

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS  
E A OFERTA DE TÍTULOS PÚBLICOS

CAROLINA RIBEIRO VERONESI MARINHO

São Paulo

Maio 2011

**CAROLINA RIBEIRO VERONESI MARINHO**

**A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS  
E A OFERTA DE TÍTULOS PÚBLICOS**

Dissertação submetida ao corpo docente da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas – EESP/FGV, como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Economia Empresarial e Finanças

Campo de conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Emerson  
Fernandes Marçal

**SÃO PAULO**

**MAIO 2011**

Marinho, Carolina Ribeiro Veronesi.

A estrutura a termo da taxa de juros e a oferta de títulos públicos / Carolina Ribeiro Veronesi Marinho. - 2011.

45 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal

Dissertação (mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Dívida pública. 2. Títulos públicos. 3. Títulos públicos – Brasil. 4. Taxas de juros. I. Marçal, Emerson Fernandes. II. Dissertação (mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.3

# A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS E A OFERTA DE TÍTULOS PÚBLICOS

Dissertação submetida ao corpo docente da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas – EESP/FGV, como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Economia Empresarial e Finanças, com especialização em Finanças.

**Data da Aprovação:**

\_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_

**Banca Examinadora:**

\_\_\_\_\_

Prof. Dr. Emerson Marçal (Orientador)  
FGV-SP

\_\_\_\_\_

Prof. Dr. Alkimar Moura FGV – SP

\_\_\_\_\_

Prof. Dr. Marco Bonomo EPGE – RJ

**MAIO 2011**

## RESUMO

O presente trabalho tem o objetivo analisar como a oferta de dívida pública é capaz de afetar os *yields* e o excesso de retorno de títulos públicos. Para tanto, o estudo é baseado em um modelo construído em torno de três agentes, sendo eles o Governo, os investidores com preferência por maturidades específicas e os arbitradores. Consistente com o modelo, observamos que quando o Governo altera a maturidade relativa de sua dívida, toda a estrutura a termo é afetada e esse resultado se intensifica para títulos mais longos. Além disso, os resultados se mostraram mais fortes para quase todas as maturidades quando o excesso de retorno é analisado.

Palavras chave: estrutura a termo da taxa de juros, maturidade, yield, excesso de retorno, investidores, arbitradores

## **ABSTRACT**

This paper's proposal is to analyze how bond supply is likely to affect yields and the excess return of government bonds. Thus, the study is based on a model built around three agents: the government, preferred habitat investors and arbitrageurs. Consistent with the model, when the government changes the relative maturity of its debt, the entire term structure is affected and the result is intensified for long-term maturities. In addition, results were stronger for almost all maturities when excess return is analyzed.

Key words: term structure, maturity, yield, excess return, investors, arbitrageurs.

## **AGRADECIMENTOS**

Gostaria inicialmente de agradecer ao Professor Emerson Marçal por ter me proporcionado ajuda indispensável, principalmente nessa reta final. Gostaria também de agradecer aos meus pais, irmãos e avó, sempre muito presentes e me dando todo o apoio necessário. Por fim, gostaria de agradecer ao Professor Marco Bonomo pelo apoio e paciência durante todo o curso.

## ÍNDICE SUMÁRIO

1 - INTRODUÇÃO -----	09
2- O MODELO E SEUS RESULTADOS TEÓRICOS -----	12
3- TESTES EMPÍRICOS -----	19
4 – CONCLUSÃO -----	30
BIBLIOGRAFIA -----	32
ANEXOS -----	34



## 1. INTRODUÇÃO

O estudo das taxas de juros em uma economia é de extrema importância, não só por este fator ser determinante do nível investimentos, mas também por estar relacionado a outras variáveis macroeconômicas. No Brasil, o Banco Central utiliza como âncora nominal o sistema de metas de inflação e o principal instrumento de política monetária a taxa de juros de curto prazo. Porém as taxas mais longas representam variáveis de grande importância na determinação da demanda agregada. É visto que uma política econômica do Governo afeta a estrutura a termo da taxa de juros impactando, assim, as taxas curtas e longas. Uma política econômica será eficiente se as taxas curtas afetarem taxas mais longas. Nesse contexto, torna-se relevante o estudo da dinâmica da estrutura a termo, pois essa representa a relação entre as taxas de diferentes maturidades em um determinado instante de tempo.

A maturidade da dívida pública é uma variável endógena e escolhida pelo Governo. Em particular, o Governo pode, por exemplo, considerar as variáveis macroeconômicas a fim de determinar estrutura da maturidade de sua dívida.

A teoria das expectativas representa uma das mais convencionais abordagens utilizadas para explicar o comportamento da estrutura a termo. Segundo essa teoria, a taxa de juros de longo prazo deve ser igual a uma média da expectativa futura da taxas de curto prazo mais um prêmio de risco (também conhecido como prêmio a termo).

$$R_t^{(n)} = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t [R_{t+mi}^{(m)}] + \varphi_k \quad (1)$$

Na qual  $R_t^{(n)}$  é a taxa de juros de longo prazo com  $n$  períodos,  $R_t^{(m)}$  é a taxa de juros de curto prazo com  $m$  períodos,  $k = n/m > 1$  e  $\varphi_k$  é o prêmio a termo.

Considerando a hipótese dos mercados eficientes e de expectativas racionais, a teoria das expectativas é então expandida sob a forma de expectativas racionais.

De acordo com a versão mais forte da teoria, o prêmio a termo seria constante no tempo e, assim, alterações na inclinação da curva de estrutura a termo são dadas por mudanças nas expectativas dos agentes.

A equação (1) pode ser testada e diversos estudos empíricos foram realizados no decorrer da década de 90 para a economia americana e outros países do G7 buscando validar a hipótese. De modo geral, os testes mostram que a teoria das expectativas é rejeitada na grande maioria dos casos, especialmente para prazos mais longos. Esse fato sugere a idéia de que o prêmio a termo não é constante ao longo do tempo. Ou seja, os agentes exigem diferentes prêmios à medida que os prazos variam.

Uma outra visão é que a taxa de juros para certa maturidade  $\tau$  está associada à aptidão do agente representativo em substituir consumo entre o tempo inicial e  $\tau$ . Nesse contexto, tal modelo estaria fortemente em contraste com a visão em que os agentes têm preferência por maturidades específicas (modelo de habitat-definido, Vayanos e Vila, 2009).

No Brasil, o debate sobre a estrutura a termo ganhou mais força após o Plano Real, uma vez que com o programa de estabilização econômica e de controle da inflação deu-se início a formação de uma curva a termo passível de teste.

Tabak e Andrade (2001) estudam a hipótese da teoria das expectativas para a estrutura a termo brasileira com dados diários e prazos entre dois e doze meses. Sua conclusão é pela rejeição da hipótese para o Brasil.

Lima e Issler (2002) utilizaram dados de frequência mensal e prazos de um mês, 6 e 12 meses no contexto do modelo do valor presente desenvolvido em Campbell e Shiller (1987). Concluem que os resultados são parcialmente apenas favoráveis à hipótese da teoria das expectativas.

Seguindo essa linha, Brito et al. (2003) estudam novamente a validade dessa hipótese, utilizando dados diários de julho de 1996 a dezembro de 2011. Seu trabalho é inconclusivo e a questão da validade da teoria das expectativas para o Brasil não pode ser definida.

Marçal e Pereira (2007) realizam alguns testes afim de validarem a hipótese para os dados brasileiros. Assim como nos demais trabalhos, os resultados apontaram que a hipótese da teoria das expectativas é insuficiente para descrever os dados satisfatoriamente.

Vayanos e Vila (2009) elaboram um modelo formal baseado em evidências empíricas acerca do Habitat-Definido dos investidores. Nesse sentido, o presente trabalho analisará outros fatores, além das expectativas dos agentes e aptidão dos investidores em substituir

consumo presente e futuro que alterariam o preço e prêmio de risco dos títulos públicos. Tais fatores serão, então, a maturidade e *duration* da dívida do Governo. Para tanto, este estudo basear-se-á no trabalho desenvolvido por Vayanos & Greenwood, (2010), em que o autor examina empiricamente como a maturidade da dívida pública nos Estados Unidos afeta os *yields* e excesso de retorno dos títulos americanos. Tal estudo será, então, adaptado ao caso brasileiro, levando-se em consideração as especificidades da estrutura a termo da taxa de juros dessa economia.

Conforme a hipótese de Equivalência Ricardiana (Barro, 1974)<sup>1</sup>, alterações na maturidade da dívida pública não deveriam afetar os *spreads* entre as taxas de juros de determinada estrutura a termo. A contestação desta teoria pode ser interpretada como a motivação do trabalho de Vayanos & Greenwoods, que é dado em torno do modelo de Habitat-Definido, citado anteriormente, em que os agentes têm preferência por títulos com maturidades específicas. A estrutura a termo é então definida pela interação entre os agentes e os arbitradores. Uma nova emissão de títulos longos, por exemplo, aumentaria a taxa destes títulos, mas não afetaria o retorno dos títulos mais curtos. Porém, na presença dos arbitradores, os mercados estariam integrados, e a emissão de dívida longa deverá impactar toda a estrutura a termo.

Um ponto importante relaciona-se com a aversão ao risco dos arbitradores: como eles possuem certa aversão ao risco, a demanda dos investidores também é de extrema importância no modelo. A análise será então estendida, considerando a oferta e maturidade da dívida pública. Estudaremos assim os efeitos dessas variáveis no preço dos títulos emitidos pelo Governo e também no prêmio de risco desses títulos.

Esse trabalho será então dividido em três seções, além da introdução. A primeira delas apresentará o modelo proposto, assim como as implicações embutidas no modelo. A segunda apresentará as principais características da dívida mobiliária federal e a base de dados utilizada. Ainda nesta seção serão apresentados os testes empíricos para a economia brasileira. Na última seção conclui-se o trabalho.

---

<sup>1</sup> De acordo com a Equivalência Ricardiana, alterações na dívida pública não deveriam afetar a atividade econômica. O Governo pode se financiar via aumento da dívida pública ou cobrando mais impostos. Quando o faz emitindo mais dívida, não estaria impulsionando a atividade econômica. Isso porque os agentes interpretam que o aumento da dívida está apenas postergando a elevação dos impostos e por isso não passam a consumir mais.

## **2. O MODELO E SEUS RESULTADOS TEÓRICOS**

O presente estudo seguirá a metodologia desenvolvida pelo trabalho de Vayanos & Greenwood (2010), adaptando sua hipótese às características da estrutura a termo brasileira.

O modelo é construído em torno de três agentes sendo eles os investidores com habitats definidos, os arbitradores e o Governo.

O primeiro agente é representado pelos investidores que demandam títulos de maturidades específicas de acordo com seu grau de aversão ao risco e demais características. Fundos de pensão, por exemplo, têm preferência por títulos mais longos. A fim de simplificar a análise, será considerado que os investidores demandam apenas certa maturidade, não migrando suas preferências na estrutura a termo. Eles chegam a demandar outras maturidades, porém em menor grau já que preferem alguma maturidade específica. Supor isso não atrapalha a análise, uma vez que se os mesmos pudessem migrar de preferência, estariam atuando como arbitradores.

O segundo agente é representado pelos arbitradores que têm grande importância, uma vez que na ausência desses, o mercado para as diferentes maturidades seria segmentado já que cada maturidade específica teria seus próprios demandantes. Os arbitradores interligam as taxas longas e curtas. Supondo por exemplo que há um aumento das taxas de juros mais curtas, o que as torna relativamente mais atrativas que investimento em títulos longos. Apesar disso, os investidores demandantes de títulos longos não deslocarão sua demanda para títulos curtos uma vez que possuem habitat-definido. Porém os arbitradores irão se beneficiar dessa oportunidade, comprando títulos curtos e vendendo longos. Dessa forma, embora a mudança inicial seja nas taxas mais curtas, toda a estrutura a termo é afetada.

O terceiro agente do modelo é o Governo, que por meio de sua política econômica determina a oferta de títulos públicos. A emissão de nova dívida é considerada endógena e varia de acordo com o ambiente macroeconômico e demais questões que influenciam as tomadas de decisões dos formadores de política econômica.

O modelo é desenvolvido em tempo contínuo e a estrutura a termo no instante  $t$  é definida pelos títulos zero-cupom com maturidade no intervalo  $(0, T]$  e valor de face igual a um. O preço do título no instante  $t$  com maturidade em  $\tau$  é definido por  $P_t^{(\tau)}$ . Considerando um título com valor de face unitário que não paga cupom, o *yield* em  $t$  é dado por:

$$y_t^{(\tau)} = -\frac{\log P_t^{(\tau)}}{\tau} \quad (2)$$

A demanda dos investidores e arbitradores será maior ou menor de acordo com os *yields* pagos pelo título.

A taxa de juros de prazo curto,  $r_t^{(\tau)}$ , é o limite do *yield* quando a maturidade  $\tau$  tende a zero. A taxa de juros de curto prazo é exógena e supõe que segue um processo Ornstein-Uhlenbeck<sup>2</sup> com reversão a média:

$$dr_t = k_r(\bar{r} - r_t)dt + \sigma_r dB_t \quad (3)$$

Na equação evidenciada em (3) ( $\bar{r}$ ,  $k_r$ ,  $\sigma_r$ ) são constantes em que  $\bar{r}$  é a taxa média de juros de curto prazo e representa o ponto de equilíbrio suportado pelo modelo. O parâmetro  $\sigma_r$  representa a volatilidade das taxas de juros causada por choques e  $B_t$  representa um movimento Browniano. Já as taxas para maturidades mais longas são determinadas endogenamente através do *trade* entre investidores e arbitradores.

A oferta de títulos públicos menos a demanda dos investidores e arbitradores por esses títulos define a oferta líquida, representada no instante  $t$  por  $s_t^{(\tau)}$ . No modelo, a oferta dependerá linearmente dos *yields* ( $y_t^{(\tau)}$ ) sendo uma função decrescente neles:

$$s_t^{(\tau)} = \alpha(\tau)\tau \left[ \beta_t^{(\tau)} - y_t^{(\tau)} \right] \quad (4)$$

Uma restrição é que a função  $\alpha(\tau)$  é positiva.

O  $\beta_t^{(\tau)}$  dependerá tanto da maturidade  $\tau$  quanto do tempo  $t$  e terá a seguinte forma:

---

<sup>2</sup> O processo Ornstein-Uhlenbeck é um processo estocástico de reversão a média definido por uma equação diferencial. É muito utilizado para modelagem estocástica de taxa de juros, variações nas taxas de câmbio e preço de commodities.

$$\beta_t^{(\tau)} = \bar{\beta} + \sum_{k=1}^K \theta_k(\tau) \beta_{k,t} \quad (5)$$

Na qual  $\bar{\beta}$  é uma constante,  $\{\beta_{k,t}\} k = 1, \dots, K$  são os fatores de risco que caracterizam demanda e oferta e  $\{\theta_k(\tau)\} k = 1, \dots, K$  são funções que caracterizam como cada fator de risco impactaria as diferentes maturidades na ausência de arbitragem. Vaynos & Greenwood (2010) demonstram que se  $\theta_k(\tau)$  fosse independente da maturidade, mudanças no fator de risco  $\beta_{k,t}$  impactariam todas as maturidades igualmente e causariam um deslocamento paralelo na estrutura a termo. Porém, quando  $\theta_k(\tau)$  está relacionado a uma maturidade específica, mudanças no fator de risco impactam essa maturidade em maior grau e tais mudanças são interpretadas como choques locais de demanda ou oferta.

Em equilíbrio e na ausência de oportunidades de arbitragem oferta e demanda se igualam, e assim, a oferta líquida será zero. O *yield* então será:

$$[\beta_t^{(\tau)} = y_t^{(\tau)}] \quad (6)$$

Assim como a taxa de curto prazo, supõe-se que o fator  $\beta_{k,t}$  segue o processo Ornstein-Uhlenbeck:

$$d\beta_{k,t} = -k_{\beta,k} \beta_{k,t} dt + \sigma_{\beta,k} dB_{\beta,k,t} \quad (7)$$

Na qual  $(k_{\beta,k}, \sigma_{\beta,k})$  são constantes positivas e  $B_{\beta,k,t}$  é um movimento Browniano independente de  $B_{r,t}$  e de  $B_{\beta,k',t}$  para  $k' \neq k$ .

Arbitradores podem investir em qualquer maturidade e resolvem um problema de média-variância buscando maximizar sua riqueza instantânea. O problema de otimização é dado por:

$$\max_{\{x_t^{(\tau)}\}} [E_t (dW)_t - a/2 \text{Var}_t(dW_t)] \quad (8)$$

Na qual  $W_t$  é a riqueza do arbitrador no momento  $t$ ,  $a$  é seu coeficiente de aversão ao risco e  $x_t^{(\tau)}$  representa o valor monetário investido no título com maturidade  $\tau$ . Conforme citado anteriormente, nesse modelo, o papel dos arbitradores é fundamental uma vez que são responsáveis por interligar as diferentes maturidades da estrutura a termo. Na ausência dos

arbitradores, a estrutura a termo seria extremamente segmentada e cada maturidade seria um mercado separado, sendo influenciado apenas por choques de demanda e oferta nessa maturidade específica. Essa segmentação plena não ocorre devido à presença dos arbitradores, porém ela não deixa de existir, ainda que em certo grau, e está relacionada à aversão ao risco desses agentes. Um outro papel dos arbitradores é incorporar informações sobre as taxas curtas (determinadas exogenamente) no preço dos títulos. Quando o Banco Central exerce política monetária por meio de alterações da taxa de juros de curto prazo a propagação dessa política para toda a estrutura a termo também está relacionada aos arbitradores e seus graus de aversão ao risco. Quando esses têm elevado grau de aversão ao risco a propagação é limitada e as taxas mais longas reagirão pouco às mudanças de expectativas em relação às taxas curtas.

Considerando que o investimento em títulos tem algum risco, tal investimento deve oferecer retorno esperado positivo afim de atrair os arbitradores. Se a taxa curta é elevada, os arbitradores assumirão posição vendida em títulos longos e investirão nas taxa curtas. Assim, os títulos longos oferecem prêmio negativo e menor retorno esperado que as taxas de prazos menores. Nesse contexto, o valor de mercado dos fatores de risco<sup>3</sup> também é relevante, e esse é comum para todos os títulos. Quando o Governo altera sua política econômica por meio de alterações na oferta de dívida, toda a estrutura a termo é afetada. A intuição por trás desse argumento é a seguinte: quando o Governo emite mais títulos longos, essa nova oferta de dívida irá impactar a estrutura a termo através de alterações no valor de mercado dos fatores de risco. Os arbitradores irão acomodar o aumento relativo na oferta dos títulos longos, aumentando sua posição nesses e reduzindo posições na taxa curta. Uma vez que os títulos longos são mais sensíveis a alterações nas taxas curtas, os arbitradores ficam mais expostos ao risco dessas taxas (curtas) e por isso requerem maior compensação. Assim, o valor de mercado do risco das taxa curtas aumentará, e isso aumenta o prêmio de risco e o *yield* de todos os títulos. Veremos adiante se a análise dos dados para a economia brasileira não rejeita esse argumento.

Em equilíbrio o preço dos títulos é definido por:

$$P_t^{(\tau)} = e^{-[A_r(\tau)r_t + \sum_{k=1}^K A_{\beta,k}(\tau)\beta_{k,t} + C(\tau)]} \quad (9)$$

---

<sup>3</sup> Valor de mercado dos fatores de risco é definido como o excesso de retorno do ativo em relação ao risco de mercado dividido pelo risco do próprio ativo.

A função  $A_r(\tau)$  caracteriza a sensibilidade do retorno dos títulos à taxa curta ( $r_t$ ), e as funções  $\{A_{\beta,k}(\tau)\} k = 1, \dots, K$  representam a sensibilidade aos fatores de demanda e oferta  $\{\beta_{k,t}\} k = 1, \dots, K$ . Isso pode ser visto pelo Teorema de Itô, e assim o retorno instantâneo do título será:

$$\frac{dP_t^{(\tau)}}{P_t^{(\tau)}} = \mu_t^{(\tau)} dt - A_r(\tau) \sigma_r dB_{r,t} - \sum_{k=1}^K A_{\beta,k}(\tau) \sigma_{\beta,k} dB_{\beta,k,t} \quad (10)$$

$\mu_t^{(\tau)}$  representa o valor esperado do retorno do título. Na ausência de arbitragem o prêmio de risco do título em relação à taxa curta é uma função linear aos fatores de risco que sensibilizam o título.

$$\mu_t^{(\tau)} - r_t = A_r(\tau) \gamma_{r,t} + \sum_{k=1}^K A_{\beta,k}(\tau) \gamma_{\beta,k,t} \quad (11)$$

Os coeficientes  $\gamma_{r,t}$  e  $\{\gamma_{\beta,k,t}\} k = 1, \dots, K$  são comuns para todos os títulos e representam o valor de mercado do risco correspondentes aos fatores  $r_t$  e  $\{\beta_{k,t}\} k = 1, \dots, K$ , respectivamente. Em um modelo sem arbitragem com  $K+1$  fatores, a equação (11) pode ser obtida. A contribuição do modelo de Vayanos & Greenwood (2010) é de estabelecer uma relação entre o valor de mercado dos fatores de risco e a oferta e a maturidade da dívida pública. Eles mostram que é através de alterações do valor de mercado desses fatores que a oferta e a maturidade da dívida pública irão alterar o *yield* e retorno dos títulos.

As seguintes hipóteses são obtidas a partir do modelo teórico:

*Proposição 1<sup>4</sup>: Supondo que a aversão ao risco dos arbitradores é baixa, então, o aumento em uma unidade do fator  $\beta_{k,t}$  irá reduzir o retorno do título em:*

$$A_{\beta,k}(\tau) \approx \frac{\alpha \sigma_r^2 \int_0^T \alpha(\tau) \tau \theta_k(\tau) \frac{1-e^{1-e^{-k_r\tau}}}{k_r}}{k_r - k_{\beta,k}} \left( \frac{1-e^{-k_{\beta,k}\tau}}{k_{\beta,k}} - \frac{1-e^{-k_r\tau}}{k_r} \right) \quad (12)$$

Essa proposição determina como choques de demanda e oferta nos títulos afetam a estrutura a termo.

<sup>4</sup> As 5 proposições listadas podem ser demonstradas teoricamente no paper original de Vayanos & Greenwood, referência consta na bibliografia do presente trabalho.



Supõe-se que o fator  $\beta_{1,t}$  está relacionado com a maturidade da dívida pública. Assim, um aumento nesse fator corresponde a um aumento na maturidade média da dívida, feita por meio da emissão de títulos longos pelo Governo e a correspondente recompra de títulos mais curtos. Um ponto importante é que Vayanos & Greenwood (2010) supõe que não há alteração no valor total da dívida, e assim o foco é na alteração da maturidade da dívida. O objetivo é analisar como mudanças na maturidade afetam o retorno e *yield* dos títulos públicos.

*Proposição 2: Supondo que o coeficiente de aversão ao risco dos arbitradores é baixo, então, um aumento na maturidade média da dívida pública aumentará o yield de todos os títulos. Porém, os títulos de maturidade maiores serão os mais afetados.*

*Proposição 3: essa proposição relaciona-se com o prêmio de risco dos títulos públicos. Supondo que o coeficiente de aversão ao risco dos arbitradores é baixo, então, um aumento na maturidade média da dívida pública aumentará o prêmio de risco de todos os títulos. Porém o prêmio de risco dos títulos mais longos será o mais afetado.*

O aumento no prêmio de risco é maior para títulos mais longos uma vez que eles são mais sensíveis às alterações nas taxas curtas.

*Proposição 4: Supondo que o coeficiente de aversão ao risco dos arbitradores é baixo. Então, o efeito do aumento da maturidade da dívida pública no prêmio de risco é maior que o efeito nos yields evidenciados na proposição 2.*

Há uma relação positiva entre o prêmio de risco dos títulos e a inclinação da curva de estrutura a termo (definida com o *yield* de um título longo menos o *yield* de um título curto). Por exemplo, quando a maturidade da dívida pública aumenta, o prêmio dos títulos aumentará assim como a inclinação da estrutura a termo (uma vez que os *yield* também ficam maiores).

*Proposição 5: Supondo que o coeficiente de aversão ao risco dos arbitradores é baixo, então, aumentos na maturidade média irão resultar em maiores excesso de retorno dos títulos mesmo em uma regressão univariada (quando apenas a maturidade média é a variável independente do modelo), assim como quando se controla a inclinação da curva de estrutura a termo.*

As proposições de 1 a 5 consideram que os arbitradores possuem baixo grau de aversão ao risco, migrando com maior facilidade ao longo das maturidades. Isso ocorre em menor grau à medida que esses agentes se tornam mais avessos ao risco. Nesse caso, os choques de demanda e oferta tendem a ser mais locais e as consequências dependerão dos demais fatores de risco no mercado.

De acordo com o modelo teórico de Vayanos & Greenwood (2010) apresentados, algumas hipóteses foram derivadas e essas serão testadas para a economia brasileira no presente trabalho.

### 3. TESTES EMPÍRICOS

Neste capítulo serão apresentados os resultados dos testes das proposições de Vayanos & Greenwood (2010) assim como os dados para a economia brasileira. Por meio dos testes empíricos serão analisados os resultados para o Brasil e concluiremos se o modelo proposto contribui para melhor entendimento da estrutura a termo brasileira.

Considera-se que o total de pagamentos dos títulos analisados em  $t$  é definido por:

$$D_t^{(\tau)} = PR_t^{(\tau)} + C_t^{(\tau)} \quad (13)$$

$PR_t^{(\tau)}$  é o somatório do pagamento do principal e  $C_t^{(\tau)}$  o somatório do pagamento do cupom de todos os títulos considerado. A partir dos valores obtidos para  $D_t^{(\tau)}$  obtém-se a *duration* e maturidade desta carteira de títulos. O conceito de *duration* utilizado teoricamente será o seguinte, em que todos os pagamentos da carteira de títulos são descontados pelo valor médio histórico da taxa de juros de curto prazo ( $\bar{r}$ ):

$$Duration_t = \tau \frac{\sum_{0 \leq \tau \leq 30} \frac{D_t^{(\tau)}}{(1+\bar{r})^\tau}}{\sum_{0 \leq \tau \leq 30} \frac{D_t^{(\tau)}}{(1+\bar{r})^\tau}} \quad (14)$$

O modelo a ser testado inicialmente consiste em gerar regressões em que a maturidade ou *duration* da carteira de títulos públicos representa a variável independente, que é modificada de acordo com a política econômica do Governo. Nesse sentido, será analisado o impacto da oferta relativa de títulos públicos nos *spreads* entre as taxas de diversas maturidades. Consideramos a oferta relativa entre títulos com maturidades elevadas e curtas.

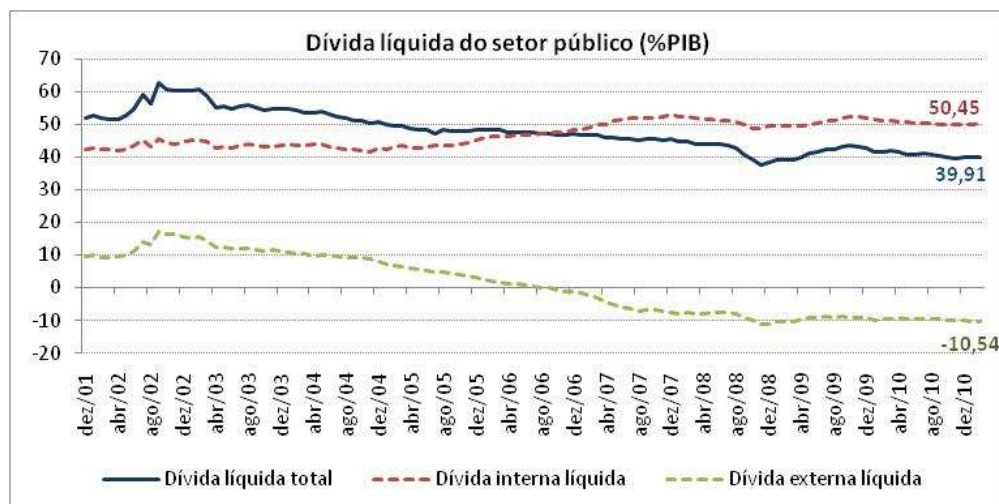
Seguindo a idéia do trabalho original, uma estrutura a termo deverá ser estimada a partir dos *yields* dos títulos da dívida pública. A Dívida Pública Mobiliária do Governo Federal (DPMF) é composta por todos os títulos federais<sup>5</sup> emitidos pelo Tesouro Nacional.

---

<sup>5</sup> Uma descrição dos diversos tipos de títulos da dívida pública federal (englobando todos os títulos emitidos pelo Tesouro Nacional) pode ser encontrada no Manual de Finanças Públicas do Banco Central: <http://www.bcb.gov.br/htms/infecon/finpub/cap6p.pdf>

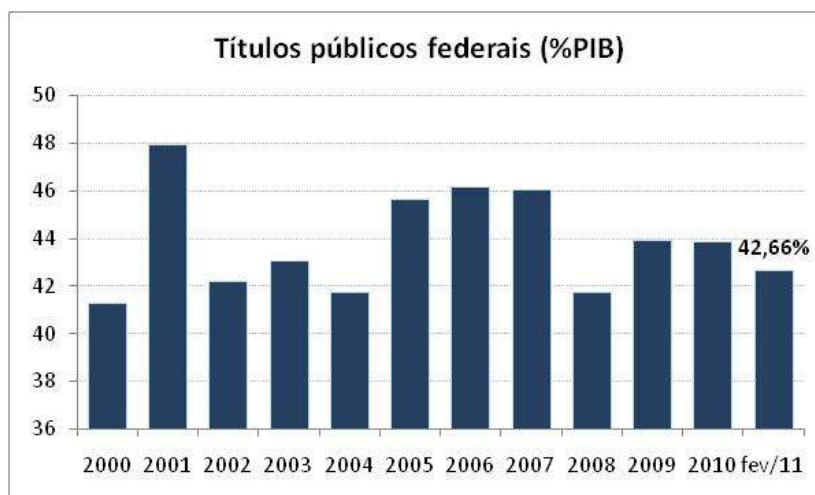
A DPMF historicamente representa a maior parte da dívida pública líquida. Conforme gráfico 01 a dívida líquida do setor público representou 39,91% do PIB em fevereiro de 2011, porém considerando somente a dívida interna, esse percentual foi de 50,45%. Analisando o gráfico 02 observa-se que os títulos públicos emitidos representavam 42,66% do PIB, sendo assim a principal forma de financiamento do setor público.

Gráfico 1



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) - Nota à Imprensa Política Fiscal

Gráfico 2



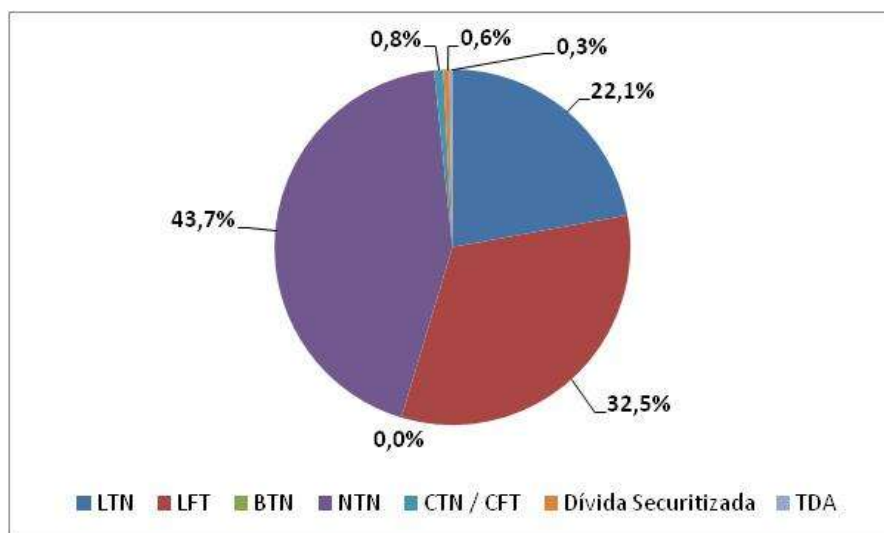
Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) - Nota à Imprensa Política Fiscal

Dessa maneira, considerando a dívida mobiliária brasileira, para cada período analisado, é necessário que se tenha as taxas pagas pelos títulos de diversas maturidades, assim como a

maturidade total da dívida pública naquele instante analisado. Conforme citado anteriormente, estudos acerca da curva de juros no Brasil ganharam mais força após o Plano Real. Antes desse marco, não era possível realizar estudos, uma vez que os títulos que compunham a dívida pública eram na sua maioria, indexados a índice de preços, e com o fenômeno da hiperinflação, qualquer análise se tornava distorcida.

Para construção da estrutura a termo de juros, faz necessário consolidar todos os títulos emitidos e então analisar o prazo e as taxas pagas por todos eles mensalmente. Para as maturidades intermediárias (aquelas que não temos dados observáveis diretamente) deve-se aplicar a técnica de interpolação de taxas. Dada complexidade dessa análise optou-se por trabalhar com títulos pré-fixados, representados na sua maioria por Letras do Tesouro Nacional (LTN's), uma vez que as taxas pagas por esses títulos são conhecidas na emissão e, além disso não pagam cupom. Conforme gráfico abaixo as LTN's representavam 22,1% dos títulos sob responsabilidade do Tesouro Nacional.

Gráfico 3: Composição da dívida mobiliária federal sob responsabilidade do Tesouro Nacional – posição em fevereiro de 2011.



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) - Nota à Imprensa Política Fiscal

Considerando a carência de dados para estimação da curva para prazos mais longos e também a carência de informação para a construção de uma estrutura a termo mensal, no presente trabalho utilizaremos a taxa referencial de swaps de DI Pré-fixada, uma vez que a curva de juros para esse derivativo segue a curva de juros pré fixada, semelhante à seguida

pelas LTN's. Tal swap é negociado diariamente na BM&F Bovespa para vencimento de diversos prazos. Observa-se, inclusive, que nos últimos anos (a partir de 2005) os prazos negociados chegam a mais de 15 anos, apesar da liquidez ainda reduzida para contratos mais longos. Por outro lado, as LTN's apresentam maturidade máxima por volta de 3,2 anos. Supõe-se então a hipótese de que o retorno dos swaps acima mencionados se comporte de forma semelhante ao retorno dos títulos públicos pré fixados.

Foram coletados dados mensais da taxa de juros implícita desses swaps com maturidades de 1,6,12,24 e 36 meses. Os dados foram coletados do próprio site da BM&F Bovespa. Para maturidades mais longas observa-se queda de liquidez nas negociações, por isso optou-se por trabalhar com maturidades de 48 e 60 meses (além das outras maturidades citadas acima), sendo esse prazo o mais longo a ser analisado. Para tais prazos utilizou-se a taxa negociada no último dia de cada mês. Além disso, para a análise faz-se necessário utilizar prazos intermediários, não disponíveis em fontes públicas. Para esses utilizou-se técnica de interpolação desenvolvida por Svensson (1994). Assim, com a curva mensal de 1, 6, 12, 24 e 36 meses, conseguimos obter também a curva para 11, 23 e 35 meses.

Os testes foram elaborados no período janeiro de 2000 a dezembro de 2010 (período em que os dados puderam ser coletados), com exceção das maturidades de 48 e 60 meses em que os dados só puderam ser coletados a partir de março de 2004.

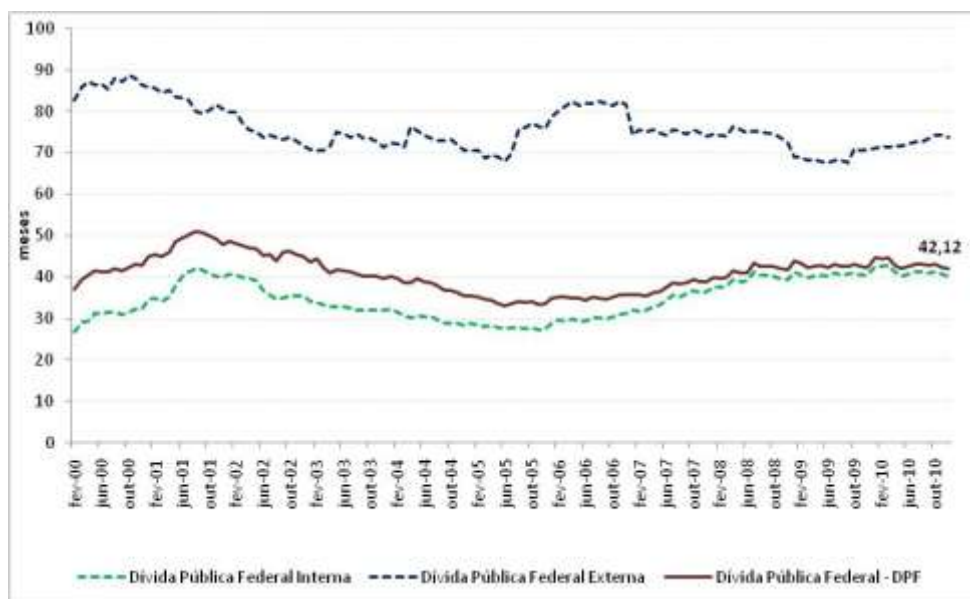
A primeira hipótese a ser testada consiste em: ***spreads* entre os *yields* de títulos com maturidade em  $\tau$  anos e um ano crescem à medida que maturidade da dívida pública aumenta.** Conforme citado anteriormente, a análise de Vayanos & Greenwood (2010) é feita para a economia americana e nessa economia, os títulos públicos têm um histórico bastante longo passível de teste. Além disso, a liquidez desses títulos é elevada. No caso do swap DlxPré analisado, consideramos que a estrutura a termo formada pelo *yield* desses derivativos somente possui liquidez considerável para maturidades de até 5 anos. Assim, consideramos 1 mês de maturidade como o *yield* curto (substituindo o de 1 ano do *paper*) e calculamos o *spread* entre *yields* para maturidades mais longas e esse título.

$$y_t^{(\tau)} - y_t^{(1)} = a + bX_t + u_t \quad (15)$$

Variável dependente: *spread* entre *yields* longos (6, 12, 24, 36, 48 e 60 meses) e curto (1 mês). Para todas as análises, utilizaram-se as taxas em logaritmo neperiano.

Para a variável independente utilizou-se o prazo médio da dívida mobiliária federal interna, em que estão consolidados os títulos emitidos pelo Tesouro Nacional.

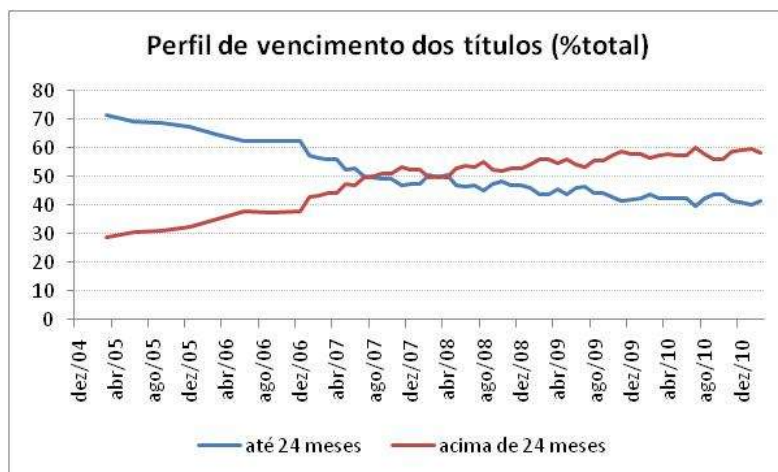
Gráfico 4 – Prazo médio da dívida mobiliária federal



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB)

Diferentemente da economia americana, uma importante característica da estrutura a termo no Brasil é a maturidade curta dos títulos emitidos. Enquanto nos EUA títulos mais longos (com vencimento maiores de 10 anos) apresentam histórico de grande liquidez, no Brasil isso não é observado. Esse fato se deve principalmente às incertezas em relação às variáveis macroeconômicas no país. Contudo, observa-se que a tendência é que haja no futuro o alongamento da dívida pública brasileira, o que já vem ocorrendo. Enquanto em dezembro de 2003, 71,3% dos títulos emitidos tinham vencimento em até 24 meses, esse percentual cai para 40,6% em fevereiro de 2011.

Gráfico 5



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB)

Dessa maneira, a regressão descrita em (15) foi gerada, utilizando a técnica dos mínimos quadrados ordinários.

Tabela 1 – Variável independente: prazo médio da dívida mobiliária interna

MQO										
	n° de obs	constante (a)	desvio padrão (a)*	prazo médio (b)	desvio padrão (b)*	t-statistic (b)	prob (b)	R2	adjusted R2	durbin-watson
spread06	132	-0,0610	0,0142	0,0016	0,0037	4,3380	0.0000	0,3194	0,3142	0,4678
spread12	132	-0,1016	0,0195	0,0027	0,0005	5,1968	0.0000	0,3675	0,3626	0,4374
spread24	132	-0,1610	0,0264	0,0043	0,0071	6,0848	0.0000	0,4395	0,4352	0,4059
spread36	132	-0,2007	0,0322	0,0054	0,0009	6,2632	0.0000	0,4650	0,4609	0,3870
spread48	82	-0,1588	0,0167	0,0042	0,0004	9,7316	0.0000	0,5421	0,5364	0,4301
spread60	82	-0,1687	0,0175	0,0044	0,0004	9,8826	0.0000	0,5497	0,5441	0,3834

\* desvios-padrão robustos para heterodasticidade e autocorrelação. Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

A conclusão inicial é que o prazo médio da dívida pública apresenta significância para explicar a diferença de *yield* entre títulos longos e curtos, considerando os níveis usuais (probabilidade da estatística menor que 5%). Contudo, o teste de Durbin-Watson evidencia resultado menor que 1,3 para todos os casos, indicando que há fortes indícios de autocorrelação nos resíduos<sup>6</sup>.

De acordo com a hipótese 1 o *spread* entre os *yields* de títulos com maturidade em  $\tau$  meses e um mês cresce à medida que maturidade da dívida pública aumenta. Esse resultado foi

<sup>6</sup> Apesar disso, do ponto de vista econométrico a regressão é robusta uma vez que os valores da estatística Durbin-Watson são suficientemente longes de zero.



visto para a economia americana e os testes acima evidenciam comportamento semelhante para o Brasil. Assim, quando a maturidade da dívida aumenta, todos os títulos são afetados (longos e curtos). Porém os títulos de maturidades maiores são os mais afetados (além de maiores coeficiente, principalmente até 36 meses, o R2 ajustado cresce à medida que o prazo do derivativo aumenta), o que ratifica a proposição 02 evidenciada anteriormente.

As demais hipóteses a serem testadas são as seguintes:

-Hipótese 2: **O retorno entre títulos com maturidade em  $\tau$  anos e um ano cresce à medida que maturidade da dívida pública aumenta. Essa relação é também válida quando a inclinação da curva a termo  $(y_t^{(\tau)} - y_t^1)$  é controlada.**

- Hipótese 03: **A hipótese 2 torna-se mais forte à medida que  $\tau$  aumenta.**

- Hipótese 04: **Variações no prazo médio terão mais efeitos nos retornos do que nos *yields*.**

O retorno de se reter um título comprado de N períodos e vendê-lo no período seguinte (quando faltará N-1 períodos para a maturidade) pode ser definido como (considerando as taxas em logaritmo neperiano):

$$r_{t+1}^{\tau} = \tau y^{\tau} - (\tau - 1)y^{\tau-1} \quad (16)$$

Desta maneira, as seguintes regressões foram geradas para testarmos as hipóteses 2, 3 e 4:

$$r_{t,t+1}^{\tau} - y_t^{(1)} = a + bX_t + u_{t+1} \quad (17)$$

$$r_{t,t+1}^{\tau} - y_t^{(1)} = a + bX_t + c(y_t^{(\tau)} - y_t^{(1)}) + u_{t+1} \quad (18)$$

Em 17, analisou-se o excesso de retorno de um mês do swap de 12 meses, 24 e 36 meses e os seguintes resultados foram obtidos:

Tabela 2 – Resultados da estimação da regressão (17)

MQO										
	n° de obs	constante ( $\alpha$ )	desvio padrão ( $\alpha$ )*	prazo médio (b)	desvio padrão (b)*	t-statistic (b)	prob (b)	R2	adjusted R2	durbin- watson
retorno12	132	-0,2117	0,0356	0,0057	0,0009	5,9813	0.0000	0,4490	0,4447	0,3861
retorno24	132	-0,1129	0,0324	0,0030	0,0009	3,4453	0,0008	0,1529	0,0146	0,5671
retorno36	132	-0,3954	0,0740	0,0107	0,0019	5,4941	0.0000	0,4172	0,4127	0,3983

\* desvios-padrão robustos para heterodasticidade e autocorrelação. Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

Os resultados acima sugerem a validade da hipótese 2, em que o prazo médio parece ser significativo para explicar o excesso de retorno dos títulos de diversas maturidades. De acordo com a teoria, como o excesso de retorno é uma boa medida para o prêmio de risco, ele terá duas vantagens em relação aos *yields* nessa análise. Inicialmente porque a maturidade da dívida pública afeta a estrutura a termo via prêmio de risco (e o excesso de retorno está diretamente relacionado). Segundo, de acordo com o modelo, a maturidade tem efeitos mais fortes no excesso de retorno do que nos *yields spreads*. As análises para 12 e 36 meses, vão de acordo com a teoria e assim, com a hipótese 03 do modelo. Para maturidade mais longa (36 meses), o efeito do prazo médio no excesso de retorno mostrou-se mais forte.

Comparando a tabela 02 com a 01, observa-se que os resultados são mais fortes para o excesso de retorno. Por exemplo, o coeficiente do prazo médio considerando a maturidade de 12 meses sobe de 0,0027 para 0,0057 quando o retorno é analisado e não mais o *yield*.

O excesso de retorno de um mês do swap de 24 meses não se comportou de acordo com a teoria uma vez que o coeficiente foi menor do que na análise com o *yield*. Uma justificativa pode ser que a taxa de 23 meses (necessária para cálculo do retorno) fora obtida por meio de técnica de interpolação e por isso a análise pode apresentar distorções.

O teste é então expandido para o caso em que a inclinação da estrutura a termo é também variável independente, os resultados podem ser vistos na tabela 03.

Tabela 3 – Resultados da estimação da regressão (18)

MQO														
	n° de obs	constante (a)	desvio padrão (a)*	prazo médio (b)	desvio padrão (b)*	spread (c)	desvio padrão (c)*	t-statistic (b)	t-statistic (c)	prob (b)	prob (c)	R2	adjusted R2	durbin- watson
retorno12	132	-0,0470	0,0182	0,0013	0,0005	1,6211	0,1015	2,8302	15,9710	0,0054	0,0000	0,9041	0,9026	0,5131
retorno24	132	0,0340	0,2498	-0,0010	0,0006	0,9121	0,9777	-1,5122	9,3350	0,1329	0,0000	0,4944	0,4866	0,5637
retorno36	132	-0,0253	0,0507	0,0008	0,0013	1,8444	0,2302	0,5865	8,0111	0,5586	0,0000	0,8293	0,8267	0,5623

\* desvios-padrão robustos para heterodasticidade e autocorrelação. Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

Na tabela acima, analisa-se o *yield spread* como variável explicativa para o excesso de retorno. Com essa variável, as regressões para 12 e 36 meses mostraram coeficiente significativo. Na prática, observou-se que as séries de *yield spread* e excesso de retorno apresentaram elevada correlação, maior que 92% o que justifica o R2 das regressões. Ao incluir tal variável, o prazo médio deixou de ser significativo para 36 meses. Assim, nessa análise os resultados não foram tão satisfatórios quanto nas anteriores.

Além disso, observa-se novamente resultado distorcido para o retorno de 24 meses.

Por fim, analisou-se também a diferença de *spread* ao se investir no ativo arriscado. Nesse caso, analisamos a diferença da taxa paga pelo swap com maturidade qualquer e outro livre de risco. A idéia é que o ativo livre de risco seja determinado pelo Governo em que não há arbitragem, sendo definida pela taxa de juros de curto prazo da economia. Assim, adotou-se para essa variável a taxa Selic uma vez que sua meta é definida pela política econômica e representa a taxa de juros básica da economia brasileira.

Para tanto a seguinte regressão foi gerada:

$$y_t^{(\tau)} - r_t = a + bX_t + u_{t+1} \quad (19)$$

Os seguintes resultados foram obtidos:

Tabela 4 – Resultados da estimação da regressão (19)

MQO										
	n° de obs	constante ( $\alpha$ )	desvio padrão ( $\alpha$ )*	prazo médio (b)	desvio padrão (b)*	t-statistic (b)	prob (b)	R2	adjusted R2	durbin- watson
spread06	132	-0,0701	0,0168	0,0018	0,000436	4,2358	0.0000	0,3291	0,3240	0,5413
spread12	132	-0,1107	0,0213	0,0029	0,000561	5,2269	0.0000	0,3800	0,3752	0,4531
spread24	132	-0,1700	0,0275	0,0045	0,000732	6,1940	0.0000	0,4466	0,4424	0,4178
spread36	132	-0,2097	0,0331	0,0056	0,000881	6,3764	0.0000	0,4695	0,4654	0,3989
spread48	82	-0,1597	0,0166	0,0042	0,000427	9,8561	0.0000	0,5484	0,5427	0,4239
spread60	82	-0,1696	0,0174	0,0045	0,000446	9,9949	0.0000	0,5553	0,5497	0,3781

\* desvios-padrão robustos para heterodasticidade e autocorrelação. Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

Nessa análise, novamente, o prazo médio apresentou-se significativo para explicar o prêmio de risco acima definido. Além disso, o resultado também foi mais forte para maturidades maiores. Vale lembrar que no período analisado, a taxa livre de risco mostrou-se bastante semelhante ao *yield* de 1 mês, ou seja ( $r \approx y^1$ ) e assim os resultados apresentados na tabela 4 foram parecidos com os apresentados na tabela 1.

As análises apresentadas tiveram como objetivo determinar empiricamente como a estrutura da maturidade da dívida pública afeta a curva a termo da taxa de juros. As abordagens convencionais se baseiam na expectativa dos agentes para explicar o comportamento da estrutura a termo (conforme ressaltado, a teoria mais convencional nesse tema é a teoria das expectativas). E de acordo com a literatura, a teoria é rejeitada para a economia brasileira. Sendo assim, o presente trabalho buscou uma nova abordagem para o entendimento da estrutura a termo, relacionando essa com a oferta relativa de dívida pública. A análise empírica demonstrada parece ser significativa, e o modelo proposto ajuda a entender a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros para o Brasil.

Cabe ressaltar que o estudo das taxas de juros na economia brasileira ainda é um processo que apresenta uma série fragilidades. Inicialmente, dada a carência de dados optou-se por trabalhar com derivativos ao invés de títulos públicos uma vez que os derivativos apresentam maior histórico de liquidez e também são negociados para maturidades mais longas. Além disso, o período de análise ainda é bastante curto quando comparado ao trabalho original de Vayanos e Greenwood (2010). No *paper* para a economia americana a análise engloba mais de 50 anos. Dessa maneira, apesar do resultado para o Brasil ir de

acordo com a teoria proposta, essa análise ainda apresenta limitações, como as evidenciadas acima.



## 4 – CONCLUSÃO

O presente trabalho buscou analisar o impacto da variação da oferta de títulos públicos no *spread* entre os títulos de diferentes maturidades, assim como no excesso de retorno.

Considerando segmentação no mercado de juros, ou seja, os investidores demandando maturidades específicas, uma nova emissão de títulos longos, por exemplo, aumentaria a taxa destes títulos, mas não afetaria o retorno dos títulos mais curtos. Porém, de acordo com o modelo proposto, existem agentes no mercado, os arbitradores que integram as diferentes maturidades e assim, na presença desses os mercados estariam integrados, e a emissão de dívida longa deverá impactar toda a estrutura a termo.

Esse estudo baseou-se no trabalho de Vayanos & Greenwood (2010) elaborado anteriormente para a economia americana. De acordo com a literatura, os autores mostram que há diversos debates relacionando o perfil de vencimento da dívida pública com *yield* e excesso de retorno dos títulos americanos, porém há pouca evidência empírica envolvendo esses assuntos. Dessa forma, em uma amostra com mais de 50 anos, fora analisado empiricamente como a estrutura de vencimento da dívida pública é capaz de afetar os *yields* e excesso de retorno dos papéis negociados. A partir das hipóteses evidenciadas anteriormente, os testes puderam ser realizados. Os resultados obtidos para a economia americana foram de acordo com o modelo proposto. Vayanos mostra que a oferta relativa de títulos longos é positivamente relacionada aos seus *spreads* e consequentemente ao excesso de retorno em relação a títulos mais curtos.

Mudanças na oferta relativa alteram toda a estrutura a termo, porém, de acordo com o modelo e com a evidencia empírica, títulos de maturidades maiores são os mais afetados.

Adaptando tal estudo à economia brasileira, vale ressaltar as principais diferenças em relação aos dados utilizados entre as duas economias. Nos EUA, os títulos de maturidade mais longas, como 20 anos por exemplo, possuem grande histórico com liquidez. O mesmo não acontece com o Brasil, uma vez que a dívida pública ainda apresenta perfil de vencimento bastante curto. Assim, nossa diferença de *spread* não engloba diferença tão significativa de prazos. Além disso, o período de análise é também bastante diferente. Nos EUA, a amostra de dados contempla mais de 50 anos, enquanto para o Brasil só é possível estimar uma estrutura a termo passível de teste após a implementação do plano Real.

Contudo, apesar de ainda termos fragilidades nos dados, os testes mostraram resultados de acordo com o modelo proposto. Inicialmente, observou-se o prazo médio da dívida pública apresenta significância para explicar a diferença de *yield* entre títulos de diversas maturidades e títulos curtos. Assim, com alterações na maturidade da dívida, toda a estrutura a termo é afetada. Além disso, os efeitos são maiores para maturidades mais longas.

O mesmo trabalho fora feito em relação ao excesso de retorno e mais uma vez os resultados foram de acordo com a teoria: o prazo médio parece ser significativo para explicar essa variável. Por fim, conclui-se que como a maturidade da dívida pública afeta os *yields* via alteração no prêmio de risco, os resultados evidenciados são mais fortes para o excesso de retorno do que para os *spreads*.

Por fim, vale também lembrar, que diversos fatores estão embutidos na formação de taxas e retornos de títulos e as análises feitas nesse trabalho buscaram analisar um desses fatores, representado pela oferta relativa de títulos públicos. Para os formuladores de política econômica essa análise se torna extremamente relevante uma vez que, conforme demonstrado nesse trabalho, choques de oferta alteram a estrutura a termo e com isso, repercutem decisões de consumo e investimento dos agentes.

## BIBLIOGRAFIA

BRITO, Ricardo et al: *Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras*. Trabalhos para discussão 72, Banco Central do Brasil. 2003.

CAMPBELL J.Y. e SHILLER, R.J.,: *Cointegration and Tests of Present Value Models.*” Journal of Political Economy, 95, 5, 1062-1088, 1987.

BARRO, R.: *Are Government Bonds Net Wealth?* Journal of Political Economy. 82, 1095-1117, 1974.

GARCIA, Márcio; SALOMÃO, Juliana: *Alongamento dos títulos de renda fixa no Brasil*. Anbid, 2005.

HOTTA, Luiz; LAURINI, Marcio: *Extensões Bayesianas do Modelo de Estrutura a Termo Diebold – Li*. Unicamp, 2008.

LIMA, A.M. e ISSLER, J. V.: *A Hipótese das Expectativas na Estrutura a Termo de Juros no Brasil: uma Aplicação de Modelos de Valor Presente*. Anais II Encontro Brasileiro de Finanças, 2002.

MARÇAL, Emerson; PEREIRA, Pedro: *A Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil: Testando a hipótese de Expectativas Racionais*. 2007.

PENNACHI, George: *Theory of Asset Pricing*, University of Illinois, Business Department.

SHOUSHA, Samer: *Estrutura a Termo da Taxa de Juros e Dinâmica Macroeconômica no Brasil*. Revista do BNDES, Rio de Janeiro, V. 15, N. 30, P. 303-345. 2008.

SVENSSON, L. E. O.: *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994*. NBER, Working Paper 4871, 1994.

TABAK, B.M., and ANDRADE, S.C.,: *Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates*. Working Paper Series, n. 30, Banco Central do Brasil, 2001.



TUROLLA, Frederico: *A Dívida Pública Brasileira: Conceitos, Perfil, Evolução e Perspectivas*. Artigo elaborado para o GV Prevê.

VAYANOS, Dimitri; GREENWOOD, Robin: *Bond Supply and Excess Bond Returns*. Working paper 13806, National Bureau of Economic Research, 2010.

VAYANOS, Dimitri; VILA, Jean-Luc: *A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates*. Working paper 15487, National Bureau of Economic Research, 2009.

Banco Central do Brasil, base de dados – séries temporais. [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br). Último acesso em 05/04/2011.

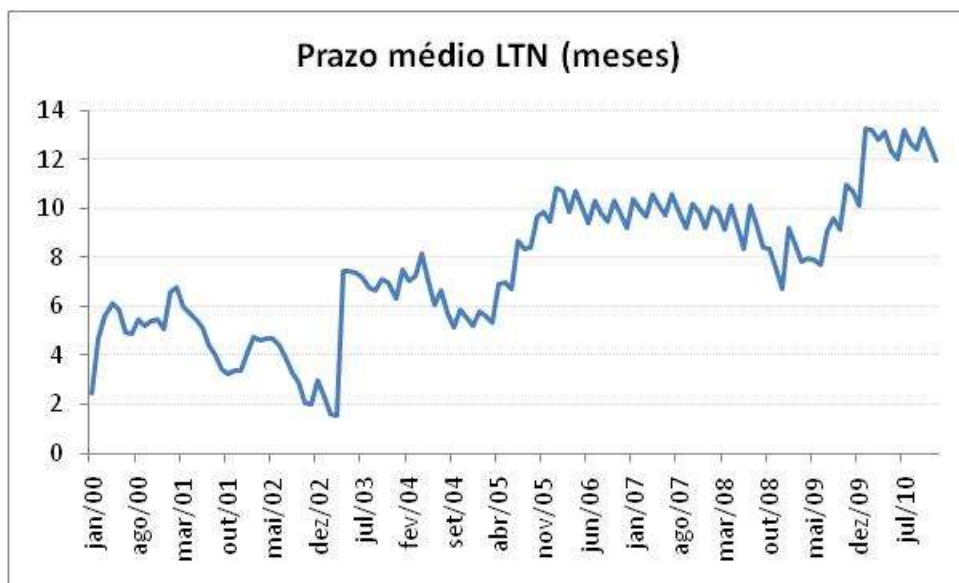
**BM&F Bovespa**, Mercadorias e Futuros, Cotações. [www.bmfbovespa.com.br/pt-br/mercados/mercadorias-e-futuros](http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/mercados/mercadorias-e-futuros). Último acesso em 05/04/2011.

**Tesouro Nacional**, Dívida Pública – Características dos títulos públicos. [www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro\\_direto/historico.asp](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro_direto/historico.asp). Último acesso em 05/04/2011.

## ANEXOS

Uma vez que a análise é feita para taxas pré fixadas considerou-se testar a hipótese 01 alterando a variável independente para o prazo médio das LTN's emitidas.

Gráfico 6



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB)

Assim, obteve-se o seguinte resultado:

Tabela 4 – Variável independente: prazo médio da dívida mobiliária em LTN

MQO										
	n° de obs	constante (a)	desvio padrão (a)*	prazo médio (b)	desvio padrão (b)*	t-statistic (b)	prob (b)	R2	adjusted R2	durbin-watson
spread06	132	0.019390	0,0067	-0.002011	0,0008	-2,5877	0.0108	0.219275	0.213269	0.387618
spread12	132	0.031534	0,0111	-0.003122	0,0013	-2,3760	0.0190	0.215207	0.209170	0.336565
spread24	132	0.051788	0,0164	-0.004956	0,0019	-2,5536	0.0118	0.253427	0.247684	0.272182
spread36	132	0.069312	0,0193	-0.006676	0,0023	-2,9125	0.0042	0.310344	0.305039	0.257261

\* desvios-padrão robustos para heterodasticidade e autocorrelação. Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

A série do prazo médio de LTN no decorrer dos meses apresenta fortes indícios de não estacionariedade (pela análise gráfica e teste de raiz unitária presente mais adiante deste anexo). O mesmo não ocorre com os *spreads*, já que são diferenças de taxas em logaritmo neperiano. Assim, a análise acima não pode ser conclusiva. Afim de corrigir a tendência da série de prazo médio de LTN trabalharemos com a variação percentual mensal dessa variável.

Tabela 5 – Variável independente: variação percentual mensal do prazo médio da dívida mobiliária em LTN

MQO										
	n° de obs	constante (α)	desvio padrão (α)*	prazo médio (b)	desvio padrão (b)*	t-statistic (b)	prob (b)	R2	adjusted R2	durbin- watson
spread06	132	0.010768	0,0043	-0.006540	0,0026	-2,5205	0.0129	0.030604	0.023089	0.340630
spread12	132	0.018046	0,0071	-0.010091	0,0043	-2,3333	0.0212	0.029680	0.022158	0.310160
spread24	132	0.027067	0,0101	-0.012864	0,0060	-2,1572	0.0328	0.022567	0.014990	0.256028
spread36	132	0.031801	0,0120	-0.013310	0,0070	-1,8948	0.0604	0.016346	0.008720	0.226007

\* desvios-padrão robustos para heterodasticidade e autocorrelação. Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

Mesmo corrigindo o problema de tendência na variável independente, a análise parece pouco significativa e inconclusiva (R2 baixo e sinal negativo do coeficiente do prazo médio, indo contra a hipótese inicial).

## REGRESSÕES

### 1) Spreads (variável dependente) e prazo médio (variável independente)

Dependent Variable: SPR6M

Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.061034	0.014175	-4.305662	0.0000
PR_MEDIO	0.001595	0.000368	4.338010	0.0000
R-squared	0.319415	Mean dependent var		0.004006
Adjusted R-squared	0.314180	S.D. dependent var		0.012378
S.E. of regression	0.010251	Akaike info criterion		-6.307818
Sum squared resid	0.013661	Schwarz criterion		-6.264139
Log likelihood	418.3160	F-statistic		61.01213
Durbin-Watson stat	0.467823	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: SPR24M

Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.160975	0.026400	-6.097494	0.0000
PR_MEDIO	0.004287	0.000705	6.084788	0.0000
R-squared	0.439512	Mean dependent var		0.013883
Adjusted R-squared	0.435200	S.D. dependent var		0.028370
S.E. of regression	0.021321	Akaike info criterion		-4.843202
Sum squared resid	0.059097	Schwarz criterion		-4.799523

Log likelihood	321.6513	F-statistic	101.9405
Durbin-Watson stat	0.405903	Prob(F-statistic)	0.000000

Dependent Variable: SPR12M

Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.101642	0.019497	-5.213147	0.0000
PR_MEDIO	0.002680	0.000516	5.196787	0.0000
R-squared	0.367452	Mean dependent var		0.007655
Adjusted R-squared	0.362587	S.D. dependent var		0.019394
S.E. of regression	0.015484	Akaike info criterion		-5.482984
Sum squared resid	0.031168	Schwarz criterion		-5.439305
Log likelihood	363.8769	F-statistic		75.51813
Durbin-Watson stat	0.437400	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: SPR36M

Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.200668	0.032155	-6.240658	0.0000
PR_MEDIO	0.005367	0.000857	6.263168	0.0000
R-squared	0.464975	Mean dependent var		0.018253
Adjusted R-squared	0.460860	S.D. dependent var		0.034533
S.E. of regression	0.025356	Akaike info criterion		-4.496530
Sum squared resid	0.083584	Schwarz criterion		-4.452851
Log likelihood	298.7710	F-statistic		112.9794
Durbin-Watson stat	0.387020	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: SPR48M

Method: Least Squares

Sample: 2004:03 2010:12

Included observations: 82

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.158821	0.016729	-9.493585	0.0000
PR_MED	0.004173	0.000429	9.731558	0.0000
R-squared	0.542081	Mean dependent var		0.003300
Adjusted R-squared	0.536357	S.D. dependent var		0.020333
S.E. of regression	0.013845	Akaike info criterion		-5.697678
Sum squared resid	0.015335	Schwarz criterion		-5.638978
Log likelihood	235.6048	F-statistic		94.70323
Durbin-Watson stat	0.430149	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: SPR60M  
Method: Least Squares

Sample: 2004:03 2010:12  
Included observations: 82

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.168715	0.017482	-9.650789	0.0000
PR_MED	0.004429	0.000448	9.882600	0.0000
R-squared	0.549716	Mean dependent var		0.003329
Adjusted R-squared	0.544088	S.D. dependent var		0.021427
S.E. of regression	0.014468	Akaike info criterion		-5.609653
Sum squared resid	0.016746	Schwarz criterion		-5.550953
Log likelihood	231.9958	F-statistic		97.66579
Durbin-Watson stat	0.383354	Prob(F-statistic)		0.000000

2) Spreads (variável dependente) e prazo médio LTN (variável independente)

Dependent Variable: SPR6M  
Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12  
Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.019390	0.006671	2.906541	0.0043
DUR_LTN	-0.002011	0.000777	-2.587710	0.0108
R-squared	0.219275	Mean dependent var		0.004006
Adjusted R-squared	0.213269	S.D. dependent var		0.012378
S.E. of regression	0.010979	Akaike info criterion		-6.170547
Sum squared resid	0.015671	Schwarz criterion		-6.126868
Log likelihood	409.2561	F-statistic		36.51179
Durbin-Watson stat	0.387618	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: SPR12M  
Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12  
Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.031534	0.011110	2.838432	0.0053
DUR_LTN	-0.003122	0.001314	-2.375989	0.0190
R-squared	0.215207	Mean dependent var		0.007655

Adjusted R-squared	0.209170	S.D. dependent var	0.019394
S.E. of regression	0.017247	Akaike info criterion	-5.267320
Sum squared resid	0.038670	Schwarz criterion	-5.223641
Log likelihood	349.6431	F-statistic	35.64885
Durbin-Watson stat	0.336565	Prob(F-statistic)	0.000000

Dependent Variable: SPR24M  
Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.051788	0.016370	3.163546	0.0019
DUR_LTN	-0.004956	0.001941	-2.553574	0.0118
R-squared	0.253427	Mean dependent var	0.013883	
Adjusted R-squared	0.247684	S.D. dependent var	0.028370	
S.E. of regression	0.024607	Akaike info criterion	-4.556518	
Sum squared resid	0.078717	Schwarz criterion	-4.512839	
Log likelihood	302.7302	F-statistic	44.12903	
Durbin-Watson stat	0.272182	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: SPR36M

Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.069312	0.019311	3.589221	0.0005
DUR_LTN	-0.006676	0.002292	-2.912458	0.0042
R-squared	0.310344	Mean dependent var	0.018253	
Adjusted R-squared	0.305039	S.D. dependent var	0.034533	
S.E. of regression	0.028788	Akaike info criterion	-4.242650	
Sum squared resid	0.107741	Schwarz criterion	-4.198971	
Log likelihood	282.0149	F-statistic	58.49977	
Durbin-Watson stat	0.257261	Prob(F-statistic)	0.000000	

### 3) Spreads (variável dependente) e primeira diferença prazo médio LTN (variável independente)

Dependent Variable: SPR6M

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:02 2010:12

Included observations: 131 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010768	0.004337	2.482929	0.0143
DUR_LTN_DIF	-0.006540	0.002595	-2.520482	0.0129
R-squared	0.030604	Mean dependent var	0.004021	

Adjusted R-squared	0.023089	S.D. dependent var	0.012425
S.E. of regression	0.012280	Akaike info criterion	-5.946461
Sum squared resid	0.019455	Schwarz criterion	-5.902565
Log likelihood	391.4932	F-statistic	4.072558
Durbin-Watson stat	0.340630	Prob(F-statistic)	0.045659

Dependent Variable: SPR12M

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:02 2010:12

Included observations: 131 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018046	0.007079	2.549111	0.0120
DUR_LTN_DIF	-0.010091	0.004325	-2.333349	0.0212
R-squared	0.029680	Mean dependent var	0.007636	
Adjusted R-squared	0.022158	S.D. dependent var	0.019467	
S.E. of regression	0.019251	Akaike info criterion	-5.047406	
Sum squared resid	0.047805	Schwarz criterion	-5.003510	
Log likelihood	332.6051	F-statistic	3.945852	
Durbin-Watson stat	0.310160	Prob(F-statistic)	0.049106	

Dependent Variable: SPR24M

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:02 2010:12

Included observations: 131 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027067	0.010060	2.690644	0.0081
DUR_LTN_DIF	-0.012864	0.005963	-2.157158	0.0328
R-squared	0.022567	Mean dependent var	0.013796	
Adjusted R-squared	0.014990	S.D. dependent var	0.028462	
S.E. of regression	0.028247	Akaike info criterion	-4.280476	
Sum squared resid	0.102932	Schwarz criterion	-4.236580	
Log likelihood	282.3712	F-statistic	2.978318	
Durbin-Watson stat	0.256028	Prob(F-statistic)	0.086781	

Dependent Variable: SPR36M

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:02 2010:12

Included observations: 131 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.031801	0.011999	2.650363	0.0090
DUR_LTN_DIF	-0.013310	0.007025	-1.894756	0.0604
R-squared	0.016346	Mean dependent var	0.018070	
Adjusted R-squared	0.008720	S.D. dependent var	0.034601	
S.E. of regression	0.034450	Akaike info criterion	-3.883461	
Sum squared resid	0.153098	Schwarz criterion	-3.839565	

Log likelihood	256.3667	F-statistic	2.143633
Durbin-Watson stat	0.226007	Prob(F-statistic)	0.145595

4) Excesso de retorno (variável dependente) e prazo médio (variável independente)

Dependent Variable: R6M

Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.070058	0.016807	-4.168448	0.0001
PR_MEDIO	0.001845	0.000436	4.235805	0.0000
R-squared	0.329119	Mean dependent var	0.005184	
Adjusted R-squared	0.323959	S.D. dependent var	0.014108	
S.E. of regression	0.011599	Akaike info criterion	-6.060679	
Sum squared resid	0.017491	Schwarz criterion	-6.017000	
Log likelihood	402.0048	F-statistic	63.77518	
Durbin-Watson stat	0.541271	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: R12M

Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.110666	0.021267	-5.203567	0.0000
PR_MEDIO	0.002930	0.000561	5.226914	0.0000
R-squared	0.380010	Mean dependent var	0.008833	
Adjusted R-squared	0.375240	S.D. dependent var	0.020851	
S.E. of regression	0.016481	Akaike info criterion	-5.358150	
Sum squared resid	0.035312	Schwarz criterion	-5.314471	
Log likelihood	355.6379	F-statistic	79.68065	
Durbin-Watson stat	0.453078	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: R24M

Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.169999	0.027525	-6.176207	0.0000
PR_MEDIO	0.004537	0.000732	6.193970	0.0000
R-squared	0.446623	Mean dependent var	0.015061	
Adjusted R-squared	0.442366	S.D. dependent var	0.029786	
S.E. of regression	0.022242	Akaike info criterion	-4.758604	
Sum squared resid	0.064314	Schwarz criterion	-4.714925	
Log likelihood	316.0679	F-statistic	104.9213	
Durbin-Watson stat	0.417817	Prob(F-statistic)	0.000000	



Dependent Variable: R36M  
Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12  
Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.209693	0.033129	-6.329545	0.0000
PR_MEDIO	0.005617	0.000881	6.376443	0.0000
R-squared	0.469483	Mean dependent var		0.019432
Adjusted R-squared	0.465402	S.D. dependent var		0.035969
S.E. of regression	0.026299	Akaike info criterion		-4.423539
Sum squared resid	0.089913	Schwarz criterion		-4.379860
Log likelihood	293.9536	F-statistic		115.0441
Durbin-Watson stat	0.398851	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: R48M  
Method: Least Squares

Sample: 2004:03 2010:12  
Included observations: 82

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.159747	0.016639	-9.600704	0.0000
PR_MED	0.004204	0.000427	9.856141	0.0000
R-squared	0.548389	Mean dependent var		0.003564
Adjusted R-squared	0.542744	S.D. dependent var		0.020364
S.E. of regression	0.013770	Akaike info criterion		-5.708496
Sum squared resid	0.015170	Schwarz criterion		-5.649796
Log likelihood	236.0484	F-statistic		97.14351
Durbin-Watson stat	0.423852	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: R60M  
Method: Least Squares

Sample: 2004:03 2010:12  
Included observations: 82

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.169641	0.017405	-9.746639	0.0000
PR_MED	0.004460	0.000446	9.994936	0.0000
R-squared	0.555305	Mean dependent var		0.003594
Adjusted R-squared	0.549747	S.D. dependent var		0.021467
S.E. of regression	0.014404	Akaike info criterion		-5.618476
Sum squared resid	0.016599	Schwarz criterion		-5.559776
Log likelihood	232.3575	F-statistic		99.89874
Durbin-Watson stat	0.378100	Prob(F-statistic)		0.000000

5) Excesso de retorno (variável dependente) e prazo médio e spread (variáveis independentes)

Dependent Variable: R6M  
Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12  
Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004168	0.003311	-1.258809	0.2104
PR_MEDIO	0.000123	8.40E-05	1.467589	0.1446
SPR6M	1.079566	0.045325	23.81857	0.0000
R-squared	0.939799	Mean dependent var		0.005184
Adjusted R-squared	0.938865	S.D. dependent var		0.014108
S.E. of regression	0.003488	Akaike info criterion		-8.456424
Sum squared resid	0.001570	Schwarz criterion		-8.390906
Log likelihood	561.1240	F-statistic		1006.905
Durbin-Watson stat	1.947309	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: R12M  
Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12  
Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004967	0.004105	-1.210054	0.2285
PR_MEDIO	0.000143	0.000105	1.367876	0.1737
SPR12M	1.039914	0.027725	37.50844	0.0000
R-squared	0.971796	Mean dependent var		0.008833
Adjusted R-squared	0.971358	S.D. dependent var		0.020851
S.E. of regression	0.003529	Akaike info criterion		-8.433228
Sum squared resid	0.001606	Schwarz criterion		-8.367710
Log likelihood	559.5930	F-statistic		2222.385
Durbin-Watson stat	1.910021	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: R24M  
Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12  
Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004174	0.004926	-0.847342	0.3984
PR_MEDIO	0.000121	0.000127	0.953538	0.3421
SPR24M	1.030128	0.020124	51.18848	0.0000
R-squared	0.986212	Mean dependent var		0.015061

Adjusted R-squared	0.985999	S.D. dependent var	0.029786
S.E. of regression	0.003524	Akaike info criterion	-8.435715
Sum squared resid	0.001602	Schwarz criterion	-8.370197
Log likelihood	559.7572	F-statistic	4613.583
Durbin-Watson stat	1.901085	Prob(F-statistic)	0.000000

Dependent Variable: R36M  
Method: Least Squares

Sample: 2000:01 2010:12

Included observations: 132

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003415	0.005267	-0.648291	0.5179
PR_MEDIO	0.000100	0.000136	0.734780	0.4638
SPR36M	1.027954	0.017455	58.89292	0.0000
R-squared	0.990614	Mean dependent var	0.019432	
Adjusted R-squared	0.990469	S.D. dependent var	0.035969	
S.E. of regression	0.003512	Akaike info criterion	-8.443025	
Sum squared resid	0.001591	Schwarz criterion	-8.377506	
Log likelihood	560.2396	F-statistic	6807.469	
Durbin-Watson stat	1.905988	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: R48M  
Method: Least Squares

Sample: 2004:03 2010:12

Included observations: 82

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001950	0.001124	-1.734966	0.0866
PR_MED	5.75E-05	2.92E-05	1.970936	0.0522
SPR48M	0.993552	0.005150	192.9159	0.0000
R-squared	0.999043	Mean dependent var	0.003564	
Adjusted R-squared	0.999019	S.D. dependent var	0.020364	
S.E. of regression	0.000638	Akaike info criterion	-11.84129	
Sum squared resid	3.21E-05	Schwarz criterion	-11.75324	
Log likelihood	488.4928	F-statistic	41252.14	
Durbin-Watson stat	2.202204	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: R60M  
Method: Least Squares

Sample: 2004:03 2010:12

Included observations: 82

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001832	0.001136	-1.611840	0.1110
PR_MED	5.44E-05	2.95E-05	1.843829	0.0690
SPR60M	0.994629	0.004940	201.3311	0.0000
R-squared	0.999135	Mean dependent var	0.003594	
Adjusted R-squared	0.999113	S.D. dependent var	0.021467	

S.E. of regression	0.000639	Akaike info criterion	-11.83649
Sum squared resid	3.23E-05	Schwarz criterion	-11.74844
Log likelihood	488.2959	F-statistic	45624.64
Durbin-Watson stat	2.200665	Prob(F-statistic)	0.000000

6) Teste da raiz unitária para a série de prazo médio de LTN

Null Hypothesis: DUR\_LTN has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.218236	0.6653
Test critical values: 1% level	-3.482035	
5% level	-2.884109	
10% level	-2.578884	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DUR\_LTN)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:05 2010:12

Included observations: 128 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DUR_LTN(-1)	-0.033891	0.027820	-1.218236	0.2255
D(DUR_LTN(-1))	-0.112851	0.087886	-1.284061	0.2015
D(DUR_LTN(-2))	-0.204252	0.085550	-2.387513	0.0185
D(DUR_LTN(-3))	0.300844	0.083933	3.584329	0.0005
C	0.302804	0.224237	1.350377	0.1794
R-squared	0.192436	Mean dependent var	0.045469	
Adjusted R-squared	0.166174	S.D. dependent var	0.934654	
S.E. of regression	0.853471	Akaike info criterion	2.559268	
Sum squared resid	89.59468	Schwarz criterion	2.670675	
Log likelihood	-158.7931	F-statistic	7.327478	
Durbin-Watson stat	1.874713	Prob(F-statistic)	0.000025	

Com probabilidade da estatística do teste Dickey-Fuller Aumentado de 66,53% não rejeitamos a hipótese nula de existência de raiz unitária na série de prazo médio de LTN.

Assim, a análise confirma a evidência gráfica de que a série é não estacionária.

Null Hypothesis: D(DUR\_LTN) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.165748	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.482035	

5% level	-2.884109
10% level	-2.578884

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DUR\_LTN,2)

Method: Least Squares

Date: 04/24/11 Time: 16:28

Sample(adjusted): 2000:05 2010:12

Included observations: 128 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DUR_LTN(-1))	-1.077385	0.174737	-6.165748	0.0000
D(DUR_LTN(-1),2)	-0.062106	0.129016	-0.481380	0.6311
D(DUR_LTN(-2),2)	-0.287633	0.083392	-3.449169	0.0008
C	0.045945	0.076480	0.600747	0.5491
R-squared	0.649501	Mean dependent var	-0.009609	
Adjusted R-squared	0.641021	S.D. dependent var	1.427250	
S.E. of regression	0.855135	Akaike info criterion	2.555636	
Sum squared resid	90.67571	Schwarz criterion	2.644762	
Log likelihood	-159.5607	F-statistic	76.59371	
Durbin-Watson stat	1.870782	Prob(F-statistic)	0.000000	

## 7) Correção do Durbin-Watson

Dependent Variable: SPR6M

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:01 2010:12

Included observations: 132 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 8 iterations

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.038527	0.020856	-1.847233	0.0670
PR_MEDIO	0.001042	0.000540	1.930724	0.0557
AR(1)	0.782753	0.049039	15.96189	0.0000
R-squared	0.721649	Mean dependent var	0.004021	
Adjusted R-squared	0.717299	S.D. dependent var	0.012425	
S.E. of regression	0.006606	Akaike info criterion	-7.178983	
Sum squared resid	0.005586	Schwarz criterion	-7.113139	
Log likelihood	473.2234	F-statistic	165.9253	
Durbin-Watson stat	1.945980	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.78			