

A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS E A OFERTA DE TÍTULOS PÚBLICOS¹

Carolina Ribeiro Veronesi Marinho²
Emerson Fernandes Marçal³

Estudos sobre os determinantes da estrutura a termo da taxa de juros brasileira são recentes, especificamente, após o Plano Real iniciou-se a formação de uma curva de juros passível de testes. Um melhor entendimento sobre os determinantes desta estrutura é importante, entre outras razões, para a política econômica. Existem duas visões distintas sobre estrutura a termo. A primeira argumenta que as taxas de longo prazo são iguais a uma média ponderada das taxas de curto prazo mais um prêmio pela maturidade, enquanto a segunda alega que os agentes não teriam incentivos para arbitrar a curva de juros, pois teriam preferência por maturidades específicas; logo, as taxas de longo e de curto prazos estariam desconectadas. Este trabalho testa as proposições de Greenwood e Vayanos (2008) obtidas a partir de um modelo em que as duas visões anteriormente citadas são reconciliadas. No modelo destes autores, 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 afeta tanto o excesso de retorno quanto os *spreads* na curva. Os resultados indicam 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; *yield*.

JEL: E43; C58.

1 INTRODUÇÃO

Na literatura sobre estrutura a termo da taxa de juros, duas grandes visões extremas podem ser formuladas. Na primeira, o comportamento da estrutura a termo é dado 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 a termo seria constante no tempo e as mudanças nas expectativas dos agentes explicariam essencialmente os movimentos na estrutura a termo.

Vários estudos empíricos sobre a teoria das expectativas foram realizados durante a década de 1990 para diversos países buscando validar tal teoria. 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

1. Os autores agradecem ao professor Marco Bonomo do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper) o auxílio em várias etapas da confecção deste trabalho. Entretanto, a responsabilidade pelo material é exclusiva dos autores, eximindo o professor de qualquer imperfeição remanescente. Os autores também agradecem a Diogo de Prince Mendonça pela assistência na pesquisa.

2. Mestra em economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV) e doutoranda em economia pelo Insper. *E-mail:* <carolinarvm@al.insper.edu>.

3. Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada da EESP da FGV e professor da Universidade Mackenzie. *E-mail:* <efmarcal@gmail.com>.

não é constante ao longo do tempo porque os agentes exigem prêmios variantes à medida que mudam os prazos. No caso brasileiro, Lima e Issler (2002) apresentam resultados parcialmente favoráveis para a teoria das expectativas para a estrutura a termo brasileira. Enquanto isso, os trabalhos de Tabak e Andrade (2001) e de Marçal e Valls Pereira (2007) indicam a rejeição da teoria das expectativas.

Uma outra abordagem alternativa à hipótese de expectativas é dada pela hipótese de segmentação de mercado, em que os agentes econômicos buscam nichos de maturidade com bases em suas características individuais. Nessa versão, os prêmios por maturidade seriam influenciados pela oferta relativa de títulos de diversas modalidades. Fundos de pensão, por exemplo, têm preferência por títulos de prazos longos. Diferentemente da hipótese de expectativa, esta abordagem não possui diretamente uma proposição a ser testada. Os trabalhos de Vayanos e Vila (2009) e de Greenwood e Vayanos (2008) vêm preencher esta lacuna.

A partir da insuficiência de evidência empírica da teoria das expectativas, Vayanos e Vila (2009) e Greenwood e Vayanos (2008) desenvolveram um modelo teórico de *habitat* definido, no qual os agentes têm preferências por maturidades específicas. Os trabalhos examinam empiricamente como a maturidade da dívida pública norte-americana afeta os *yields* e o excesso de retorno dos títulos públicos. Consistente com o modelo elaborado, os autores observaram que alterações de maturidade da dívida pública federal afetam toda a estrutura a termo da taxa de juros.

Este artigo pretende contribuir para a literatura brasileira sobre o tema, buscando analisar, de forma semelhante aos estudos de Vayanos e Vila (2009) e de Greenwood e Vayanos (2008), como a oferta de dívida é capaz de afetar os *yields* e o excesso de retorno de títulos públicos, ponto este pouco explorado na literatura nacional. Tal estudo será adaptado ao caso brasileiro, considerando as especificidades da estrutura a termo da taxa de juros brasileira. Os resultados obtidos sugerem alguma 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 cinco seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta o modelo proposto e suas implicações. A seção 3 aborda as características da dívida mobiliária federal e a base de dados utilizada. A seção 4 trata dos testes empíricos realizados para a economia brasileira. Na seção 5 são realizados testes adicionais de robustez. Por fim, na seção 6 são apresentadas as considerações finais deste artigo.

2 MODELO DE *HABITAT* DEFINIDO E SEUS RESULTADOS TEÓRICOS

Este estudo seguirá a metodologia desenvolvida no trabalho de Greenwood e Vayanos (2008), adaptando suas hipóteses às características da estrutura a termo brasileira.

Conforme a hipótese de equivalência ricardiana⁴ (Barro, 1974), 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 Greenwoods e Vayanos (2008).

O modelo de Greenwood e Vayanos (2008) é construído em torno de três agentes: os investidores com *habitat* 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 e as 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 requerem outras maturidades em menor grau, já que preferem alguma maturidade específica. Essa simplificação não é um obstáculo, pois se os investidores migrassem de preferência, eles estariam atuando como arbitradores.

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. Suponha, por exemplo, o aumento das taxas de juros mais curtas, que também 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. A emissão de nova dívida é considerada endógena e altera-se de acordo com o ambiente macroeconômico e os demais fatores que influenciam as tomadas de decisão dos formuladores de política econômica. No caso específico, Greenwood e Vayanos (2008) restringem-se ao caso em que o governo emite dívida respondendo segundo alguma função negativa do *yield*, ou seja, o governo procura aproveitar das variações dos preços dos títulos para emitir dívida com custo menor – equação (1).

4. Essa hipótese indica que alterações na dívida pública não deveriam afetar a atividade econômica. Quando há 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.

A oferta líquida de títulos públicos (s_t^τ) é dada pela oferta de títulos públicos menos a demanda dos investidores e dos arbitradores por tais títulos. No modelo, a oferta líquida de títulos públicos é uma função linear decrescente dos *yields* apresentada pela equação (1):

$$s_t^\tau = \beta_t^\tau - \alpha^\tau y_t^\tau, \quad (1)$$

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:

$$\beta_t^\tau = \bar{\beta} + \sum_{k=1}^K \theta_k(\tau) \beta_{k,t}, \quad (2)$$

em que $\bar{\beta}$ é uma constante; $\{\beta_{k,t}\}$ são os K fatores de risco que caracterizam demanda e oferta; e $\{\theta_k(\tau)\}$ são funções que evidenciam como cada fator de risco impacta as diferentes maturidades na ausência de arbitragem.

O modelo é construído em tempo contínuo e a estrutura a termo no instante t é definida pelos títulos com pagamento de 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 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

$$y_t^\tau = -\frac{\log P_t^\tau}{\tau}. \quad (3)$$

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

Outro papel dos arbitradores é incorporar informações sobre as taxas de juros curtas (determinadas exogenamente) no preço dos títulos. Quando o Banco Central do Brasil (BCB) 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 arbitradores. A propagação é limitada quando estes 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 arbitradores, já que envolve algum risco. Se a taxa curta é elevada, os arbitradores assumirão posição vendida em títulos longos e investirão nas taxas curtas. Assim, os títulos longos oferecem prêmio negativo e menor retorno

esperado do que as taxas com prazos menores. Neste contexto, o valor de mercado dos fatores de risco é relevante e comum a todos os títulos.⁵ 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 arbitradores será de aumentar suas posições em títulos longos, por conta do aumento relativo na oferta destes títulos, e de reduzir suas posições na taxa curta. Como os títulos longos são mais sensíveis a alterações nas taxas curtas, os 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. Tal argumento será testado para a economia brasileira neste trabalho.

As proposições a seguir são obtidas a partir do modelo teórico e todas supõem uma baixa aversão ao risco dos arbitradores.⁶

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

$$A_{\beta,k}^{\tau} \approx \frac{\alpha \sigma_r^2 \int_0^{\tau} \alpha^{\tau} \tau \theta_k^{\tau} \frac{1 - \exp(1 - \exp(-k_r \tau))}{k_r}}{(k_r - k_{\beta,k})} \left(\frac{1 - \exp(-k_{\beta,k} \tau)}{k_{\beta,k}} - \frac{1 - \exp(-k_r \tau)}{k_r} \right). \quad (4)$$

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 neste fator implica elevação na maturidade média da dívida, por meio da emissão de títulos longos pelo governo e da 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 dos títulos mais longos será o mais afetado.⁷

5. 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.

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

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

Proposição 4: o efeito do aumento da maturidade da dívida pública no prêmio de risco é maior que o efeito nos *yields*.⁸

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. Neste caso, os choques de demanda e de oferta tendem a ser mais locais e as consequências dependerão dos demais fatores de risco no mercado. O modelo teórico de Greenwood e Vayanos (2008) sugere regularidades empíricas que serão testadas, neste artigo, para a economia brasileira. A seguir trata-se da seção descritiva e da fonte dos dados.

3 SEÇÃO DESCRITIVA E FONTE DOS DADOS

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

$$D_t^r = PR_t^r + C_t^r, \quad (5)$$

em que PR é o somatório do pagamento do principal e C é o somatório do pagamento do cupom de todos os títulos considerados. A partir de D_t^r 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

$$Duration_t = \sum_{0 \leq \tau \leq 30} \left(t \frac{D_t^r}{(1 + \bar{r})^\tau} \right). \quad (6)$$

Seguindo a linha de raciocínio do trabalho de Greenwood e Vayanos (2008), uma estrutura a termo será estimada a partir do *yields* dos títulos da dívida pública.

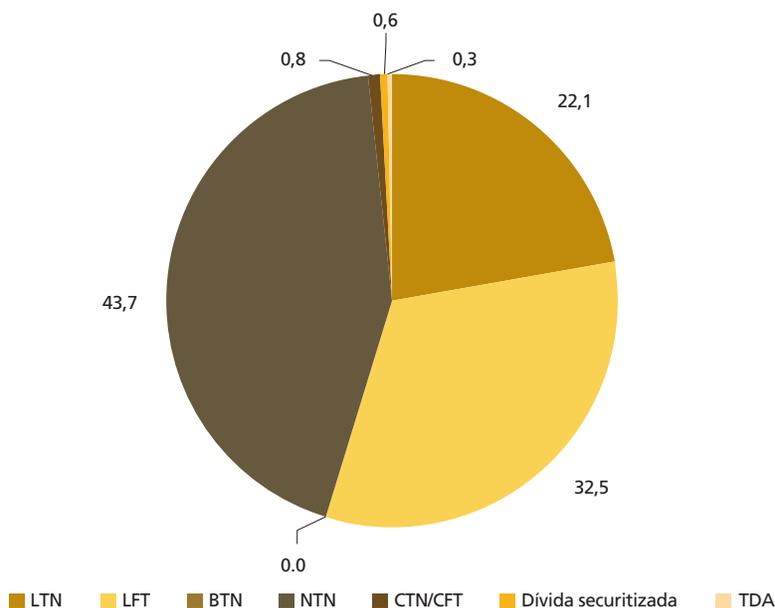
Os estudos sobre a curva de juros no Brasil intensificaram-se após o Plano Real. Antes dele, os títulos que compunham a dívida pública eram indexados, em sua maioria, ao índice de preços e a análise tornava-se distorcida em um ambiente de hiperinflação.

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

A dívida pública mobiliária federal (DPMF) brasileira é composta por todos os títulos federais emitidos pelo Tesouro Nacional.⁹ A DPMF representa a maior parte da dívida pública líquida. A dívida líquida do setor público representou 39,91% do produto interno bruto (PIB) em fevereiro de 2011, mas esse percentual foi de 50,45% caso seja considerada 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.

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 interpolação de taxas é aplicada para obtenção das maturidades intermediárias (aquelas sem dados observáveis diretamente). Por conta da complexidade desse processo, a opção foi utilizar títulos pré-fixados representados, em sua maioria, por Letras do Tesouro Nacional (LTNs), por conta das taxas pagas por esses títulos serem conhecidas na emissão e não pagarem cupom. Conforme o gráfico 1, as LTNs representavam 22,1% dos títulos sob responsabilidade do Tesouro Nacional.

GRÁFICO 1
Composição da dívida mobiliária federal sob responsabilidade do Tesouro Nacional (fev./2011)
(Em %)



Fonte: BCB.

9. A descrição dos diversos tipos de títulos da dívida pública federal pode ser encontrada no *Manual de Finanças Públicas* do BCB, disponível em: <<http://goo.gl/K2fHqV>>.

Diferentemente da economia norte-americana há, no Brasil, uma carência de dados para estimação da curva de juros para prazos mais longos e de informação para a construção de uma estrutura a termo diária. Dada essa carência, este trabalho utiliza 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 das LTNs). Tal *swap* é negociado diariamente na BM&FBovespa, com vencimento em diferentes prazos. A partir de 2005 os prazos negociados ultrapassaram quinze anos, apesar da liquidez ainda reduzida para contratos mais longos. Entretanto, as LTNs apresentam maturidade máxima de 3,2 anos. Supõe-se, então, a hipótese de que o retorno dos *swaps* mencionados se comporta de forma semelhante ao retorno dos títulos públicos pré-fixados.

No caso do *swap* DI pré-fixada a estrutura a termo formada pelo *yield* desses derivativos somente possui liquidez considerável para maturidades de até cinco anos. Neste artigo, 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.

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

A análise de Greenwood e Vayanos (2008) foi realizada para a economia norte-americana, na qual os títulos públicos têm um histórico longo e com liquidez elevada. No Brasil, a maturidade dos títulos emitidos é curta e deve-se, principalmente, às incertezas associadas às variáveis macroeconômicas do país. Entretanto, a tendência é o alongamento da dívida pública brasileira, que já está em curso. Em dezembro de 2003, por exemplo, 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 um, seis, doze, 24 e 36 meses foram coletados do sítio da BM&FBovespa.¹⁰ A queda de liquidez nas negociações é observada para maturidades mais longas e, por isso, as maturidades de 48 e sessenta meses (além das outras maturidades anteriormente citadas) foram selecionadas como os prazos mais longos a serem analisados. A taxa negociada no último dia de cada mês foi utilizada para tais prazos.

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. A partir da curva mensal de um, seis, doze, 24 e 36 meses obteve-se a curva para onze, 23 e 35 meses.

10. BM&FBovespa: <<http://www.bmfbovespa.com.br/home.aspx?idioma=pt-br>>.

O período abordado neste trabalho é de janeiro de 2000 a dezembro de 2010 (no qual os dados puderam ser coletados), com exceção das maturidades de 48 e sessenta meses, em que os dados só puderam ser coletados a partir de março de 2004. Os testes empíricos realizados serão tratados a seguir.

4 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.

O teste consiste, inicialmente, em regressões com maturidade ou *duration* da carteira de títulos públicos como variáveis independentes por serem modificadas de acordo com a política econômica do governo. O impacto da oferta relativa de títulos públicos nos *spreads* entre as taxas de diversas maturidades será analisado no trabalho, no qual a oferta relativa entre títulos considera maturidades elevadas e curtas. 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 aumenta.¹¹ Considere a seguinte regressão:

$$y_t^\tau - y_t^1 = a + bX_t + u_t, \quad (7)$$

em que a variável dependente é o *spread* entre *yields* (y) longos (τ = seis, doze, 24, 36, 48, sessenta meses) e curto (τ = um 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.

O resultado da regressão (7) por mínimos quadrados ordinários (MQO) 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.¹²

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.

12. Todos os procedimentos foram realizados no *software* Oxmetrics 6.2. Os valores da estatística de Durbin-Watson oscilam entre 0,38 e 0,47. Os dois limites tabelados para o teste de Durbin-Watson são 1,61 e 1,66 para o caso de 82 observações (Pindyck e Rubinfeld, 2004). Como a estatística de Durbin-Watson obtida é inferior àquela tabelada, rejeita-se a hipótese nula de ausência de correlação serial nos resíduos. A indicação é de correlação serial positiva nos resíduos da regressão, mas o desvio-padrão estimado foi corrigido para a presença de correlação serial no resíduo.

TABELA 1
Prazo médio da dívida mobiliária interna e estrutura a termo

		Equação: $(y^{\tau}-y^1)_t = \alpha + b.X_t + e_t$								
MQO	Número de observações	Constante (α)				Prazo médio (β)				
		Coefficiente	Desvio-padrão ¹	t	p -valor	Coefficiente $\times 10^{-3}$	Desvio-padrão $\times 10^{-31}$	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

Elaboração dos autores.

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

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 para o Brasil 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 2.¹³ Um ponto interessante observado é que o coeficiente da variável independente apresenta valor máximo para a maturidade de 36 meses (intermediária), o que pode estar relacionado à aversão ao risco dos arbitradores.

Em continuidade aos testes para a economia brasileira, as demais hipóteses 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 (hipótese 2); a relação torna-se mais forte à medida que τ aumenta (hipótese 3); as variações no prazo médio terão maior efeito nos retornos do que nos *yields* (hipótese 4).

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):

$$r_{t+1}^{\tau} = \tau y^{\tau} - (\tau - 1) y^{\tau-1}. \quad (8)$$

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.

Dessa maneira, as seguintes regressões foram feitas para testar as hipóteses 2, 3 e 4:¹⁴

$$r_{t,t+1}^{\tau} - y_t^1 = a + bX_t + u_{t+1} \quad (9)$$

e

$$r_{t,t+1}^{\tau} - y_t^1 = a + bX_t + c(y_t^{\tau} - y_t^1) + u_{t+1}. \quad (10)$$

A equação (9) considera o excesso de retorno de um mês do *swap* de doze, 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 estarem diretamente relacionados). Segundo, de acordo com o modelo a maturidade deveria ter efeitos mais fortes no excesso de retorno do que nos *yields*, ao se comparar a tabela 1 com a tabela 2.

TABELA 2
Excesso de retorno e prazo médio da dívida

MQO	Número de observações	Equação: (exc.ret ^τ -y ¹) _t =α+bX _t +e _t				Prazo médio (β)				
		Constante (α)		t	p-valor (%)	Coeficiente x10 ⁻³	Desvio-padrão x10 ⁻³	t	p-valor (%)	R ² (%)
(ret ^{12,11} -y ¹)	130	0,0109	0,0629							
(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

Elaboração dos autores.

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

A tabela 3 evidencia 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 (10). Novamente, o prazo médio parece não explicar os retornos, fato este que não estaria em linha com o esperado pela teoria. Entretanto, as razões que explicam estes resultados não são claras.

14. O parecerista do artigo alerta os autores para possível viés por conta de endogeneidade na regressão (10).

TABELA 3
Excesso de retorno, prazo médio e *spread*

MQO	Número de observações	Equação: (ret ^{t,t+1} -y _t) = α + bX _t + γ(y ^t -y _t) + e _t											
		Constante (α)				Prazo médio (β)				Spread (γ)			
		Coefficiente	Desvio-padrão ¹	t	p-valor	Coefficiente x10 ⁻³	Desvio-padrão x10 ⁻³ 1	t	p-valor (%)	Coefficiente	Desvio-padrão	t	p-valor (%)
(ret ^{12,11} -y _t)	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 _t)	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 _t)	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

Elaboração dos autores.

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

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 básica de juros (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:

$$y_t^r - r_t = a + bX_t + u_{t+1} \quad (11)$$

Com base na equação (11), 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 se mostrou 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 3.

TABELA 4
Spread construído a partir da taxa livre de risco e prazo médio da dívida

MQO	Número de observações	Equação: (y ^t -r _t) = α + bX _t + e _t									
		Constante (α)				Prazo médio (β)					
		Coefficiente	Desvio-padrão ¹	t	p-valor (%)	Coefficiente x10 ⁻³	Desvio-padrão x10 ⁻³ 1	t	p-valor (%)	R ² (%)	
(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	

Elaboração dos autores.

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

Os resultados apresentados 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 (2008) apenas. Por exemplo, eles 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.

5 TESTES DE ROBUSTEZ E COMPARAÇÃO COM LITERATURA

Alguns questionamentos econométricos aos resultados apresentados 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 à potencial endogeneidade do coeficiente associada 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 utilizam-se os *spreads* e não os retornos para avaliar o modelo de Greenwood e Vayanos (2008). A seguir apresenta-se e discute-se uma série de outros resultados tendo em vista avaliar em que medidas as conclusões da seção anterior são sólidas. Em uma primeira leva de testes de robustez, 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 alteram-se, impactando as conclusões obtidas anteriormente.

5.1 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 economia,¹⁵ expectativa de inflação para os próximos doze meses¹⁶ e índice e volatilidade do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa).¹⁷

Das variáveis listadas, a expectativa de inflação é significativa em todas as maturidades. As demais séries não se mostraram importantes na explicação do

15. Utilizou-se a série de crescimento mensal da produção industrial geral do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) ajustada sazonalmente.

16. Essa série foi coletada junto ao BCB via pesquisa do *Boletim Focus*.

17. Ambas as séries foram coletadas na base do Ipeadata.

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 nas tabelas 5 e 6.

TABELA 5
Regressão *spread* versus prazo médio com variáveis macro de controle

		Equação: $(y^t - y^1)_t = \alpha + bX_t + \gamma C_t + e_t$								
MQO	Número de observações	Constante (α)				Prazo médio (β)				
		Coefficiente	Desvio-padrão ¹	t	p-valor (%)	Coefficiente $\times 10^{-3}$	Desvio-padrão $\times 10^{-31}$	t	p-valor (%)	R ² (%)
$(y^6 - y^1)$	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

Elaboração dos autores.

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

TABELA 6
Regressão *spread* com base sendo taxa livre de risco versus prazo médio com variáveis macroeconômicas de controle

		Equação: $(y^t - r)_t = \alpha + bX_t + \gamma C_t + e_t$								
MQO	Número de observações	Constante (α)				Prazo médio (β)				
		Coefficiente	Desvio-padrão ¹	t	p-valor (%)	Coefficiente $\times 10^{-3}$	Desvio-padrão $\times 10^{-31}$	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

Elaboração dos autores.

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

5.2 Variável instrumental

Por fim, tendo em vista a potencial presença de endogeneidade do prazo médio da dívida, os seguintes instrumentos foram utilizados: 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 à proposta por Greenwood

e Vayanos (2008; 2013). A motivação para utilização de tais instrumentos é dada pelos referidos autores na seguinte passagem:

Este é um instrumento adequado porque está correlacionado com a dívida ponderada pela maturidade em relação ao PIB, e ao mesmo tempo, é conduzido principalmente pela acumulação de déficits passados, e não pela mudança na demanda dos investidores (Greenwood e Vayanos, 2013, p. 3, tradução nossa).¹⁸

Tendo em vista avaliar a qualidade dos instrumentos, os testes de sobreidentificação de Sargan (1958) e de Hansen (1982) foram realizados e são apresentado na tabela 7. A hipótese nula do teste não é rejeita ao nível de 5% para nenhuma das equações dos *spreads*, dando força às 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

Variáveis instrumentais ¹	Número de observações	Equação: $(y^t - y^l)_t = \alpha + b.X_t + \gamma.C_t + e_t$						
		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 (%)
$(y^6 - y^l)$	130	6,34	3	9,61	0,70	0,19	3,70	0,01
$(y^{12} - y^l)$	130	4,44	3	21,78	1,44	0,2995	4,82	0,00
$(y^{24} - y^l)$	130	2,92	3	40,46	2,53	0,4217	6,00	0,00
$(y^{36} - y^l)$	130	2,70	3	44,02	3,07	0,4964	6,19	0,00
$(y^{48} - y^l)$	82	2,93	3	40,18	2,62	0,3073	8,52	0,00
$(y^{60} - y^l)$	82	2,80	3	42,39	2,75	0,3266	8,42	0,00

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Foram utilizados quatro instrumentos: 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.

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

18. "This is a suitable instrument because it is correlated with maturity-weighted debt to GDP, while also being driven mostly by the cumulation of past deficits rather than by changes in investor demand" (Greenwood e Vayanos, 2013, p. 3).

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

MQO	Número de observações	Equação: $(ret^{t,t-1}-y^t)_t = \alpha + bX_t + \gamma CI_t + e_t + e_t$						
		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 (%)
$(ret^{12,11}-y^t)$	110	15,08	6	2,0	6,45	2,48	2,60	0,46
$(ret^{24,23}-y^t)$	110	11,68	6	7,0	6,88	2,48	2,78	0,28
$(ret^{36,35}-y^t)$	110	7,11	6	31,1	28,66	12,32	2,33	1,00

Elaboração dos autores.

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

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

5.3 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 cinquenta anos, Greenwood e Vayanos (2008) 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 por eles, 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 Estados Unidos, os títulos de maior maturidade (como os de vinte 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 cinquenta anos nos Estados Unidos, uma estrutura a termo passível de testes somente pôde ser estimada após a implementação do Plano Real.

No caso brasileiro, Lima e Issler (2002) apresentaram resultados parcialmente favoráveis para a teoria das expectativas, ao analisarem a estrutura brasileira a termo. Enquanto isso, os trabalhos de Tabak e Andrade (2001) e de Marçal e Valls Pereira (2007) indicaram a rejeição da teoria das expectativas.

Marçal e Valls Pereira (2007) e Brito, Duarte e Guillén (2003) sugerem que a presença de uma autoridade monetária que suaviza taxas de curto prazo, dando previsibilidade a elas e um prêmio de risco variante no tempo podem auxiliar a explicar a falha dos testes sobre a hipótese de expectativas. Ambos os autores se apoiam em McCallum (1994). Este autor fundamenta, por meio de um modelo econômico, que a não validade da hipótese das expectativas estaria associada 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 ela estaria associada ao prêmio de risco do país, que teria causado 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 neste trabalho é curto quando comparado ao trabalho de Greenwood e Vayanos (2008), que trata de um período superior a cinquenta anos. De maneira geral, os resultados dos testes para a economia brasileira sugerem que parte da dinâmica da estrutura a termo pode estar associada ao prazo médio da dívida pública, ponto este, salvo melhor juízo, ainda pouco explorado na literatura nacional sobre estrutura a termo.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo procurou analisar o impacto da variação da oferta de títulos públicos no *spread* entre os títulos de diferentes maturidades e no excesso de retorno, com base no modelo desenvolvido por Greenwood e Vayanos (2008).

A análise realizada buscou determinar empiricamente como a estrutura da maturidade da dívida pública afeta a curva a termo da taxa de juros. A abordagem convencional baseia-se na hipótese de expectativas para explicar o comportamento

da estrutura a termo. De acordo com a literatura, a teoria é rejeitada para a economia brasileira.¹⁹ Assim, este trabalho tratou de uma nova abordagem 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 a gestão da dívida pública. Com mercados integrados, a emissão de dívida longa deverá impactar toda a estrutura a termo.

Considere o caso de segmentação no mercado de juros em que os investidores demandam maturidades específicas. Uma nova emissão de títulos longos aumentaria a taxa desses títulos, mas não afetaria o retorno dos títulos curtos, por exemplo. Porém, de acordo com o modelo proposto neste estudo, os arbitradores são os que atuam nas diferentes maturidades, tornando os mercados integrados. Com mercados integrados, a emissão de dívida longa deverá impactar toda a estrutura a termo.

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 cinquenta 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 com o modelo proposto pelos autores. Greenwood e Vayanos (2008) apresentam 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 dos 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 considerar as principais diferenças em relação aos dados utilizados, principalmente em relação à fragilidade e ao ainda pequeno histórico de dados da estrutura a termo no Brasil. Nos Estados Unidos, os títulos de maior maturidade (como os de vinte 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 cinquenta anos nos Estados Unidos, uma estrutura a termo passível de testes somente pôde ser estimada após a implementação do Plano Real. Além disso, os títulos mais longos no Brasil apresentam reduzida liquidez, o que limita as análises. Nos testes para economia norte-americana, a base de dados foi construída com dados diários, enquanto neste trabalho utilizou-se de dados mensais.

19. Ver Lima e Isller (2002), Marçal e Valls Pereira (2007) e Brito, Duarte e Guillén (2007).

Apesar do período curto de análise no caso brasileiro e das fragilidades em relação aos dados mencionados, os testes mostraram resultados que corroboram o modelo proposto. O prazo médio da dívida pública apresenta significância para explicar a diferença de *yield* 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 são utilizadas técnicas com variáveis instrumentais. Neste caso, o prazo médio parece ser significativo para explicar o excesso de retorno.

Por fim, diversos fatores estão embutidos na formação de taxas e de retornos de títulos. A análise deste artigo foi feita em apenas um destes fatores: a oferta relativa de títulos públicos. Assim, o resultado foi que choques de oferta alteram a estrutura a termo. Com isso, a análise realizada neste trabalho é relevante para os formuladores de política econômica porque os choques de oferta repercutem nas decisões de consumo e de investimento dos agentes.

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 is the main reason why long and short term rates are disconnected. This paper test the propositions developed by Greenwood and 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.

Keywords: term structure; maturity; excess return; yield.

REFERÊNCIAS

- BARRO, R. Are governments bonds net wealth? **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 5, p. 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**. Brasília: BCB, 2003. (Texto para Discussão, n. 72).
- GREENWOOD, R.; VAYANOS, D. **Bond supply and excess Bond returns**. Cambridge: NBER, 2008. (NBER Working Paper, n. 13806).

_____. **Bond supply and excess Bond returns**. London: LSE, 2013. Disponível em: <<http://goo.gl/Luj3V3>>.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalised method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, issue 4, p. 1029-1054, 1982. Disponível em: <<http://goo.gl/cgljas>>.

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. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2., 2002, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Ibmecc, 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, n. 1, 2007.

MCCALLUM, B. T. **Monetary policy and the term structure of interest rates**. Cambridge: NBER, 1994. (NBER Working Paper, n. W4938). Disponível em: <<http://goo.gl/6wrz7y>>.

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

SARGAN, J. D. The estimation of economic relationships using instrumental variables. **Econometrica**, v. 26, issue 3, p. 393-415, 1958.

SVENSSON, L. E. O. **Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994**. Cambridge: NBER, 1994. (NBER Working Paper, n. 4871).

TABAK, B. M.; ANDRADE, S. C. **Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates**. Brasília: BCB, 2001. (Texto para Discussão, n. 30).

VAYANOS, D.; VILA, J. A **preferred-habitat model of the term structure of interest rates**. Cambridge: NBER, 2009. (NBER Working Paper, n. 15487).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Base de dados**: séries temporais. [s.l.]: [s.d.]. Disponível em: <<https://goo.gl/TmI1IH>>.

BRASIL. Tesouro Nacional. **Dívida pública**: características dos títulos públicos. [s.l.]: [s.d.]. Disponível em: <<http://goo.gl/RYM7w>>.

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

LAURINI, M. **Extensões bayesianas do modelo de estrutura a termo Diebold-Li**. 2009. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2009.

CUTHBERTSON, K.; NITZSCHE, D. **Quantitative financial economics**. West Sussex: John Wiley & Sons, 2005.

GARCIA, M.; SALOMÃO, J. **Alongamento dos títulos de renda fixa no Brasil**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2006. (Texto para Discussão, n. 515). Disponível em: <<http://goo.gl/LGhhLM>>.

PENNACCHI, G. **Theory of asset pricing**. [s.l.]: Prentice Hall, 2007.

SHOUSA, S. Estrutura a termo da taxa de juros e dinâmica macroeconômica no Brasil. **Revista BNDES**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 30, p. 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**. Brasília: BCB, 2006. (Texto para Discussão, n. 113).

TUROLLA, F. **A dívida pública brasileira: conceitos, perfil, evolução e perspectivas**. São Paulo: FGV, 2002.

(Originais submetidos em maio de 2014. Última versão recebida em agosto de 2015. Aprovada em setembro de 2015.)

