação e heteroscedasticidade, são apresentados nas duas colunas seguintes.

Como se pode observar, em todos os casos são obtidos valores significativamente distinto de zeros ao nível de significância de 1%, apresentando em todos os casos um sinal contrário ao previsto. Os valores negativos do coeficiente beta reduzem-se gradualmente em função do aumento dos valores de N, aumentando também os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) ajustados das regressões. Na última coluna, de cada quadro, são apresentados os resultados do teste de Wald, que indicam que se pode rejeitar, em todos os casos, a hipótese nula

de que  $\hat{\beta}$  seja igual a um.

Nos quadros 4 a 6 são apresentados os resultados da estimação da equação a longo prazo, sendo os resultados similares aos anteriores, conduzindo assim a um reforço da rejeição da Hipótese das Expectativas, quer na amostra total quer em cada um dos sub-períodos considerados.

---

<sup>5</sup> Por exemplo, para uma taxa de juro trimestral o nível médio do primeiro sub-período é de 4,08% enquanto que no segundo sub-período se situa em 2,78%, sendo o desvio-padrão de 0,0078 e 0,0028, respectivamente.



Quadro 4:

Teste da Teoria das Expectativas para a Variação da Taxa a Longo Prazo.

Dados Semanais. Período 2000:10-2005:05.

$$(k - 1) (R_{t+m}^{n-m} - R_t^n) = \alpha + \beta (R_t^n - r_t) + \mu_{t+m}$$

N	m	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup> Ajust	Teste Wald ( $\chi^2$ )
12	4	-	-	-	-
24	4	-	-	-	-
24	12	0,008 (1,874)	-80,899 -(18,447)	0,631384	348,76 (0,000)
48	12	0,024 (1,622)	-80,629 -(17,868)	0,630163	327,23 (0,000)
48	24	0,007 (1,696)	-36,667 -(16,629)	0,729667	291,83 (0,000)
96	24	-	-	-	-
96	48	0,006 (1,016)	-18,276 -(16,671)	0,786885	309,18 (0,000)

Nota: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

Quadro 5:  
 Teste da Teoria das Expectativas para a Variação da Taxa a Longo Prazo.  
 Dados Semanais. Período 2000:10-2003:06.

$$(k - 1)(R_{t+m}^{n-m} - R_t^n) = \alpha + \beta (R_t^n - r_t) + \mu_{t+m}$$

N	m	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup> Ajust	Teste Wald ( $\chi^2$ )
12	4	-	-	-	-
24	4	-	-	-	-
24	12	0,011 (1,096)	-78,174 -(18,918)	0,643952	367,12 (0,000)
48	12	0,033 (1,008)	-78,071 -(13,140)	0,643922	
48	24	0,003 (0,112)	-35,545 -(12,759)	0,736121	172,09 (0,000)
96	24	-	-	-	-
96	48	0,007 (0,900)	-17,866 -(13,233)	0,781715	195,25 (0,000)

Nota: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

Quadro 6:  
 Teste da Teoria das Expectativas para a Variação da Taxa a Longo Prazo.  
 Dados Semanais. Período 2003:07-2005:05.

$$(k - 1) (R_{t+m}^{n-m} - R_t^n) = \alpha + \beta (R_t^n - r_t) + \mu_{t+m}$$

N	m	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup> Ajust	Teste Wald ( $\chi^2$ )
12	4	-	-	-	-
24	4	-	-	-	-
24	12	0,014 (8,396)	-147,320 -(10,392)	0,630806	109,47 (0,000)
48	12	0,042 (7,938)	-145,801 -(10,075)	0,613644	102,91 (0,000)
48	24	0,014 (6,981)	-71,116 -(9,545)	0,711128	93,68 (0,000)
96	24	-	-	-	-
96	48	0,013 (5,954)	-36,706 -(9,463)	0,68631	94,49 (0,000)

Nota: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

#### 4.4. Prémio de maturidade

Ainda de acordo com a Hipótese das Expectativas, o prémio de maturidade deve ser constante ao longo do tempo, não podendo ser determinado com a informação disponível no momento  $t$ .

Assim, assumindo que  $x_t$  representa um conjunto de variáveis que contém informação disponível no momento  $t$  e  $\Theta_t$  representa o referido prémio de maturidade, pode ser testada a Hipótese das Expectativas utilizando a seguinte equação:

$$\Theta_t^{jj} = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$$

(9)

correspondendo  $\varepsilon_t$  a um erro de previsão com média zero e variância constante.

Para que a referida Hipótese das Expectativas se verifique, espera-se que os coeficientes beta associados às variáveis do vector  $x_t$  apresentem um coeficiente estimado zero.

Tal como Mankiw (1986), são consideradas duas hipóteses para variáveis constituintes do vector  $x_t$ , o diferencial entre taxas de longo e curto prazo e o mesmo diferencial desfasado e desfasamentos do prémio de maturidade.

Nos quadros 7A e 7B são apresentados os resultados das referidas estimações os quais, em concordância com os obtidos anteriormente, conduzem à rejeição da Hipótese das Expectativas, apresentando-se os coeficientes beta estimados significativamente diferentes de zero, ou seja, de acordo com estes resultados, no período em análise, o prémio de maturidade poder-se-ia estimar com a utilização dos valores passados dos diferenciais de taxas de juro e com os valores históricos dos prémios de maturidade.

Quadro 7A:  
 Teste da Teoria das Expectativas - Prémio de Maturidade  
 Dados Semanais. Período 2000:10-2004:05.

$$\Theta^{ij} = \alpha + \beta_i x_i + \varepsilon$$

	$\Theta^{12,4}$	$\Theta^{24,12}$	$\Theta^{48,24}$
$\alpha$	-0,002 -(2,511)	-0,002 -(3,171)	-0,002 -(4,754)
$S_{ij}(t)$	42,355 (9,002)	26,511 (11,835)	14,401 (9,988)
$S_{ij}(t-1)$	-23,324 -(3,843)	-10,891 -(4,156)	-3,525 -(2,441)
$R^2$	0,341	0,353	0,363

Notas: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

Quadro 7B:  
 Teste da Teoria das Expectativas - Prémio de Maturidade  
 Dados Semanais. Período 2000:10-2004:05.

$$\Theta^{ij} = \alpha + \beta_i x_i + \varepsilon$$

	$\Theta^{12,4}$	$\Theta^{24,12}$	$\Theta^{48,24}$
$\alpha$	0,000 (1,606)	0,000 (1,857)	0,000 (1,628)
$\Theta^j(t-1)$	0,149 (2,140)	0,235 (4,689)	0,274 (5,894)
$\Theta^j(t-2)$	0,019 (0,236)	0,010 (0,118)	0,146 (2,959)
$\Theta^j(t-3)$	0,154 (2,463)	0,276 (3,648)	0,334 (4,427)
$R^2$	0,040	0,145	0,371

Notas: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

$S_{ij}$  - Diferencial de taxas de longo e curto prazo (*spread*)

Verifica-se ainda se neste período poder-se-ia considerar um prémio de maturidade flutuante de acordo com processo GARCH (1,1), ou seja, um processo em que a variância condicional é uma função dos valores desfasados dos erros de previsão e da própria variância condicional, sendo os resultados apresentados nos quadros 8A e 8B.

Quadro 8A:  
Prémio de Maturidade - Modelo GARCH  
Dados Semanais. Período 2000:10-2004:05.

	$\Theta_{12,4}$	$\Theta_{24,12}$	$\Theta_{48,24}$
$\alpha$	-0,001 (-2,789)	-0,001 (-4,577)	-0,001 (-4,279)
$S_{ij}(t)$	45,981 (9,868)	27,782 (15,464)	14,602 (23,195)
$S_{ij}(t-1)$	-30,406 (-7,281)	-11,536 (-8,043)	-4,916 (-6,659)
$\alpha_0$	0,000 (1,763)	0,000 (0,974)	0,000 (1,519)
$\alpha_1$	0,239 (4,041)	0,279 (3,026)	0,307 (3,991)
$\varphi$	0,737 (19,682)	0,732 (10,176)	0,695 (16,069)
$R^2$	0,308	0,295	0,317

Notas: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

$S_{ij}$  - Diferencial de taxas de longo e curto prazo (*spread*)

Índices indicam o n° de semanas consideradas

Quadro 8B:  
Prémio de Maturidade - Modelo GARCH  
Dados Semanais. Período 2000:10-2004:05.

	$\Theta_{12,4}$	$\Theta_{24,12}$	$\Theta_{48,24}$
$\alpha$	0,000 (-0,028)	0,000 (0,381)	0,000 (0,969)
$\Theta^j(t-1)$	0,368 (3,983)	0,429 (4,178)	0,327 (3,126)
$\Theta^j(t-2)$	0,200 (3,333)	0,041 (0,427)	0,185 (1,491)
$\Theta^j(t-3)$	0,163 (2,359)	0,284 (3,783)	0,300 (2,980)
$\alpha_0$	0,000 (4,309)	0,000 (4,084)	0,000 (3,782)
$\alpha_1$	0,293 (3,540)	0,100 (3,118)	0,074 (2,069)
$\varphi$	0,653 (11,302)	0,800 (1,771)	0,874 (2,369)
$R^2$	0,073	0,088	0,357

Notas: Os desvios padrão estão corrigidos por heteroscedasticidade e autocorrelação do tipo MA

$S_{i,j}$  - Diferencial de taxas de longo e curto prazo (*spread*)

Índices indicam o nº de semanas consideradas



Como se pode verificar, os coeficientes associados aos termos ARCH e GARCH,  $\alpha_1$  e  $\phi$  respectivamente, são significativamente distintos de zero. Na generalidade dos casos, a soma dos referidos coeficientes é inferior a um sendo ambos os coeficientes positivos – cumprindo-se assim as condições de não-negatividade e de estacionaridade da variância.

Assim, a evidência empírica apresentada aponta para que, no período de Outubro de 2000 a Maio de 2005, o prémio de maturidade flutua ao longo do tempo, podendo o mesmo ser previsto, pelo menos parcialmente, pelos diferenciais presente e passados de taxas de juro de longo e curto prazo, bem como dos prémios de maturidade passados.

## 5. Conclusão

Neste trabalho procedemos ao teste da Hipótese das Expectativas na Estrutura Temporal das Taxas de Juro em Portugal, no período de 2000 a 2005, procurando aferir da possibilidade de utilização das taxas de juro a longo prazo como estimativas enviesadas das taxas de juro à vista futuras.

Utilizamos a abordagem de uniequacional e uma base de dados desenvolvida a partir da estimação da Estrutura Temporal das Taxas de Juro, com uma frequência semanal, a partir das cotações de títulos de dívida pública cotados no MEDIP.

Os resultados obtidos permitem uma forte rejeição da Hipótese das Expectativas, no período em análise, sugerindo que as taxas de juro de longo prazo não são fortemente correlacionadas com as taxas de juro de curto prazo, bem como que os diferenciais das taxas de juro de longo e curto prazo não produzem sinais da alteração futura das taxas de juro quer a curto quer a longo prazo.

Analizamos ainda a possibilidade de, no período considerado, o prémio de maturidade poder ser previsto com base em informação prévia obtendo resultados que indiciam que quer o nível de prémio de maturidade desfasado quer o diferencial entre taxas de juro de longo e curto prazo explicam parte da variabilidade do prémio de maturidade, o qual se apresenta com um comportamento flutuante no tempo.

## Referências bibliográficas

Abad, P. 2003a. Inestabilidad en la relación entre los tipos forward y los tipos de contado futuros en la estructura temporal del mercado de swaps de tipos de interés, *Moneda y Crédito*, Vol. 217: 101-138.

- Abad, P. 2003b. Un contraste alternativo de la hipótesis de las expectativas en swaps de tipos de interés, *Revista de Economía Financiera*.
- Abad, P., & Robles, M. D. 2003. Estructura temporal de los tipos de interés: teoría y evidencia empírica, *Revista Asturiana de Economía*, Vol. RAE n.º 27: 7-47.
- Adão, B., & Luís, J. B. 1997. Teste da Teoria das Expectativas para a Curva de Rendimentos de Portugal, *Boletim Económico do banco de Portugal*, Banco de Portugal ed.: 37-42.
- Ayuso, J., Novales, A., & De La Torre, M. L. 1991. Estructura intertemporal y primas por plazo en el mercado interbancario, *Cuadernos Aragoneses de Economía*, Vol. 1, n.º 1: 35-53.
- Bekaert, G., & Hodrick, R. J. 2001. Expectation hypotheses test, *Journal of Finance*, Vol. 56, n.º 4: 1357-1394.
- Boero, G., & Torricelli, C. 1995. *A comparative evaluation of alternative models of the term structure of interest rates*. Paper presented at the 5th AFIR International Colloquium.
- Boero, G., & Torricelli, C. 1999. The information in the term structure of interest rates: further results for Germany, *Contributi di Ricerca CRENoS*, CRENoS ed., Vol. 12: 38 p.
- Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. 1987. Cointegration and tests of present value models, *Journal of Political Economy*, Vol. 95, n.º 5: 1062-1088.
- Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. 1991. Yield spreads and interest rates movements: a bird's eye view, *Review of Economics Studies*, Vol. 58, n.º 3: 495-514.
- Domínguez, E., & Novales, A. 2000. Testing the expectations hypothesis in Eurodeposits, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, n.º 5: 713-736.
- Driffill, J., Psaradakis, Z., & Sola, M. 1997. A reconciliation of some paradoxical empirical results on the expectations model of the term structure, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 59, n.º 1: 29-42.
- Engsted, T., & Tanggaard, C. 1995. The predictive power of Yield spreads for future interest rates: evidence from the danish term structure, *Scandinavian Journal of Economics*, 145-159 ed., Vol. 97, n.º 1.
- Fama, E. J., & Bliss, R. R. 1987. The information in long-maturity forward rates, *American Economic Review*, 680-692 ed., Vol. 77, n.º 4.
- Fonseca, J. A. S. d. 2001a. Risk premiums in the portuguese treasury bills interest from 1990 to 1998: an Arch-M approach, *Estudos do GEMF*, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra ed., Vol. 1: 22 p.
- Fonseca, J. A. S. d. 2001b. The risk premiums in the Portuguese treasury bills interest rates: estimation by a cointegration method, *Estudos do GEMF*, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra ed., Vol. 8: 17 p.
- Hardouvelis, G. A. 1994. The term structure spread and future changes in long and short rates G7 countries: is there a puzzle? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 33, n.º 2: 255-283.
- Hicks, J. R. 1945. *Valor y capital* (Fondo de Cultura Económica ed.). México.

- Lutz, F. A. 1940. The structure of interest rates, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press. ed., Vol. 55, n.º 1: 36-63.
- Maldonado, I. A. N. 2005. *A estrutura temporal das taxas de juro em Portugal*. Universidade Portucalense, Porto
- Mankiw, N. G., & Miron, J. A. 1986. The changing behaviour of the term structure of interest rates, *Quarterly Journal of economics*, Vol. 101, n.º 2: 211-228.
- Mankiw, N. G., Miron, J. A., & Weil, D. N. 1987. The adjustment expectation of a change in regime: a study of the founding of the Federal Reserve, *American Economic Review*, Vol. 77, n.º 3: 358-374.
- Mankiw, N. G., & Summers, L. H. 1984. Do long-term interest rates overreact to short-term interest rates? *Brooking papers on Economic Activity*, Vol. 1: 223-247.
- McCulloch, J. H. 1971. Measuring the term structure of interest rates, *Journal of Business*, The University of Chicago ed., Vol. Vol. 44: 19-31.
- Muth, J. F. 1961. Rational expectation and the theory of price movements, *Econometrica*, The Economic Society ed., Vol. 29, n.º 2: 315-335.
- Pérez, J. V., Sáez, M., & Murillo, C. 1997. Expectativas y volatilidad condicionada. Los tipos de interés en el mercado interbancario, *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 5, n.º 13: 83-107.
- Prats, M. A., & Beyaert, A. 1998. Testing the expectations theory in a market of short-term financial assets, *Applied Financial Economics*, Vol. 8, n.º 1: 101-109.
- Robles, M. D. 2000. Time varying term premia and risk: the case of the Spanish interbank Money Market, *Applied Financial Economics*, Vol. 10, n.º 3: 243-260.
- Robles, M. D. 2003. Medidas de volatilidad y primas por plazo dentro de la estructura temporal de los tipos de interés: el mercado interbancario español (Editorial Complutense ed.). Madrid.