

A estrutura a termo da taxa de juros brasileira e a oferta de títulos públicos¹

Carolina Ribeiro Veronesi Marinho²

Emerson Fernandes Marçal³

Resumo

Estudos sobre os determinantes da estrutura a termo de taxa de juros brasileira são recentes. Um melhor entendimento sobre os determinantes da mesma é importante, entre outras razões, para política econômica. Existem duas visões extremas sobre estrutura a termo. A primeira argumenta que as taxas de longo é igual a uma média ponderada das taxas de curto mais um prêmio por maturidade devido a agentes que arbitrassem tal diferença. A segunda visão argumenta que os agentes não teriam incentivos para arbitrar a curva de juros pois teria preferência por maturidades específicas e logo a curva de longo e curto estariam desconectadas. O presente trabalho testa as proposições Greenwood e Vayanos (2008) obtidas a partir de um modelo em que as duas visões acima são reconciliadas. No modelo de Greenwood e Vayanos (2008) a alteração da maturidade da dívida do governo afeta toda a estrutura a termo e tal efeito é mais intenso para títulos mais longos. Com esse intuito, testou-se se, para dados brasileiros, o prazo médio dos títulos afetava tanto o excesso de retorno como os *spreads* na curva. Os resultados indicaram que o prazo médio afeta o *spread* e o excesso de retorno, com efeito mais intenso no segundo.

Palavras-chave: estrutura a termo da taxa de juros; maturidade; excesso de retorno.

Códigos JEL: E43; C58

Abstract

Only recently, after the macroeconomic stability, it was possible to study the properties of Brazilian term structure of interest rate. A better understanding of the term structure dynamic determinants is necessary due to economic policy considerations. There are two opposite approach to model term structure. The first one states that long rate are a weighted average of short rate plus a term premium and no arbitrage is possible between these differences. The second view states that the agents do have preferences for particular maturities only and this the main reason why long and short term rates are disconnected. This paper test the propositions developed by Greenwood e Vayanos (2008) from a formal model in which the government reacts supplying bonds as a function of the market prices. In this model the duration of the public debt is related to term structure premium. The aim of the present paper is to test if the average maturity of the public debt bonds affects both the excess return spreads in the term structure curve. The results shows that the debt maturity is related to spreads and excess returns. The effect is stronger in the second case.

Key words: term structure; maturity; excess return; yield.

JEL codes: E43; C58

¹ Os autores agradecem ao professor Marco Bonomo (EPGE-FGV) pelo auxílio em várias etapas da confecção deste trabalho. A responsabilidade pelo material é exclusiva dos autores, eximindo o professor por qualquer imperfeição remanescente. Os autores também agradecem a Diogo de Prince Mendonça pela assistência na pesquisa.

² Mestre em Economia pela EESP-FGV.

³ Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada da EESP-FGV e professor da Universidade Mackenzie (efmarcal@gmail.com).

Introdução

Na literatura sobre estrutura a termo duas grandes visões extremas podem ser formuladas. Na primeira o comportamento da estrutura a termo é dada pela teoria das expectativas. Segundo esta, a taxa de juros de longo prazo deve ser igual a uma média da expectativa futura das taxas de curto prazo mais um prêmio por maturidade. Na versão mais forte da teoria, o prêmio termo seria constante no tempo e as mudanças nas expectativas dos agentes explicariam essencialmente os movimentos na estrutura a termo. Numa outra visão, os agentes econômicos analisariam apenas o retorno de cada título em relação a um prêmio de carregamento por período no qual a maturidade teria baixa relevância.

Diversos estudos empíricos sobre a teoria das expectativas foram realizados durante a década de 1990 para os países os diversos países buscando validar tal hipótese. Os testes mostraram que a teoria das expectativas é rejeitada na maioria dos casos, especialmente para prazos mais longos. A indicação é de que o prêmio a termo não é constante ao longo do tempo porque os agentes exigem diferentes prêmios e variantes no tempo a medida que mudam os prazos. (Cuthbertson e Nitzsche (2005)). No caso brasileiro vários autores obtiveram resultados similares à evidência internacional. São eles Lima e Issler (2002), Tabak e Andrade (2001), Marçal e Pereira (2007) e Brito, Duarte e Gullien (2003)

Uma outra abordagem alternativa a hipótese de expectativas é dada pela hipótese de segmentação de mercado em que os agentes econômicos buscariam nichos de maturidade com bases em suas características individuais e os prêmios por maturidade seriam influenciados pela oferta de relativa de títulos de diversas modalidades.

Ao contrário da hipótese de expectativa, esta abordagem não possuía diretamente uma proposição a ser testada. O trabalho de Vayanos e Vila (2009) e Greenwood e Vayanos (2008) vem preencher esta lacuna. Os autores desenvolvem modelos de *habitat* definido, no qual os agentes têm preferências por maturidades específicas. Os trabalhos estabelecem uma alternativa à hipótese das expectativas. Os testes empíricos propostos baseiam-se num modelo teórico. A estrutura a termo é definida pela interação entre os agentes com preferências por maturidades específicas e os arbitradores. Por exemplo, uma nova emissão de títulos longos aumentaria a taxa desses títulos, mas não afetaria o retorno dos títulos mais curtos. Na presença de arbitradores, os mercados seriam integrados e a emissão de dívida longa impacta toda a

estrutura a termo. Como os arbitradores possuem certa aversão ao risco, a demanda dos investidores é importante para o modelo.

O presente trabalho pretende contribuir a literatura brasileira sobre o tema, testando se e como a oferta de dívida de diversas maturidades afeta a estrutura a termo brasileira ponto este ainda pouco explorado na literatura brasileira sobre o tema. O estudo baseia-se em Greenwood e Vayanos (2008) que examinam empiricamente como a maturidade da dívida pública nos Estados Unidos afeta os *yields* e o excesso de retorno dos títulos norte-americanos⁴. Tal estudo será adaptado ao caso brasileiro considerando as especificidades da estrutura a termo da taxa de juros brasileira. Os resultados obtidos sugerem evidência favorável ao modelo de *habitat* definido. Entretanto o modelo não consegue exaurir todos os fatos observados na estrutura a termo brasileira.

Este trabalho está dividido em três seções, além desta introdução. A primeira seção apresenta o modelo proposto e suas implicações. A segunda aborda as características da dívida mobiliária federal e a base de dados utilizada. A terceira seção trata dos testes empíricos realizados para a economia brasileira. Na seqüência, a conclusão do trabalho é apresentada.

1. Modelo de habitat definido:

O modelo de Greenwood e Vayanos (2008) é construído em torno de três agentes: os investidores com habitats definidos, os arbitradores e o governo. O investidor demanda títulos de maturidades específicas com base no seu grau de aversão ao risco e nas suas necessidades. Por exemplo, os fundos de pensão apresentam preferências por títulos mais longos, uma ilustração de investidor como mencionado anteriormente. Outro exemplo de agentes com preferências por títulos mais longos seriam seguradoras de vida. Já gestores de ativos preferem operar com títulos de maturidade menores. Por simplificação, os investidores demandam apenas certa maturidade, não migrando suas preferências na estrutura a termo. Tais agentes demandam outras maturidades em menor grau já que preferem alguma maturidade específica. Essa simplificação não torna o modelo menos geral pois se os investidores migrassem de preferência, eles estariam atuando como arbitradores.

⁴ A hipótese de equivalência ricardiana de Barro (1974) é contestada, o que serve de motivação para o trabalho de Greenwood e Vayanos (2009). Essa hipótese indica que alterações na dívida pública não deveriam afetar a atividade econômica. Quando há o aumento na emissão de dívida pelo governo, os agentes interpretam que esse endividamento está apenas postergando as elevações nos impostos e, por isso, não consomem mais do que antes.

Assim, o mercado para as diferentes maturidades seria segmentado pela existência de demanda própria para cada maturidade específica na ausência de arbitradores. Os arbitradores são importantes porque interligam as taxas longas e curtas nesse modelo. Por exemplo, suponha o aumento das taxas de juros mais curtas, o que aumenta a atratividade do investimento em títulos curtos relativamente aos de maior maturação. Apesar disso, os investidores demandantes de títulos longos não deslocarão sua demanda para títulos curtos por possuírem um habitat definido. Porém, os arbitradores se beneficiarão dessa oportunidade comprando títulos curtos e vendendo os longos. Embora inicialmente a mudança seja nas taxas mais curtas, toda a estrutura a termo é afetada.

O terceiro agente é o governo cuja política econômica determina a oferta de títulos públicos de diversas maturidades. A emissão de nova dívida é considerada endógena e se altera de acordo com o ambiente macroeconômico e aos demais fatores que influenciam as tomadas de decisão dos formuladores de política econômica como, por exemplo, questões inflacionárias e de ciclo econômico. No caso específico do modelo, os autores restringem-se a situação em que o governo emite dívida respondendo segundo alguma função negativa do spread, ou seja, o governo procura aproveitar das variações dos preços dos títulos para emitir dívida com custo menor.

O modelo é construído em tempo contínuo e a estrutura a termo no instante t é definida pelos títulos com cupom zero, maturidade no intervalo $(0, T]$ e valor de face igual a um. O preço do título no instante t com maturidade em τ é definido por P_t^τ . O *yield* em t do título com valor de face unitário que não paga cupom é dado por

$$y_t^\tau = -\frac{\log P_t^\tau}{\tau} \quad (1).$$

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

A taxa de juros de curto prazo (r_t^τ) é o limite do *yield* quando a maturidade τ tende a zero. Considera-se a taxa de juros de curto prazo exógena e seguindo um processo Ornstein-Uhlenbeck⁵ com reversão à média:

$$dr_t = k_r \left(\bar{r}_t - r_t \right) dt + \sigma_r dB_t \quad (2).$$

⁵ O processo Ornstein-Uhlenbeck é um processo estocástico de reversão à média definido pela equação diferencial. Tal processo é utilizado para a modelagem estocástica de taxa de juros, de variações na taxa de câmbio e de preço de *commodities*.

Na equação (2), \bar{r}, k_r, σ_r são constantes em que \bar{r} é a taxa média de juros de curto prazo como ponto de equilíbrio suportado pelo modelo. O parâmetro σ_r representa a volatilidade das taxas de juros decorrente de choques e B representa o movimento Browniano. As taxas de juros para maturidades mais longas são determinadas endogenamente pela interação entre investidores e arbitadores.

A oferta líquida de títulos públicos (s_t^τ) é dada pela oferta de títulos públicos menos a demanda dos investidores e dos arbitadores por esses títulos. No modelo, a oferta líquida de títulos públicos é uma função linear decrescente dos *yields* apresentada pela equação abaixo:

$$s_t^\tau = \beta_t^\tau - \alpha^\tau y_t^\tau \quad (3),$$

com a restrição de que a função α^τ seja positiva. O parâmetro β_t^τ depende da maturidade τ e do tempo t da seguinte maneira:

$$\beta_t^\tau = \bar{\beta} + \sum_{k=1}^K \theta_k(\tau) \beta_{k,t} \quad (4),$$

na qual $\bar{\beta}$ é uma constante, $\{\beta_{k,t}\}$ são os K fatores de risco que caracterizam demanda e oferta e $\{\theta_k(\tau)\}$ funções que caracterizam como cada fator de risco impacta as diferentes maturidades na ausência de arbitragem. Greenwood e Vayanos (2008) demonstram que se $\theta_k(\tau)$ fosse independente da maturidade, as mudanças no fator de risco $\beta_{k,t}$ impactariam todas as maturidades igualmente e causariam um deslocamento paralelo na estrutura a termo. Mas quando $\theta_k(\tau)$ está relacionado a determinada maturidade, as mudanças no fator de risco impactam essa maturidade em maior grau e, por isso, são interpretadas como choques locais de demanda ou de oferta.

Na ausência de oportunidades de arbitragem, a oferta e demanda se igualam em equilíbrio e a oferta líquida será zero. Então, o *yield* será dado por

$$\beta_t^\tau = y_t^\tau \quad (5).$$

Ainda supõe-se que o fator $\beta_{k,t}$ siga o processo Ornstein-Uhlenbeck:

$$d\beta_{k,t} = -k_{\beta,k} \beta_{k,t} dt + \sigma_{\beta,k} dB_{\beta,k,t} \quad (6),$$

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

Os arbitadores buscam maximizar sua riqueza instantânea resolvendo um problema de média-variância ao investir em títulos de qualquer maturidade. O problema de otimização é dado por:

$$\max_{\{x_t^r\}} \left[E_t(dW_t) - \frac{a}{2} \text{Var}_t(dW_t) \right] \quad (7),$$

no qual W_t é a riqueza do arbitrador no momento t , a o coeficiente de aversão ao risco do arbitrador e x_t^r representa o valor monetário investido no título com maturidade τ . Nesse modelo, o arbitrador é fundamental por interligar as diferentes maturidades da estrutura a termo. Na ausência dos arbitadores, a estrutura a termo seria segmentada e cada maturidade seria um mercado separado, sendo influenciada apenas por choques de demanda e de oferta para a maturidade específica. A segmentação plena é evitada pela presença de arbitadores, mas não deixa de existir em certo grau e está relacionada à aversão ao risco desses agentes.

Outro papel dos arbitadores é incorporar informações sobre as taxas de juros curtas (determinadas exogenamente) no preço dos títulos. Quando a autoridade monetária altera a taxa de juros de curto prazo, a propagação dessa política monetária para toda a estrutura a termo está relacionada ao grau de aversão ao risco dos arbitadores. A propagação é limitada quando os arbitadores apresentam elevado grau de aversão ao risco de modo que as taxas de juros mais longas reagirão pouco às mudanças de expectativas em relação às taxas curtas.

O investimento em títulos deve oferecer retorno esperado positivo para atrair os arbitadores por conta de envolver algum risco. Se a taxa curta é elevada, os arbitadores assumirão posição vendida em títulos longos e investirão nas taxas curtas. Assim, os títulos longos oferecem prêmio negativo e menor retorno esperado que as taxas com prazos menores. Nesse contexto, o valor de mercado dos fatores de risco é relevante e comum a todos os títulos⁶. Portanto, a alteração da política econômica em relação à oferta de dívida afeta toda a estrutura a termo. O raciocínio é que a emissão de títulos longos pelo governo impacta a estrutura a termo ao alterar o valor de mercado dos fatores de risco. A reação dos arbitadores será de aumentar suas posições em títulos longos por conta do aumento relativo na oferta desses títulos e de reduzir suas posições na taxa curta. Como os títulos longos são mais sensíveis a alterações nas taxas curtas, os

⁶ O 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.

arbitradores ficam mais expostos ao risco e requerem uma compensação maior. Assim, o valor de mercado do risco das taxas curtas deve aumentar o que eleva o prêmio de risco e o *yield* de todos os títulos.

Em equilíbrio, o preço dos títulos é dado por

$$P_t^\tau = \exp\left(-A_r^\tau r_t - \sum_{k=1}^K [A_{\beta,k}^\tau \beta_{k,t} + C^\tau]\right) \quad (8).$$

A função A_r^τ caracteriza a sensibilidade do retorno dos títulos à taxa curta r_t , C^τ o pagamento do cupom de todos os títulos considerados e as funções $A_{\beta,k}^\tau$ e $\beta_{k,t}$ para $k=1,\dots,K$ representam, respectivamente, a sensibilidade aos fatores de demanda e de oferta.

Pelo Lemma de Itô, o retorno instantâneo do título será:

$$\frac{dP_t^\tau}{P_t^\tau} = \mu_t^\tau dt - A_r^\tau \sigma_r dB_{r,t} - \sum_{k=1}^K A_{\beta,k}^\tau \sigma_{\beta,k} dB_{\beta,k,t} \quad (9),$$

no qual μ_t^τ 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 dos fatores de risco que sensibilizam o título.

Em um modelo sem arbitragem com $K+1$ fatores, a equação abaixo é obtida:

$$\mu_t^\tau - r_t = A_r^\tau \gamma_{r,t} + \sum_{k=1}^K A_{\beta,k}^\tau \gamma_{\beta,k,t} \quad (10),$$

no qual os coeficientes $\gamma_{r,t}$ e $\gamma_{\beta,k,t}$ para $k=1,\dots,K$ são comuns para todos os títulos e representam, respectivamente, o valor de mercado do risco correspondentes aos fatores r_t e $\beta_{k,t}$ para $k=1,\dots,K$. A relação do valor de mercado dos fatores de risco com a oferta e a maturidade da dívida pública é a contribuição do modelo de Greenwood e Vayanos (2008). Os autores mostraram que a oferta e a maturidade da dívida pública alteram o *yield* e o retorno dos títulos através da alteração do valor de mercado dos fatores de risco. Greenwood e Vayanos (2008) supõem que não exista alteração no valor total da dívida e, por isso, focam na alteração da maturidade da dívida.

As proposições a seguir são obtidas a partir do modelo teórico e todas supõem uma baixa aversão ao risco dos arbitradores⁷.

Proposição 1: O aumento em uma unidade do fator $\beta_{k,t}$ reduzirá o retorno do título em

⁷ As cinco proposições listadas são demonstradas no trabalho de Greenwood e Vayanos (2008).

$$A_{\beta,k}^{\tau} \approx \frac{\alpha \sigma_r^2 \int_0^{\tau} \alpha^{\tau} \tau \theta_k^{\tau} \frac{1 - \exp(1 - \exp(-k_r \tau))}{k_r}}{(k_r - k_{\beta,k})} \left(\frac{1 - \exp(-k_{\beta,k} \tau)}{k_{\beta,k}} - \frac{1 - \exp(-k_r \tau)}{k_r} \right) \quad (11).$$

Essa proposição indica como choques de demanda e de oferta nos títulos afetam a estrutura a termo. Supõe-se que o fator $\beta_{k,t}$ esteja relacionado com a maturidade da dívida pública. Um aumento nesse fator implica em elevação na maturidade média da dívida através da emissão de títulos longos pelo governo e a recompra de títulos mais curtos.

Proposição 2: Um aumento na maturidade média da dívida pública aumentará o yield de todos os títulos. Entretanto, os títulos de maior maturidade serão os mais afetados.

Proposição 3: A elevação 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 afetado⁸.

Proposição 4: O efeito do aumento da maturidade da dívida pública no prêmio de risco é maior que o efeito nos yields⁹.

O prêmio de risco dos títulos apresenta uma relação positiva com a inclinação da curva de estrutura a termo (definida como o *yield* de um título longo menos o *yield* de um título curto). Por exemplo, o aumento da maturidade da dívida pública elevará o prêmio dos títulos e a inclinação da estrutura a termo (porque os *yields* tornam-se menores).

Proposição 5: O aumento na maturidade média da dívida pública resulta em elevação no excesso de retorno dos títulos em uma regressão univariada (quando apenas a maturidade média é a variável independente do modelo) ou quando controla-se a inclinação da curva de estrutura a termo.

As proposições de um a cinco consideram que os arbitadores possuem baixa aversão ao risco, migrando com facilidade ao longo das maturidades. Quando esses agentes se tornam mais avessos ao risco, essa migração ocorre em menor grau. Nesse caso, os choques de demanda e de oferta tendem a ser mais locais e as conseqüências dependerão dos demais fatores de risco no mercado. O modelo teórico de Greenwood e Vayanos (2008) sugerem regularidades empíricas que serão testadas para a economia

⁸ O aumento no prêmio de risco é maior para títulos mais longos por serem mais sensíveis às alterações nas taxas curtas.

⁹ O efeito do aumento da maturidade da dívida pública nos *yields* foi apresentado na proposição 2.

brasileira no presente trabalho. A seguir trata-se da seção descritiva e da fonte dos dados.

2. Seção descritiva e fonte dos dados

O total de pagamentos dos títulos em t (D_t) é definido como:

$$D_t^\tau = PR_t^\tau + C_t^\tau \quad (12),$$

no qual PR é o somatório do pagamento do principal e C , o somatório do pagamento do cupom de todos os títulos considerados. A partir de D_t^τ obtém-se a *duration* e a maturidade da carteira desses títulos. O conceito de *duration* utilizado é definido por todos os pagamentos da carteira de títulos descontados pelo valor médio histórico da taxa de juros de curto prazo (\bar{r}) tal que

$$Duration_t = \sum_{0 \leq \tau \leq 30} \left(t \frac{D_t^\tau}{(1 + \bar{r})^\tau} \right) \quad (13).$$

Seguindo a linha de raciocínio do trabalho, uma estrutura a termo será estimada a partir do *yields* dos títulos da dívida pública. O próximo passo é analisar a estrutura da dívida pública brasileira. A Dívida Pública Mobiliária Federal (DPMF) é composta por todos os títulos federais emitidos pelo Tesouro Nacional¹⁰.

A DPMF representa a maior parte da dívida pública líquida. A dívida líquida do setor público representou 39,91% do PIB em fevereiro de 2011, mas esse percentual foi de 50,45% caso seja considerado apenas a dívida interna. Os títulos públicos emitidos representavam 42,66% do PIB no mesmo período, sendo a principal forma de financiamento do setor público. Para estudar a dívida mobiliária brasileira, é necessário ter a maturidade total da dívida pública e as taxas pagas pelos títulos de diversas maturidades para o período de referência.

Os estudos sobre a curva de juros no Brasil se intensificaram após o Plano Real. Antes dele, os títulos que compunham a dívida pública eram indexados a índice de preços em sua maioria e a análise era distorcida em um ambiente de hiperinflação.

A construção da estrutura a termo de juros requer a consolidação de todos os títulos emitidos para poder analisar o prazo e as taxas pagas mensalmente. A técnica de

¹⁰ A descrição dos diversos tipos de títulos da dívida pública federal pode ser encontrada no Manual de Finanças Públicas do Banco Central, disponível no sítio <http://www.bcb.gov.br/htms/infecon/finpub/cap6p.pdf>.

interpolação de taxas é aplicada para obtenção das maturidades intermediárias (aquelas sem dados observáveis diretamente). Por conta da complexidade desse processo, a opção foi focar nos títulos pré-fixados, representados por Letras do Tesouro Nacional (LTN's) em sua maioria, por conta das taxas pagas por esses títulos serem conhecidas na emissão e não pagarem cupom. As LTN's representavam 22,1% dos títulos sob responsabilidade do Tesouro Nacional em fevereiro de 2011 segundo dados do Banco Central do Brasil.

Há a carência de dados para estimação da curva de juros para prazos mais longos e de informação para a construção de uma estrutura a termo mensal. Dada essa carência, o presente trabalho utiliza a taxa referencial de *swaps* de DI pré-fixada porque a curva de juros para esse derivativo segue a curva de juros pré-fixada (semelhante a das LTN's). Tal *swap* é negociado diariamente na BM&F Bovespa com vencimento em diferentes prazos. A partir de 2005, os prazos negociados ultrapassaram 15 anos apesar da liquidez ainda reduzida para contratos mais longos. Por outro lado, as LTN's apresentam maturidade máxima de 3,2 anos. Então, supõe-se a hipótese que o retorno dos *swaps* mencionados se comporta de forma semelhante ao retorno dos títulos públicos pré-fixados.

No caso do *swap* DI pré-fixado, a estrutura a termo formada pelo *yield* desses derivativos somente possui liquidez considerável para maturidades de até cinco anos. No presente trabalho, considera-se um mês de maturidade como *yield* curto (o artigo de referência utilizou um ano) e calcula-se o *spread* entre *yields* para maturidades mais longas e o de um mês.

A análise de Greenwood e Vayanos (2008) foi realizada para a economia norte-americana em que os títulos públicos têm um histórico longo e com liquidez elevada. No Brasil, a maturidade dos títulos emitidos é curta e se deve principalmente às incertezas associadas às variáveis macroeconômicas do país. Entretanto, a tendência é o alongamento da dívida pública brasileira, que já está em curso. Por exemplo, em dezembro de 2003 71,3% dos títulos emitidos tinham vencimento em até 24 meses, mas essa porcentagem caiu para 40,6% em fevereiro de 2011.

Os dados mensais da taxa de juros implícita desses *swaps* com maturidades de 1, 6, 12, 24 e 36 meses foram coletados do sítio da BM&F Bovespa. A queda de liquidez nas negociações é observada para maturidades mais longas e, por isso, as maturidades de 48 e 60 meses (além das outras maturidades citadas acima) foram selecionadas como os prazos mais longos a serem analisados. A taxa negociada no último dia de cada mês

foi utilizada para tais prazos. Dada a carência de dados, o uso de derivativos ao invés de títulos públicos foi a opção adotada uma vez que os derivativos apresentam maior histórico de liquidez e são negociados para maturidades mais longas.

Ainda a análise requer o uso de prazos intermediários, não disponíveis em fontes públicas. A técnica de interpolação desenvolvida por Svensson (1994) foi utilizada para obtenção das informações para tais prazos intermediários. A partir da curva mensal de 1, 6, 12, 24 e 36 meses obteve-se a curva para 11, 23 e 35 meses.

O período abordado no trabalho é de 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 seguir trata-se dos testes empíricos realizados.

3. Testes empíricos

Os resultados dos testes das proposições de Greenwood e Vayanos (2008) são abordados nesta seção. A partir da análise dos resultados, será possível inferir se o modelo proposto contribui para o melhor entendimento da estrutura brasileira a termo.

Avalia-se as proposições dos modelos a partir de regressões com maturidade ou *duration* da carteira de títulos públicos como variáveis independentes por serem modificadas de acordo com a política econômica do governo. Será analisado no trabalho o impacto da oferta relativa de títulos públicos nos *spreads* de diversas maturidades. Seguindo a ideia do trabalho de Greenwood e Vayanos (2008), uma estrutura a termo será estimada a partir dos *yields* dos títulos da dívida pública.

A primeira hipótese a ser testada é se os *spreads* entre os *yields* de títulos com maturidade de τ meses e um mês crescem à medida que a maturidade da dívida pública aumenta¹¹. Considere a seguinte regressão

$$y_t^\tau - y_t^1 = a + bX_t + u_t \quad (14),$$

no qual a variável dependente é o spread entre *yields* (y) longos ($\tau = 6, 12, 24, 36, 48, 60$ meses) e curto ($\tau = 1$ mês). As taxas foram utilizadas em logaritmo neperiano em todas as análises. Como variável independente (X) adotou-se o prazo médio da dívida mobiliária federal interna, em que estão consolidados os títulos emitidos pelo Tesouro Nacional.

¹¹ Conforme citado anteriormente, o trabalho de Greenwood e Vayanos (2008) utilizou a maturidade em anos e a adaptação necessária para o caso brasileiro foi tratar a maturidade em meses.

O resultado da regressão (14) por mínimos quadrados ordinários é apresentado na Tabela 1. O coeficiente associado ao prazo médio da dívida pública é estatisticamente significativo, indicando que o prazo explica a diferença de *yield* entre títulos longos e curtos. Entretanto, há evidência de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos o que obrigou a utilização de erros robustos à este pontos.¹²

Tabela 1: Prazo médio da dívida mobiliária interna e estrutura a termo.

Equação: $(y^{\tau}-y^1)_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$										
MQO	Número de observações	Constante (α)				Prazo Médio (β)				
		Coeficiente	Desvio Padrão ¹	t	p-valor	Coeficiente $\times 10^{-3}$	Desvio Padrão $\times 10^{-3.1}$	t	p-valor	R ²
(y^6-y^1)	130	-0,0230	0,0105	-2,18	1,46%	0,7788	0,3180	2,45	0,72%	9,3%
$(y^{12}-y^1)$	130	-0,0410	0,0149	-2,75	0,30%	1,4037	0,4488	3,13	0,09%	12,3%
$(y^{24}-y^1)$	130	-0,0671	0,0214	-3,13	0,09%	2,3378	0,6410	3,65	0,01%	16,0%
$(y^{36}-y^1)$	130	-0,0776	0,0281	-2,76	0,29%	2,7705	0,8430	3,29	0,05%	15,2%
$(y^{48}-y^1)$	91	-0,0792	0,0204	-3,88	0,01%	2,3841	0,5610	4,25	0,00%	40,2%
$(y^{60}-y^1)$	91	-0,0836	0,0219	-3,81	0,01%	2,5113	0,5970	4,21	0,00%	40,1%

¹ Desvio padrão de Newey-West robusto à heterocedasticidade e autocorrelação serial.

Fonte: Elaboração própria.

Pela primeira hipótese, o *spread* entre os *yields* de títulos com maturidade em τ meses e um mês cresce à medida que a maturidade da dívida pública aumenta. Esse resultado está em linha com o obtido para a economia norte-americana. Assim, todos os títulos (longos e curtos) são afetados quando a maturidade da dívida pública aumenta. Porém, os títulos de maiores maturidades são os mais afetados, o que ratifica as evidências que corroboram com a proposição 2¹³.

Tendo em vista avaliar as seguintes proposições são avaliadas: o retorno entre títulos com maturidade em τ anos e um ano cresce à medida que a maturidade da dívida pública aumenta sendo também válida quando a inclinação da curva a termo $(y_t^{\tau} - y_t^1)$ é controlada (H2); a relação torna-se mais forte à medida que τ aumenta (H3); variações no prazo médio terão maior efeito nos retornos do que nos *yields* (H4).

Definindo o retorno de um título comprado de N períodos e vendido no período seguinte (quando restará N-1 períodos para a maturidade) é dado por (considerando as taxas em logaritmo neperiano):

$$r_{t+1}^{\tau} = \tau y^{\tau} - (\tau - 1) y^{\tau-1} \quad (15).$$

Dessa maneira, as seguintes regressões foram feitas para testar as hipóteses 2, 3 e 4:

¹² Todos os procedimentos foram realizados no software Oxmetrics 6.2.

¹³ Além de maiores coeficientes para os *spreads* com os títulos longos de até 36 meses principalmente, o R^2 ajustado aumenta à medida que o prazo do derivativo se eleva.

$$r_{t,t+1}^{\tau} - y_t^1 = a + bX_t + u_{t+1} \quad (16),$$

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

A equação (16) considera o excesso de retorno de um mês do *swap* de 12, 24 e 36 meses e os resultados são apresentados na Tabela 2. A indicação é pela não validade da hipótese 2 dado que o prazo médio não parece explicar o excesso de retorno para todas as maturidades. Pela teoria, o excesso de retorno é uma boa medida para o prêmio de risco e, por isso, há duas vantagens em relação aos *yields* nessa análise. Primeiro, a maturidade da dívida pública afeta a estrutura a termo via prêmio de risco (e o excesso de retorno por estar diretamente relacionado). Segundo, a maturidade deveria ter efeitos mais fortes no excesso de retorno do que nos *yields* de acordo com o modelo ao comparar as Tabela 1 com a Tabela 2.

Tabela 2: Excesso de Retorno e Prazo médio da dívida.

Equação:		$(exc.ret^{\tau}-y^1)_t = \alpha + \beta X_t + \epsilon_t$				Prazo Médio (β)				
MQO	Número de observações	Constante (α)				Coeficiente $\times 10^{-3}$	Desvio Padrão $\times 10^{-3.1}$	t	p-valor	R ²
		Coefficiente	Desvio Padrão ¹	t	p-valor					
$(ret^{12,11}-y^1)$	130	0,0109	0,0629	0,17	43,13%	0,4485	1,9039	0,24	40,69%	9,3%
$(exc.ret^{24,23}-y^1)$	130	-0,5587	0,2848	-1,96	2,49%	21,8250	8,4525	2,58	0,49%	16,0%
$(exc.ret^{36,35}-y^1)$	130	0,3935	0,2852	1,38	8,39%	-9,2966	8,5373	-1,09	13,81%	15,2%

¹ Desvio padrão de Newey-West robusto à heterocedasticidade e autocorrelação serial.

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 3 apresenta os resultados da expansão do teste para o caso em que a inclinação da estrutura a termo é adicionada como variável independente, ou seja, refere-se à equação (17). Novamente o prazo médio parece não explicar os retornos fato este que não estaria em linha com esperado pela teoria.

Tabela 3: Excesso de Retorno, Prazo médio e Spread.

Equação:		$(ret^{t+1}-y^1)_t = \alpha + \beta X_t + \gamma(y^{\tau}-y^1)_t + \epsilon_t$				Prazo Médio (β)				Spread (γ)			
MQO	Número de observações	Constante (α)				Coeficiente $\times 10^{-3}$	Desvio Padrão $\times 10^{-3.1}$	t	p-valor	Coeficiente	Desvio Padrão	t	p-valor
		Coefficiente	Desvio Padrão ¹	t	p-valor								
$(ret^{12,11}-y^1)$	130	0,0717	0,0627	1,14	12,64%	-1,6345	1,9007	-0,86	19,49%	1,48	0,61	2,42	0,78%
$(exc.ret^{24,23}-y^1)$	130	0,0639	0,2045	0,31	37,73%	1,2815	6,0515	0,21	41,61%	9,28	1,16	8,01	0,00%
$(exc.ret^{36,35}-y^1)$	130	-0,020	0,28228	-0,07	0,472199	-19,687	8,3622	-2,35	0,93%	3,75	1,97	1,90	2,84%

¹ Desvio padrão de Newey-West robusto à heterocedasticidade e autocorrelação serial.

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, a diferença de *spread* ao investir no ativo arriscado foi analisada, ou seja, a diferença da taxa paga pelo *swap* com maturidade qualquer e por outro livre de

risco. O ativo livre de risco deve ser determinado pelo governo para que não exista arbitragem, sendo definida pela taxa de juros de curto prazo da economia. Por isso, a taxa Selic foi adotada como ativo livre de risco uma vez que é definida pela política econômica e representa a taxa de juros básica da economia brasileira. Com esse intuito, a análise baseia-se na seguinte especificação:

$$y_t^r - r_t = a + bX_t + u_{t+1} \quad (18).$$

Com base na equação (18), os resultados são apresentados na tabela 4. O prazo médio apresentou-se relevante para explicar o prêmio de risco definido. O coeficiente associado ao prazo médio aumentou para maturidades maiores. Note que a taxa livre de risco mostrou-se semelhante ao *yield* de um mês no período analisado ($r \approx y^1$), ou seja, os resultados apresentados na Tabela 4 foram parecidos com aqueles da Tabela 1.

Tabela 4: Spread construído a partir da taxa livre de risco e prazo médio da dívida.

Equação:	$(y^t-r)_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$	Constante (α)				Prazo Médio (β)				
		Coeficiente	Desvio Padrão ¹	t	p-valor	Coeficiente $\times 10^{-3}$	Desvio Padrão $\times 10^{-3,1}$	t	p-valor	R ²
MQO	Número de observações									
(y^6-r)	130	-0,0246	0,0124	-1,98	2,39%	0,8584	0,3813	2,25	1,22%	34,7%
$(y^{12}-r)$	130	-0,0426	0,0168	-2,54	0,55%	1,4838	0,5081	2,92	0,17%	39,0%
$(y^{24}-r)$	130	-0,0687	0,0234	-2,94	0,16%	2,4179	0,7036	3,44	0,03%	16,0%
$(y^{36}-r)$	130	-0,0792	0,0302	-2,63	0,43%	2,8506	0,9072	3,14	0,08%	15,2%
$(y^{48}-r)$	82	-0,0810	0,0216	-3,74	0,01%	2,4320	0,5824	4,18	0,00%	40,2%
$(y^{60}-r)$	82	-0,0854	0,0233	-3,66	0,01%	2,5620	0,6225	4,12	0,00%	40,1%

¹ Desvio padrão de Newey-West robusto à heterocedasticidade e autocorrelação serial.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados apresentados acima foram obtidos utilizando método de mínimos quadrados e os coeficientes estimados podem apresentar viés pela omissão de variáveis relevantes e correlacionadas com o prazo médio. Os governos podem alterar a maturidade de suas dívidas por diversas razões que não as ressaltadas por Greenwood e Vayanos apenas. Por exemplo, os governos podem encurtar o prazo médio da dívida para mostrar comprometimento com um plano de combate à inflação, na medida em que dívida mais curta com inflação alta implicaria em custos mais altos para o governo. Desta forma isto sinalizaria que a promessa de manter a inflação sobre controle é crível.

'4. Testes de robustez e comparação com literatura

Algumas questionamentos econométricos aos resultados apresentados acima podem ser feitos. A significância do prazo médio da dívida poderia estar acontecendo por conta da omissão de alguma variável relevante na regressão e que ao controlar por

demais fatores que afetam a estrutura a termo tal significância seria alterada. Outro ponto diz respeito a potencial endogeneidade do coeficiente associado à maturidade da dívida. Neste caso a utilização de variáveis instrumentais seria recomendável. A seguir testes de robustez são apresentados.

Os resultados obtidos nesta seção foram bem favoráveis quando utiliza-se os spreads e não os retornos para avaliar o modelo de Greenwood e Vayanos. A seguir apresenta-se e discute-se uma série de outros resultados tendo em vista avaliar em que medidas as conclusões desta seção são sólidas. Numa primeira leva de testes de robustez seção adicionou-se às equações estimadas variáveis de controle macroeconômicas. Em seguida utilizou-se técnicas de variáveis instrumentais para avaliar em que medidas os coeficientes estimados se alteram e logo as conclusões.

Adicionando variáveis de controle:

Tendo em vista que a exclusão de variáveis de controle importantes pode induzir algum tipo de viés na estimação dos coeficientes reportados, adicionou-se algumas variáveis para controlar fatores macroeconômicos como crescimento da economia¹⁴, expectativa de inflação para os próximos doze meses¹⁵, índice e volatilidade do índice Ibovespa¹⁶.

Das variáveis listadas, a expectativa de inflação é significativa em todas as maturidades. As demais séries não se mostraram importantes na explicação do comportamento da estrutura a termo. O termo de duração mostrou-se significativo para todas as maturidades, indicando que a ausência de controles macroeconômicos não explica a importância desta variável. Os resultados estão na Tabela 5 e na Tabela 6.

Tabela 5: Regressão Spread versus Prazo médio com variáveis macro de controle.

MQO	Número de observações	Constante (α)				Prazo Médio (β)				R^2
		Coefficiente	Desvio Padrão ¹	t	p-valor	Coefficiente $\times 10^{-3}$	Desvio Padrão $\times 10^{-31}$	t	p-valor	
$(y^6 - y^1)$	130	-0,0449	0,0099	-4,52	0,00%	0,7788	0,3180	2,45	0,72%	34,7%
$(y^{12} - y^1)$	130	-0,0818	0,0158	-5,18	0,00%	1,5038	0,3267	4,60	0,00%	39,0%
$(y^{24} - y^1)$	130	-0,1339	0,0231	-5,79	0,00%	2,5973	0,4842	5,36	0,00%	16,0%
$(y^{36} - y^1)$	130	-0,1672	0,0292	-5,74	0,00%	3,1807	0,6493	4,90	0,00%	15,2%
$(y^{48} - y^1)$	82	-0,1247	0,0254	-4,91	0,00%	2,5733	0,5560	4,63	0,00%	40,2%
$(y^{60} - y^1)$	82	-0,1300	0,0270	-4,82	0,00%	2,6883	0,5993	4,49	0,00%	40,1%

¹ Desvio padrão de Newey-West robusto à heterocedasticidade e autocorrelação serial.

Fonte: Elaboração própria.

¹⁴ Utilizou-se a série de crescimento mensal da produção industrial geral do IBGE ajustada sazonalmente.

¹⁵ Esta série foi coletada junto ao Banco Central via Pesquisa do Boletim Focus.

¹⁶ Ambas as séries foram coletadas na base do IPEADATA.

Tabela 6: Regressão Spread com base sendo taxa livre de risco versus Prazo médio com variáveis macroeconômicas de controle.

MQO	Número de observações	Constante (α)				Prazo Médio (β)				
		Coefficiente	Desvio Padrão ¹	t	p-valor	Coefficiente $\times 10^{-3}$	Desvio Padrão $\times 10^{-3}$	t	p-valor	R ²
$(y^6 - y^1)$	130	-0,0246	0,0124	-1,98	2,40%	0,8584	0,3813	2,25	1,22%	8,7%
$(y^{12} - y^1)$	130	-0,0426	0,0167	-2,55	0,54%	1,4838	0,5081	2,92	0,17%	11,9%
$(y^{24} - y^1)$	130	-0,0687	0,0234	-2,94	0,16%	2,4179	0,7030	3,44	0,03%	15,5%
$(y^{36} - y^1)$	130	-0,0792	0,0302	-2,63	0,43%	2,8506	0,9070	3,14	0,08%	14,8%
$(y^{48} - y^1)$	91	-0,0797	0,0203	-3,92	0,00%	2,4054	0,5580	4,31	0,00%	40,8%
$(y^{60} - y^1)$	91	-0,0841	0,0219	-3,85	0,01%	2,5326	0,5940	4,26	0,00%	40,6%

¹ Desvio padrão de Newey-West robusto à heterocedasticidade e autocorrelação serial.

Fonte: Elaboração própria.

Variável Instrumental:

Por fim tendo em vista a potencial presença de endogeneidade do prazo médio da dívida uma série de instrumentos foram utilizados. Utilizou-se como instrumento o valor total da dívida mobiliária federal como proporção do PIB, seus valores ao quadrado e cubo além do próprio valor defasado do prazo médio de forma similar a proposta por Greenwood e Vayanos (2008).

Tendo em vista avaliar a qualidade dos instrumentos os testes de sobre-identificação de Sargan (1958) e Hansen (1982) foram realizados e são apresentado na Tabela 7. A hipótese nula do teste não é rejeita ao nível de 5% para nenhum das equações dos spreads, dando força as especificações estimadas. Os coeficientes apresentam valores esperados para todos os spreads sendo estes estatisticamente significativos. Além do prazo médio as regressões também continham como variáveis de controle as variáveis macroeconômicas listadas na seção anterior.

Tabela 7: Spread versus Prazo médio com variáveis macro de controle: Variáveis Instrumentais.

VI ¹	Número de observações	Sargan-Hansen ²			Prazo Médio (β)			
		Estatística	Qui-Quadrado - Graus de Liberdade	p-valor	Coefficiente $\times 10^{-3}$	Desvio Padrão $\times 10^{-3}$	t	p-valor
$(y^6 - y^1)$	130	6,34	3	9,61%	0,70	0,19	3,70	0,01%
$(y^{12} - y^1)$	130	4,44	3	21,78%	1,44	0,2995	4,82	0,00%
$(y^{24} - y^1)$	130	2,92	3	40,46%	2,53	0,4217	6,00	0,00%
$(y^{36} - y^1)$	130	2,70	3	44,02%	3,07	0,4964	6,19	0,00%
$(y^{48} - y^1)$	82	2,93	3	40,18%	2,62	0,3073	8,52	0,00%
$(y^{60} - y^1)$	82	2,80	3	42,39%	2,75	0,3266	8,42	0,00%

¹ Foram utilizados 4 instrumentos: o valor defasado do prazo médio da dívida, retorno e volatilidade do Ibovespa e crescimento da produção industrial.

² Teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen para avaliar a qualidade dos instrumentos.

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, analisou-se o caso em que os retornos dos títulos são utilizados como variável dependente. A estratégia de instrumentalização da variável prazo médio seguiu o descrito nos parágrafos anteriores. Os coeficientes apresentam agora os sinais esperados e maiores que os valores para as mesmas maturidades quando comparados com as regressões dos spreads com mesma maturidade. Isto é sugerido pelo modelo de Greenwood e Vayanos (2008). Os testes de sobreidentificação de Hansen-Sargan apresentam evidência favorável à estratégia de instrumentalização realizada.

Os resultados desta seção sugerem que embora importante, o modelo de *habitat* não consegue, sozinho, explicar a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros brasileira. Aparentemente, foi necessário a utilização de variáveis instrumentais para que a evidência em favor das proposições de Greenwood e Vayanos (2008) emergisse de forma mais sólida. Logo, como conjectura, o prazo médio da dívida talvez tenha sido utilizado pelo governo levando em conta também questões de credibilidade no combate à inflação dado que este período foi de consolidação das taxas de inflação em patamares mais baixos.

Tabela 8: Spread versus Prazo médio com variáveis macro de controle - Variáveis Instrumentais.

Equação:	$(ret^{t,\tau-1}-y^1)_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Ct + et + e_t$				Sargan-Hansen ²				Prazo Médio (β)			
	MQO	Número de observações	Estatística	Qui-Quadrado - Graus de Liberdade	p-valor	Coefficiente $\times 10^3$	Desvio Padrão $\times 10^{31}$	t	p-valor			
$(ret^{12,11}-y^1)$	110	15,08	6	2,0%	6,45	2,48	2,60	0,46%				
$(ret^{24,23}-y^1)$	110	11,68	6	7,0%	6,88	2,48	2,78	0,28%				
$(ret^{36,35}-y^1)$	110	7,11	6	31,1%	28,66	12,32	2,33	1,00%				

¹ Foram utilizados 6 instrumentos: o valor defasado do prazo médio da dívida, retorno e volatilidade do Ibovespa e crescimento da produção industrial, o percentual da dívida do governo federal sobre o PIB com seus valores ao quadrado e cubo.

² Teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen para avaliar a qualidade dos instrumentos.

Fonte: Elaboração própria.

Comparação com a Literatura:

O trabalho de referência de Greenwood e Vayanos (2008) sugere a existência de uma relação entre o perfil de vencimento da dívida pública com *yield* e excesso de retorno dos títulos americanos. Entretanto, há pouca evidência empírica envolvendo este tema internacionalmente. Em uma amostra com mais de 50 anos, os autores analisaram empiricamente como a estrutura do vencimento da dívida pública é capaz de afetar os *yields* e o excesso de retorno dos papéis negociados. Os resultados para a economia norte-americana corroboraram o modelo proposto pelos autores. Greenwood e Vayanos (2008) mostram que a oferta relativa de títulos longos é positivamente relacionada aos seus *spreads* e, conseqüentemente, ao excesso de retorno em relação aos títulos mais curtos. De acordo com o modelo e a evidência empírica fornecida pelos autores, os títulos de maior maturidade são os mais afetados.

A aplicação do estudo de Greenwood e Vayanos (2008) para a economia brasileira teve de levar em conta uma grande diferença em relação aos dados utilizados. Nos EUA, os títulos de maior maturidade (como os de 20 anos) possuem histórico de liquidez. Isso não acontece com o Brasil dado que a dívida pública apresenta perfil de vencimento curto. Por isso, o período de análise é diferente. Enquanto a amostra contempla 50 anos nos EUA, uma estrutura a termo passível de testes somente pode ser estimada após a implementação do Plano Real.

No caso brasileiro, Lima e Issler (2002) apresentam resultados parcialmente favoráveis para a teoria das expectativas ao analisar a estrutura brasileira a termo.

Enquanto isso os trabalhos de Tabak e Andrade (2001) e de Marçal e Pereira (2007) indicam a rejeição da teoria das expectativas.

Marçal e Pereira (2007) e Brito, Duarte e Gullien (2003) sugerem que a presença de uma autoridade monetária que suaviza taxas de curto prazo, dando previsibilidade as mesmas e um prêmio de risco variante no tempo podem auxiliar a explicar a falha dos testes sobre a hipótese de expectativas. Ambos os autores apoiam-se em Maccalum (1994). Este autor fundamenta, através de um modelo econômico, que a não validade da hipótese das expectativas estaria associado aos fatores mencionados.

O trabalho de Tabak e Andrade (2001), além de testar a validade da hipótese de expectativas, investiga em que medida a evidência contrária a mesma estaria associada ao prêmio de risco do país que teria causados efeitos sobre o prêmio por maturidade dos títulos brasileiros.

Ressalta-se que o estudo das taxas de juros na economia brasileira ainda é um processo com fragilidade. O período de análise no presente trabalho é curto quando comparado ao trabalho de Greenwood e Vayanos (2008) que trata de um período superior a 50 anos. De maneira geral, os resultados dos testes para a economia brasileira sugerem que parte da dinâmica da estrutura a termo pode estar associado ao prazo médio da dívida pública, ponto este, salvo melhor juízo, ainda pouco explorado na literatura nacional sobre estrutura a termo.

5. Conclusão

O presente trabalho procurou analisar se a hipótese de segmentação de mercado é capaz de contribuir para explicar os dados da estrutura a termo brasileira. Para isto avaliou-se se há impacto da variação da oferta de títulos públicos no *spread* entre os títulos de diferentes maturidades e no excesso de retorno. A justificativa para tal estratégia baseou-se no trabalho de Greenwood e Vayanos (2008).

Dado a insuficiência da hipótese de expectativas para descrever bem os dados brasileiros, a análise realizada buscou determinar empiricamente se e como a estrutura da maturidade da dívida pública afeta a curva a termo da taxa de juros. Assim, o presente trabalho procurou utilizar uma abordagem alternativa para o entendimento da estrutura a termo, relacionando-a com a oferta relativa de dívida pública. O modelo proposto parece contribuir para explicar a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros sugerindo que existe alguma evidência na direção da segmentação de mercado. Este fato

pode ter implicações importantes para gestão de dívida pública. Com mercados integrados, a emissão de dívida longa deverá impactar em toda a estrutura a termo.

Apesar do período curto de análise no caso brasileiro, os testes sugerem resultados que corroboram, em linhas gerais, o modelo proposto. O prazo médio da dívida pública apresenta significância para explicar a diferença de *spread* entre títulos de diferentes maturidades e títulos curtos. Assim, toda a estrutura a termo é afetada pelas alterações na maturidade da dívida, embora os efeitos sejam maiores para maturidades mais longas.

Quanto ao excesso de retorno, os testes corroboram a teoria apenas quando utiliza-se técnicas com variáveis instrumentais. Neste caso o prazo médio parece ser significativo para explicar o excesso de retorno.

Por fim, vale lembrar diversos fatores estão embutidos na formação de taxas e retornos de títulos. A análise do trabalho foi feita baseando-se em apenas um desses fatores: a oferta relativa de títulos públicos. Assim, o resultado foi de que choques de oferta alteram a estrutura a termo brasileira. Este ponto, no juízo dos autores, ainda não foi devidamente explorado no estudo de estrutura a termo brasileira.

Referências

Banco Central do Brasil, base de dados – séries temporais. www.bcb.gov.br. Último acesso em 05/04/2011.

BM&F Bovespa. www.bmfbovespa.com.br/pt-br/mercados/mercadorias-e-futuros. Último acesso em 05/04/2011.

BARRO, R. *Are governments bonds net wealth?* Journal of Political Economy, v. 82 (5), pp. 1095-1117, 1974.

BRITO, R.; DUARTE, A.J.M.; GUILLÉN, O.T.C. *Prêmio pela maturidade na estrutura a termo das taxas de juros brasileiras*. Banco Central do Brasil, texto para discussão n. 72, 2003.

CAMPBELL, J.Y.; SHILLER, R.J. *Cointegration and tests of present value models*. Journal of Political Economy, 95, 5, 1062-1088, 1987.

CUTHBERTSON, K. and D. NITZSCHE (2005). *Quantitative Financial Economics*. West Sussex, John Wiley & Sons Ltd.

GARCIA, M.; SALOMÃO, J. *Alongamento dos títulos de renda fixa no Brasil*. Anbid, 2005.

GREENWOOD, R; VAYANOS, D. *Bond supply and excess Bond returns*. National Bureau of Economic Research, NBER Working paper n 13806, 2008.

HANSEN, Lars Peter Large Sample Properties of Generalised Method of Moments Estimators. *Econometrica* 50, 1029-1054, 1982.

LAURINI, M. *Extensões bayesianas do modelo de estrutura a termo Diebold-Li*. Tese de doutoramento em Estatística no Instituto de Matemática, Estatística e Computação científica. Orientador Luiz Koodi Hotta. Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), 2009.

LIMA, A.M.; ISSLER, J.V. *A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil: uma aplicação de modelos de valor presente*. Anais do II Encontro Brasileiro de Finanças, 2002.

MARÇAL, E.; VALLS PEREIRA, P.L. *A estrutura a termo das taxas de juros no Brasil: testando a hipótese de expectativas racionais*. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 37 (1), 2007.

PENNACHI, G. *Theory of asset pricing*. Prentice Hall, University of Illinois, Business Department, 2007.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. *Econometria: modelos e previsões*. Elsevier, Rio de Janeiro, 4a edição, 2004.

SARGAN, John D. The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables, *Econometrica* 26, 393-415, 1958.

SHOUSA, S. *Estrutura a termo da taxa de juros e dinâmica macroeconômica no Brasil*. Revista do BNDES, Rio de Janeiro, v. 15, n 30, pp. 303-345, 2008.

SOUZA, S.R.S.; TABAK, B.M.; CAJUEIRO, D.O. Investigação da memória de longo prazo da taxa de câmbio no Brasil. Banco Central do Brasil, Texto para discussão n 113, 2006.

SVENSSON, L.E.O. *Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994*. National Bureau of Economic Research, NBER Working paper n 4871, 1994.

TABAK, B.M.; ANDRADE, S.C. *Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates*. Banco Central do Brasil, Texto para discussão n 30, 2001.

Tesouro Nacional, Dívida Pública – características dos títulos públicos. www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro_direto/historico.asp. Último acesso em 05/04/2011.

TUROLLA, F. *A dívida pública brasileira: conceitos, perfil, evolução e perspectivas*. Artigo para discussão do GV-Prevê. São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 2002.

VAYANOS, D.; VILA, J. A preferred-habitat model of the term structure of interest rates. National Bureau of Economic Research, NBER Working paper n 15487, 2009.