

# EFEITO DA DESONERAÇÃO FISCAL DE NÃO RESIDENTES SOBRE A CURVA DE JUROS BRASILEIRA: MEDIDA PROVISÓRIA Nº 281/2006\*

Ajax Moreira\*\*

Kátia Rocha\*\*\*

O estudo analisa o efeito da Medida Provisória (MP) nº 281, de 16 de fevereiro de 2006, sobre a curva de juros brasileira. A MP reduziu a zero a alíquota do imposto sobre os rendimentos dos títulos públicos federais adquiridos por não residentes. A partir das taxas indicativas e respectiva duração dos títulos públicos – Letras do Tesouro Nacional (LTN), Nota do Tesouro Nacional, série F (NTN-F), e Nota do Tesouro Nacional, série B (NTN-B) –, a metodologia isola o efeito da MP. Os resultados indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal impactou a curva de juros, com uma redução das taxas de até 1,2% nos juros de curto prazo e um aumento de até 2%.

## 1 INTRODUÇÃO

O planejamento e a gestão da dívida pública federal (DPF)<sup>1</sup> vem buscando a melhoria no perfil da DPF brasileira, através de uma série de medidas, entre as quais destacam-se: *i*) o alongamento do prazo médio da DPF; *ii*) a redução do percentual da DPF vincendo em 12 meses; *iii*) a substituição gradual dos títulos remunerados pela taxa – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) por títulos com rentabilidade prefixada ou vinculada a índices de preços; *iv*) o incentivo ao desenvolvimento da estrutura a termo de taxas de juros para títulos públicos federais nos mercados interno e externo; e *v*) a ampliação da base de investidores.

As tabelas 1 e 2 ilustram a gradativa melhora no perfil da dívida pública federal por indexador e por maturidade desde 2003. Observa-se a diminuição da proporção indexada à SELIC – Letras Financeiras do Tesouro (LFT), aumento da proporção prefixada – Letras do Tesouro Nacional (LTN) e Nota do Tesouro Nacional, série F (NTN-F) e indexada ao Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), e aumento do prazo médio da DPF interna, passando de 32 para 41 meses. O gráfico 1 mostra a trajetória do prazo médio da dívida interna que apresenta tendência persistente de crescimento entre janeiro de 2006 e dezembro de 2008.

---

\* Os autores agradecem à Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (Andima) pela disponibilização de dados, a Marcos da Silveira (Ipea) e a dois pareceristas anônimos pelas sugestões e comentários.

\*\* Coordenador de Economia Financeira da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

\*\*\* Técnica de Planejamento e Pesquisa da Dimac/Ipea e professora adjunta do Departamento de Engenharia Industrial da PUC-Rio.

1. Maiores detalhes podem ser obtidos no Plano Anual de Financiamento da Dívida Pública Federal (DPF, 2007), na Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

TABELA 1

### Composição da dívida pública federal por indexador (Em %)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Dívida interna	76	80	85	88	92	91	93
LTN e NTN-F: prefixada	10	16	24	32	34	29	31
LFT: SELIC	47	45	43	33	30	32	33
NTN-C: Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M)	7	8	6	5	5	4	4
NTN-D: dólar	3	1	1	0	0	0	0
NTN-B: IPCA	0	0	6	14	18	22	22
Demais	9	10	5	5	4	4	3
Dívida externa	24	20	15	11	8	9	7
Dívida total	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: STN.

TABELA 2

### Prazo médio da dívida pública federal (Em meses)

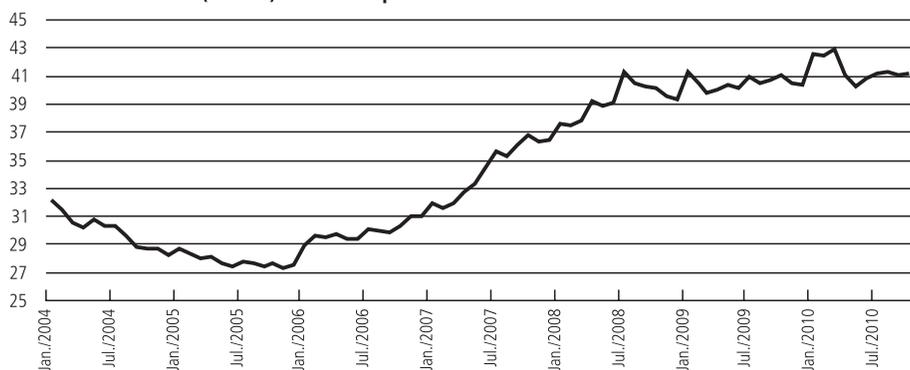
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
DPF interna	32	28	28	31	37	39	41
LTN: prefixada	23	17	19	9	9	7	10
NTN-F: prefixada	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	30	28
LFT: SELIC	6	5	10	23	26	31	31
NTN-C: IGP-M	69	69	79	81	80	94	94
NTN-D: dólar	13	12	12	17	6	n.d.	n.d.
NTN-B: IPCA	n.d.	105	59	58	69	66	69
DPF externa	71	71	76	82	74	72	69
DPF total	40	35	34	36	39	42	43

Fonte: STN.

Nota: n.d. = não disponível.

GRÁFICO 1

### Prazo médio (meses) da dívida pública federal interna



Fonte: STN.

A gestão da DPF determina a estratégia ótima de oferta de títulos públicos e as expectativas do mercado, incluindo a percepção de risco e o retorno dos agentes, determinam a demanda por estes títulos. O equilíbrio, em cada momento, entre a oferta e a demanda, resulta na estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ), que é a taxa de juros de equilíbrio para cada maturidade, ou vértice de tempo da curva de juros.

Com o objetivo de ampliar a demanda por títulos públicos federais, o governo brasileiro publicou, em 16 de fevereiro de 2006, a Medida Provisória (MP) nº 281, convertida na Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006, que reduziu a zero a alíquota de Imposto de Renda (IR) sobre os rendimentos dos títulos públicos federais adquiridos por não residentes. Garantiu-se, desse modo, ao investidor estrangeiro, a desoneração fiscal em aplicações de títulos públicos e instrumentos de capital de risco (*venture capital*).

A Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (Andima, 2005) emitiu relatório econômico favorável à medida, argumentando que o aumento da base de investidores geraria externalidades positivas, como a ampliação do mercado financeiro, o alongamento do perfil da dívida, o aumento da parcela prefixada da dívida pública e a redução das taxas de juros dos títulos de longo prazo, previsões baseadas no aumento da demanda por títulos federais e na preferência dos investidores não residentes por títulos prefixados de longo prazo.

Essa questão já foi abordada em Wasserman (2009), que propõe um modelo de série temporal da taxa de retorno da Nota do Tesouro Nacional, série B (NTN-B) com vencimento em 2045 e conclui, utilizando uma janela estrita de dados diários no entorno da entrada em vigor da MP, que a isenção fiscal reduziu de fato as taxas de retorno. No entanto, o autor considera apenas o efeito imediato sobre um certo título, ignorando os efeitos de maior prazo sobre o conjunto dos títulos.

O objetivo de nosso estudo consiste em avaliar qual o efeito da desoneração fiscal sobre a curva de juros brasileira, ou ETTJ.

Utilizamos dados diários fornecidos pela Andima referentes à taxa indicativa de juros (*yield to maturity*) e a respectiva duração de títulos prefixados LTN e NTN-F – e de títulos indexados ao IPCA (NTN-B) no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007, período este centrado no momento da MP. A partir desses dados, elaborou-se uma ETTJ *sintética* referente aos títulos públicos federais, aproximada com a taxa indicativa e vértice de tempo equivalente à duração de cada título.<sup>2</sup>

Os resultados obtidos rejeitam a hipótese de que a desoneração fiscal não alterou a curva de juros, e também não rejeita a hipótese de que o efeito consistiu na diminuição

---

2. Essa aproximação justificou-se na medida em que a Andima somente começou a disponibilizar a ETTJ referente às taxas “limpas” (zero cupons) de títulos públicos federais após setembro de 2009, período posterior ao do estudo.

das taxas de juros da ponta curta e no aumento das taxas de juros da ponta longa. Resultado em desacordo com a previsão realizada pelo estudo da Andima.

A seção 2 descreve o modelo proposto, as seções 3 e 4 apresentam, respectivamente, os dados e os resultados, e finalmente a seção 5 conclui o trabalho.

## 2 MODELO

A oferta e a demanda agregada de títulos públicos federais são dadas por  $x = f(m, p, z)$  e  $y = g(m, p, z)$ , onde  $m$  e  $p$  equivalem a maturidade e preço de cada título e  $z$  corresponde ao conjunto de variáveis que desloca a demanda e a oferta de títulos, como as condições do mercado internacional e os fundamentos domésticos. Sob as hipóteses usuais, resulta um equilíbrio de mercado descrito na forma reduzida (1) que determina o preço dos títulos de forma condicional à respectiva maturidade  $m$  e às variáveis  $z$ .

$$p = f(m, z) \tag{1}$$

Uma janela suficientemente pequena permite ignorar as variações de  $m$  e  $z$ , mas deixa de considerar os efeitos da desoneração sobre as expectativas de maior prazo. Por isto adotamos uma estratégia mista. Utilizamos dados diários relativos a uma janela de até três anos centrados na entrada em vigor da MP, incluímos como variáveis de controle alguns dos determinantes da oferta e da demanda de títulos e consideramos toda a amostra disponível de títulos públicos prefixados (LTN e NTN-F) e os indexados ao IPCA (NTN-B).

Cada título é descrito por um par de séries temporais, taxa e duração. O modelo é implementado em duas etapas: na primeira utiliza-se o polinômio de Laguerre ou de Legendre para descrever a curva de juros em função de fatores, e na segunda, explica-se estes fatores com variáveis de controle e o indicador da ocorrência da desoneração fiscal.

### 2.1 Estimação da curva de juros

Os dados disponíveis de títulos públicos federais negociados no mercado secundário são coletados na Andima, que disponibiliza séries temporais diárias referentes à taxa de juros indicativa (*yield*) e respectiva duração de cada título. Dessa forma, a *yield* e a duração de cada título descrevem os vértices da curva de juros.

Seja  $N$  o conjunto de dias da amostra,  $T(d)$  o conjunto de títulos observados no dia  $d$ ,  $y(d, i)$  a taxa de juros indicativa do título  $i \in T(d)$  no dia  $d$  e  $m(d, i)$

a duração correspondente. Na amostra, a duração dos títulos varia diariamente, assim como o número de títulos, uma vez que alguns títulos são emitidos enquanto outros vencem no decorrer da janela temporal.

Na literatura de finanças, a ETTJ, ou curva de juros, é usualmente aproximada por uma combinação linear de polinômios que são função da maturidade e que constituem uma base conveniente no espaço das funções. Essas funções correspondem a propriedades geométricas da curva como nível, inclinação e curvatura, ponderadas por componentes latentes que sumarizam a ETTJ. Entre as bases mais utilizadas encontram-se os polinômios de Laguerre utilizados por Nelson e Siegel (1987) e os polinômios de Legendre.

A descrição da ETTJ com componentes deste tipo tem sido utilizada por diversos autores, como por exemplo, Diebold e Li (2006) que utilizam o modelo de Nelson e Siegel (1987) para estimar componentes com os quais, em uma segunda etapa, são variáveis de um modelo autorregressivo de previsão da ETTJ. No Brasil, Laurini e Hotta (2010) utilizam os polinômios de Laguerre para prever a ETTJ, e Duarte, Almeida e Fernandes (1998) para descrever o mercado de *eurobonds*.

Seja a curva de juros em cada dia  $d$ ,  $Y_{(d)} = (Y_{1(d)}, \dots, Y_{i(d)})$ , representada pela *yield* dos  $i$  títulos do dia ( $d$ ), que tem maturidades  $m_{(d)} = (m_{1(d)}, \dots, m_{i(d)})$ . As taxas destes títulos descrevem a ETTJ do dia ( $d$ ) que pode ser representada com a função de Nelson e Siegel/Laguerre<sup>3</sup> (ou de Legendre<sup>4</sup>). Estas funções associam a cada vértice (título), três componentes (quatro na decomposição de Legendre) que representam características geométricas da curva de juros subjacente, e que não dependem da maturidade. Para isto é calculado para cada título o fator  $b_{i(d)} = (b_{i(d)}^1, b_{i(d)}^2, b_{i(d)}^3)$  onde cada componente é ponderado com o peso  $(\theta_1, \theta_2, \theta_3)$  que determina a importância desta componente na formação da taxa de juros de cada título. Em cada dia dispomos de  $i > 3$  (ou 4) títulos que são descritos, na equação (2), com os 3 (ou 4) pesos  $(\theta)$  que são estimados por mínimos quadrados. A dimensionalidade das matrizes envolvidas está documentada no subscrito.

$$Y_{(1 \times i)} = \theta_{(1 \times k)} b_{(k \times i)} = e_{(1 \times i)} \quad (2)$$

Como apresentado em Diebold e Li (2006) estes fatores descrevem a geometria da curva de juros – nível, inclinação e curvatura – em cada dia e são comparáveis

3. Laguerre:

$b_1 = 1$ ;  $b_{m(i(d))}^2 = (1 - \exp(-\lambda m_{i(d)})) / \lambda m_{i(d)}$ ;  $b_{m(i(d))}^3 = b_{m(i(d))}^2 - \exp(-\lambda m_{i(d)})$ , onde  $m_{i(d)}$  é a duração do título  $i$  no dia  $d$ , e  $\lambda$  como em Diebold e Li, é estimado de forma a minimizar a soma das variâncias dos resíduos de (2).

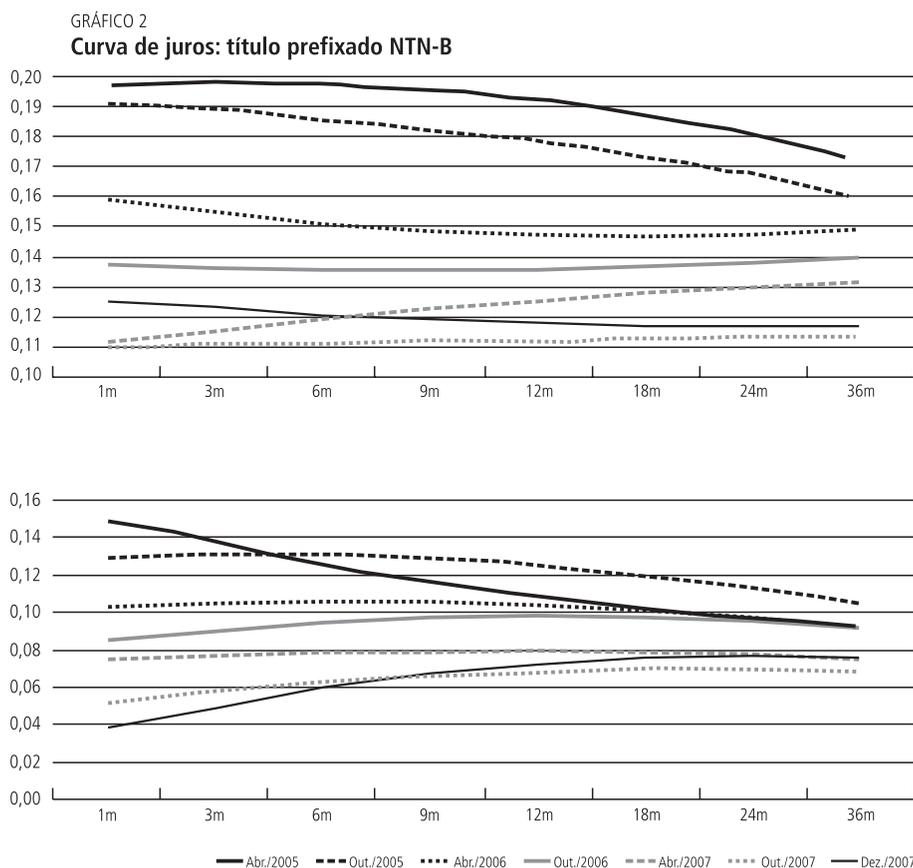
4. Legendre:

$b_1 = 1$ ;  $b_{m(i(d))}^2 = 2m_{i(d)} / m^* - 1$ ;  $b_{m(i(d))}^3 = (3(b_{m(i(d))}^2)^2 - 1) / 2$ ;  $b_{m(i(d))}^4 = (5(b_{m(i(d))}^2)^3 - 3b_{m(i(d))}^2) / 2$ , onde  $m$  é a duração do título  $i$  no dia  $d$  e  $m^*$  é a duração do título mais longo.

de forma intertemporal. Para a avaliação da robustez dos resultados, este exercício foi realizado com as duas decomposições: Laguerre (Nelson e Siegel) e Legendre.

A distribuição da qualidade do ajuste da equação (2) estimada por dia, medida com o  $R^2$  ajustado é superior a 98%, apresentada na seção 3, que revela a capacidade destas decomposições em representar a curva de juros.<sup>5</sup>

O gráfico 2 mostra para dias selecionados a curva de juros estimada com o modelo de Nelson e Siegel para os títulos prefixados e para os indexados ao IPCA (NTN-B).



5. O exercício apresentado foi realizado ignorando a incerteza na estimação dos fatores, considerando  $\theta(d) = E(\Phi(d))$ , onde  $\Phi(d)$  é a distribuição do estimador dos fatores. Para avaliar o efeito da incerteza na estimação destes fatores, procedeu-se a um exercício de simulação utilizando a amostra da distribuição analítica do estimador do fator,  $\theta(d)^n \sim \Phi(d)$ . O resultado desse exercício de simulação é muito semelhante ao obtido quando se utiliza a estimativa pontual dos fatores e foi ignorado para facilitar o entendimento.

## 2.2 Identificação do efeito da desoneração fiscal

O mercado financeiro global e o ambiente econômico doméstico estão sujeitos a alterações que impactam o mercado de títulos públicos e alteram as condições de equilíbrio desse mercado. Para identificar, ou isolar, o efeito da desoneração fiscal de investidores não residentes sobre a curva de juros brasileira, propõe-se o modelo (3),<sup>6</sup> onde  $\theta$  é o vetor dos fatores estimados para os  $D$  dias da amostra e empilhados na forma  $\theta = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \hat{\theta}_3)'$ , com dimensão  $(D \times 3)$ , e  $Z$  são variáveis de controle que caracterizam a oferta e a demanda por títulos públicos de dimensão  $(D \times p)$  e  $s$  a variável indicadora da desoneração fiscal de dimensão  $(D \times 1)$  definida como (0 até o momento da desoneração e 1 após).

$$\theta_{(D \times k)} = Z_{(D \times p)} \beta_{(p \times k)}^* + s_{(D \times 1)} \gamma_{(1 \times k)}^* + e_{(D \times k)}^* \quad (3)$$

$Z$  inclui variáveis que caracterizam as três principais fontes de determinação das taxas de juros: a política monetária; a política fiscal; e os condicionantes do mercado de capital internacional. A política monetária está representada com  $i$ ) a taxa SELIC e  $ii$ ) a taxa de inflação (IPCA), a política fiscal com o  $iii$ ) índice de austeridade fiscal proposto por Favero e Giavazzi (2004) ( $af$ )<sup>7</sup> e  $iv$ ) a dívida mobiliária federal como proporção do PIB ( $dp$ ), e o mercado internacional está caracterizado com  $v$ ) risco país medido pelo EMBIPLUS-BR ( $spd$ )<sup>8</sup> e  $vi$ ) índice de aversão ao risco ( $vix$ )<sup>9</sup>. Finalmente incluiu-se uma tendência determinística ( $t$ ) que representa todas as demais variáveis omitidas que tenham tendência determinística.<sup>10</sup> Esta tendência representa, por exemplo, a queda das taxas de juros no período.

Portanto  $Z = (spd, vix, t, ipca, selic, af, dp)$ , onde os três primeiros componentes são medidos com frequência diária, e os quatro últimos com frequência mensal. A disparidade de frequência pode ser resolvida agregando mensalmente os dados diários ou utilizando modelos com frequências mistas conforme apresentado em

6. A natureza das variáveis da equação (3) – taxas de juros e proporções do PIB – garante que estas quantidades não tenham tendência estocástica e, portanto, que a estimativa desta equação não seja espúria.

7. Medida pelo desvio como proporção do Produto Interno Bruto (PIB), entre o superávit primário observado e o superávit requerido necessário para manter a relação dívida/PIB constante, conforme sugerido por Favero e Giavazzi (2004).

8. Índice desenvolvido pelo banco de investimentos JPMorgan (2004) que mede o *spread* médio entre os juros de títulos soberanos brasileiros e os juros dos títulos soberanos americanos de maturidade semelhante.

9. O índice CBOE Volatility Index (VIX) descrito em CBOE (2009) é comumente utilizado como *proxy* da aversão ao risco de mercado. Foi introduzido em 1993 pela CBOE, e consiste na volatilidade diária implícita nas opções sobre o índice S&P500 para os próximos 30 dias considerando diversas ponderações sobre preços de opções de diversos preços de exercício.

10. A expectativa futura da inflação bem como da taxa de câmbio correspondem a variáveis endógenas sendo determinadas conjuntamente com o *spread*. Regressões não apresentadas mostram que  $Z$  explica cerca de 93% da variação destas variáveis com o teste  $F$  superior a 35, o que rejeita a hipótese de que  $Z$  é um instrumento fraco para estas duas variáveis. Dessa forma, a inclusão destas duas variáveis instrumentadas com  $Z$  é equivalente à versão atual do modelo.

Gonzalles-Hermozillo (1999) e Klein e Kushnirsky (2005). A forma mista possui a vantagem de utilizar amostras maiores preservando a informação da agregação original, mas pode implicar erros heterocedásticos. Por isto, utilizou-se o estimador de Newey-West (1987) que é robusto para heterocedasticidade e autocorrelação serial do erro. A inclusão das variáveis de controle  $z$  mitiga o viés devido à omissão de variáveis correlacionadas com a desoneração, e a repetição do exercício com diferentes amostras, com diferentes tipos de ETTJ, indica a robustez dos resultados.

### 3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados utilizados, obtidos na Andima, referem-se à taxa de juros indicativa e a correspondente duração de 26 LTNs, 8 NTN-Fs e 16 NTN-Bs no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007.

Construíram-se dois grupos de títulos, um prefixado, formado pelas LTNs e NTN-Fs, e o segundo indexado ao IPCA, formado pelas NTN-Bs. O exercício foi realizado separadamente para cada grupo.

A tabela 3 apresenta a média anual das variáveis explicativas. Pode-se observar o aumento do *vix* e uma redução expressiva do *spread*, ou seja, em um ambiente de aumento da aversão global de risco o mercado precificou a redução do risco brasileiro. Pode-se observar também que a taxa de inflação e a relação dívida/PIB não apresentam uma tendência definida e que ocorreu uma pequena redução no grau de austeridade fiscal (*af*). Vale mencionar que apesar de o risco global ter aumentado, a percepção de risco da economia brasileira melhorou, o que possibilita a tendência de redução das taxas domésticas.

TABELA 3

#### Valor médio das variáveis explicativas no ano

	<i>vix</i>	<i>Spread</i>	IPCA	<i>af</i>	DIV/PIB
2005	12.79	3.89	0.42	2.33	0.510
2006	12.82	2.33	0.26	2.06	0.497
2007	17.46	1.80	0.36	1.88	0.503

Fontes: CBOE (2009), JPMorgan (2004) e International Finance Statistics (IFS). Elaboração própria.

A tabela 4 apresenta para cada tipo de título o número de títulos em circulação no mercado em cada ano, a média anual das taxas em % ao ano (a.a.), e a média das durações em meses. Pode-se observar que as taxas decresceram ao longo dos anos, e que a duração das LTNs que é um título prefixado, aumentou expressivamente.

TABELA 4

**Descrição da amostra de títulos por indexador**

	Títulos			Média das taxas			Média da duração		
	2005	2006	2007	2005	2006	2007	2005	2006	2007
LTN: Prefixada	14	15	19	18	15	12	18	19	23
NTN-F: Prefixada	10	14	15	17	15	12	38	38	38
NTN-B: IPCA	3	4	8	10	9	7	74	70	73

Fonte: Andima. Elaboração própria.

O número de títulos públicos federais é variável no período da amostra. Alguns títulos eram negociados antes da MP enquanto outros foram emitidos após a MP. Como o momento da emissão pode condicionar as características do título, o estudo econométrico vai considerar este condicionamento.

A tabela 5 dimensiona o conjunto dos títulos emitidos antes e após a MP. Observa-se que de um total de 34 (16) títulos prefixados (indexados), 17(11) foram emitidas antes da MP, e o restante após.

TABELA 5

**Descrição dos títulos por período de emissão**

	Número de títulos			Duração média		
	Antes da MP	Após a MP	Total	Antes da MP	Após a MP	Total
Prefixada	17	17	34	25	38	32
Indexada	11	5	16	73	72	73

Fonte: STN. Elaboração própria.

**4 RESULTADOS**

A equação (2) foi estimada para cada dia, considerando ambas as decomposições (Nelson e Siegel<sup>11</sup> e Legendre), com todos os títulos e com o subconjunto dos emitidos antes da MP. Deste conjunto de resultados extraímos os percentis de 25% e 75% da distribuição do  $R^2$  ajustado e do número de observações. A tabela 6 apresenta estes resultados que indicam que ambas as decomposições explicam uma elevada proporção da variância da ETTJ e que não há uma dominância entre elas. Tomando como exemplo o resultado relativo aos títulos prefixados e com a amostra total, os resultados mostram que ordenando os dias segundo a qualidade do ajuste da equação (2), para 25% deles a qualidade foi maior do que 99%, e para 75% foi maior do que 94%, explicando entre 14 e 19 títulos. Chama a atenção que a capacidade explicativa das duas decomposições é semelhante para a maioria dos casos, apesar de a decomposição de Nelson e Siegel ter menos um parâmetro.

11. O parâmetro  $\lambda$  da decomposição de Nelson e Siegel foi estimado seguindo a proposta de Diebold e Li (2006) que minimiza o erro quadrático médio para o conjunto dos dias, e que resultou no valor 0,09.

TABELA 6  
**Resultados da estimação dos componentes**

Percentis	Amostra total		Títulos existentes	
	p25	p75	p25	p75
Títulos prefixados				
Observação	14	19	7	8
$R^2$  Legendre	0,94	0,99	0,98	1,00
$R^2$  Nelson e Siegel	0,95	0,99	0,96	1,00
Títulos indexados				
Observação	10	13	6	8
$R^2$  Legendre	0,90	0,99	0,70	0,98
$R^2$  Nelson e Siegel	0,79	0,96	0,75	0,97

Fonte: Elaboração própria.

Para avaliar a robustez do resultado, o modelo foi estimado com três amostras: 1) *amostra longa* que compreende uma janela de três anos centrada no evento, período suficiente para considerar os efeitos não imediatos da desoneração; 2) amostra curta que compreende uma janela de um ano (200 dias úteis) centrada no evento é semelhante a uma análise de evento, e a comparação destes dois resultados informa a importância das variáveis omitidas e dos efeitos de mais longo prazo, e 3) amostra com títulos emitidos antes (preexistentes) da MP. Isto para descartar o efeito da desoneração sobre as condições da oferta, em particular das maturidades dos títulos.

O modelo pode ser especificado e estimado com diferentes alternativas: 1) quanto à função que aproxima a ETTJ: Laguerre (Nelson e Siegel) ou Legendre; 2) quanto à seleção da amostra: curta, longa e de títulos preexistentes, 3) quanto ao tipo de título indexado ou prefixado.

A equação (3) é vetorial, sendo estimada de forma independente para cada um dos componentes do vetor de pesos que descreve a ETTJ e para todas as especificações alternativas.

O efeito da MP está sumarizado nas tabelas 7 e 8 para ambas as decomposições (Nelson e Siegel e Legendre). Por parcimônia, apresentou-se apenas o coeficiente relativo ao efeito da desoneração omitindo os coeficientes das variáveis de controle. Para todos os casos os resultados mostram que não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal teve efeito sobre os componentes da ETTJ. No entanto, os resultados não informam, por exemplo, se o vértice longo da ETTJ foi mais ou menos afetado do que o vértice da ponta curta.

TABELA 7  
**Efeito da desoneração fiscal|Nelson e Siegel<sup>1</sup>**

Amostra	Longa				Curta				Preexistentes			
	Prefixados		Indexados		Prefixados		Indexados		Prefixados		Indexados	
Títulos	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>
Nível	0,035	8,4	0,009	4,3	0,029	5,6	0,005	1,8	0,033	6,3	0,026	7,5
Inclinação	-0,048	9,3	-0,023	6,0	-0,031	5,7	-0,014	5,2	-0,046	7,5	-0,031	8,4
Curvatura	-0,026	4,0	0,034	3,2	-0,026	4,9	0,031	3,3	-0,024	2,7	-0,024	2,8

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>1</sup>O efeito da desoneração ( $\gamma$ ) está descrito nas tabelas através do valor esperado do seu estimador e da estatística t-Student (*t-stat*). Nas linhas, temos o efeito da MP sobre cada uma das componentes da decomposição de Nelson e Siegel (tabela 7) e Legendre (tabela 8), e nas colunas os resultados para os diversos modelos/amostras considerados. Em todos os casos, o modelo inclui variáveis de controle. A amostra curta refere-se aos 200 dias centrados no evento, a longa corresponde ao período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007 e a existente, aos títulos em circulação durante a MP. Utilizou-se a rotina Newey do programa STATA, que emprega o estimador de Newey-West, o qual é robusto para heterocedasticidade e autocorrelação.

TABELA 8  
**Efeito da desoneração fiscal|Legendre<sup>1</sup>**

Amostra	Longa				Curta				Preexistentes			
	Prefixados		Indexados		Prefixados		Indexados		Prefixados		Indexados	
Títulos	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>	$\gamma$	<i>t-stat</i>
Nível	0,009	3,8	0,007	3,3	0,008	5,1	0,010	4,7	0,000	0,2	0,010	4,2
Inclinação	0,010	5,5	0,000	0,4	0,016	10,0	0,003	3,2	0,012	9,6	0,012	8,9
Curvatura 1	-0,002	2,2	-0,005	5,4	-0,004	6,8	-0,011	9,8	-0,001	2,2	-0,005	4,3
Curvatura 2	-0,001	2,1	0,005	5,1	0,000	0,8	0,004	5,2	0,000	1,0	0,000	0,0

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>1</sup>Aplicam-se as mesmas notas da tabela 7.

As tabelas 9 e 10 apresentam a estatística  $R^2$  ajustado para os modelos estimados com as diversas componentes e especificação. Pode-se observar que a proporção da variância explicada pelos modelos das componentes de curvatura da ETTJ é menor, sugerindo que para estas componentes as variáveis explicativas consideradas não são tão importantes.

TABELA 9  
 **$R^2$  ajustado dos modelos estimados com os componentes de Nelson Siegel**

Amostra	Longa		Curta		Preexistentes	
	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados
Nível	0,656	0,778	0,780	0,624	0,535	0,587
Inclinação	0,755	0,843	0,926	0,906	0,632	0,826
Curvatura	0,572	0,242	0,432	0,448	0,293	0,248

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 10

**R<sup>2</sup> ajustado dos modelos estimados com os componentes de Legendre**

Amostra	Longa		Curta		Preexistentes	
	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados
Títulos						
Nível	0,960	0,849	0,841	0,779	0,983	0,849
Inclinação	0,777	0,798	0,927	0,888	0,721	0,811
Curvatura 1	0,663	0,837	0,859	0,974	0,303	0,508
Curvatura 2	0,543	0,466	0,422	0,637	0,044	0,209

Fonte: Elaboração própria.

O efeito sobre os fatores indicados nas tabelas 7 e 8 foi transformado no efeito sobre a ETTJ utilizando a equação (2) e uma matriz  $b$  definida para vértices selecionados. As tabelas 11 e 12 apresentam o valor esperado do impacto da desoneração fiscal sobre os vértices da curva de juros (em %) para cada um dos casos estimados anteriormente.

TABELA 11

**Valor esperado do efeito da desoneração sobre a ETTJ: Nelson e Siegel<sup>1</sup>**

(Em %)

Amostra	Longa		Curta		Preexistentes	
	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados	Prefixados	Indexados
Vértices (em meses)						
1	-1,19	-1,18	-0,18	-0,72	-1,22	-0,47
3	-0,98	-0,75	-0,11	-0,39	-1,02	-0,38
6	-0,66	-0,23	0,02	0,01	-0,71	-0,23
9	-0,41	0,13	0,13	0,28	-0,46	-0,11
12	-0,10	0,42	0,30	0,48	-0,16	0,07
18	0,35	0,78	0,56	0,73	0,27	0,34
24	0,81	0,95	0,86	0,82	0,71	0,65
36	1,41	1,11	1,28	0,89	1,29	1,06

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>1</sup>O efeito sobre cada vértice da ETTJ foi calculado transformando o efeito da desoneração sobre as componentes apresentadas nas tabelas 7 e 8 no efeito sobre a ETTJ utilizando a matriz  $b$  da equação (2), definida para maturidades selecionadas.

TABELA 12

**Valor esperado do efeito da desoneração sobre a ETTJ: Legrende<sup>1</sup>**

(Em %)

Amostra Títulos	Longa		Curta		Preexistentes	
	Prefixados	Indexados	Títulos	Prefixados	Indexados	Prefixados
Vértices (em meses)						
1	-1,07	-0,51	-0,19	-0,07	-1,15	-0,55
3	-0,77	0,06	-0,08	0,33	-1,01	-0,27
6	-0,35	0,73	0,11	0,74	-0,79	0,13
9	0,04	1,19	0,31	0,98	-0,57	0,48
12	0,41	1,47	0,52	1,08	-0,35	0,79
18	1,04	1,60	0,94	0,97	0,08	1,28
24	1,53	1,35	1,29	0,71	0,47	1,61
36	2,02	0,62	1,63	0,76	1,02	1,79

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>1</sup>Aplicam-se às mesmas notas da tabela 11.

Os resultados de todos os casos considerados são qualitativamente iguais e quantitativamente semelhantes, e mostram que a desoneração fiscal implicou de fato a redução de juros da ponta curta e o aumento dos juros da ponta longa.

Os gráficos 3, 4 e 5, a seguir, mostram o efeito da desoneração sobre a curva de juros (ETTJ) em %, incluindo o intervalo de confiança – ao nível de 5%.

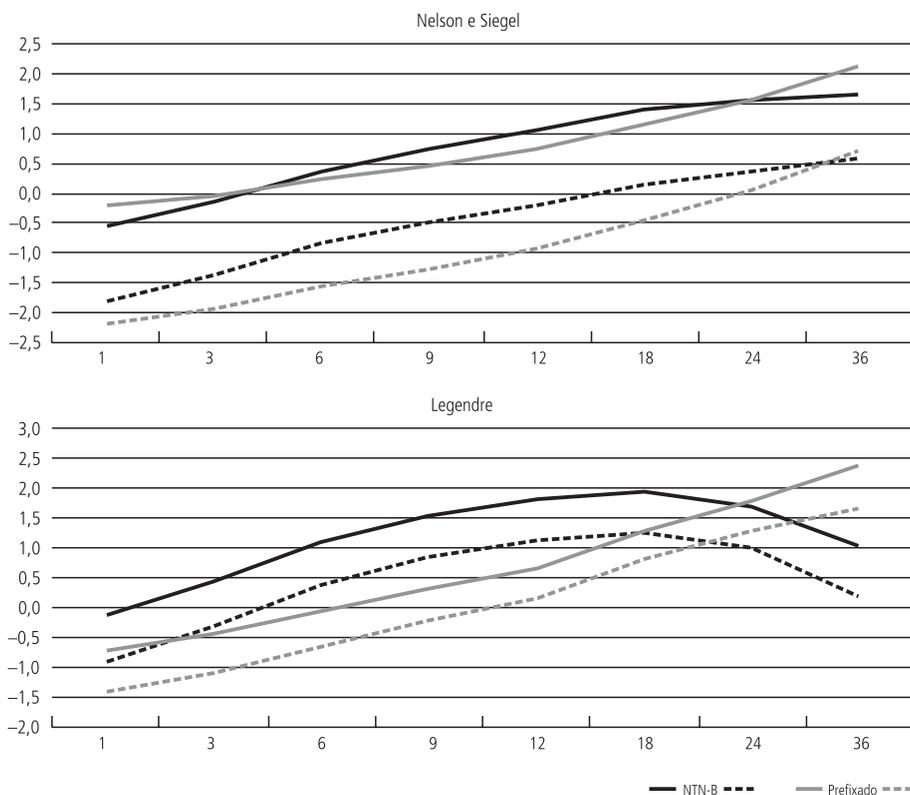
Os resultados apresentados acima mostram que, para todos os casos, não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal reduziu os juros dos vértices de curto prazo e aumentou os juros referentes aos vértices de longo prazo, e que não teve efeito para as maturidades intermediárias.

O relatório da Andima previa que a desoneração, entre outras vantagens, aumentaria a demanda por títulos de investidores não residentes, o que implicaria a redução dos juros longos, uma vez que estes agentes teriam uma preferência por títulos longos. Todavia os nossos resultados não confirmam esta previsão.

O nosso resultado pode ser explicado<sup>12</sup> supondo que o gestor da dívida pública tenha aumentado, concomitantemente à desoneração fiscal, a oferta relativa de títulos de longo prazo, o que implica a redução dos preços destes títulos. Esta hipótese é consistente com o Plano Anual de Financiamento da Dívida Pública de 2007 e com as tabelas 1 e 2 e o gráfico 1 que mostram, no período imediatamente anterior e posterior da desoneração, um alongamento da maturidade média da dívida pública federal.

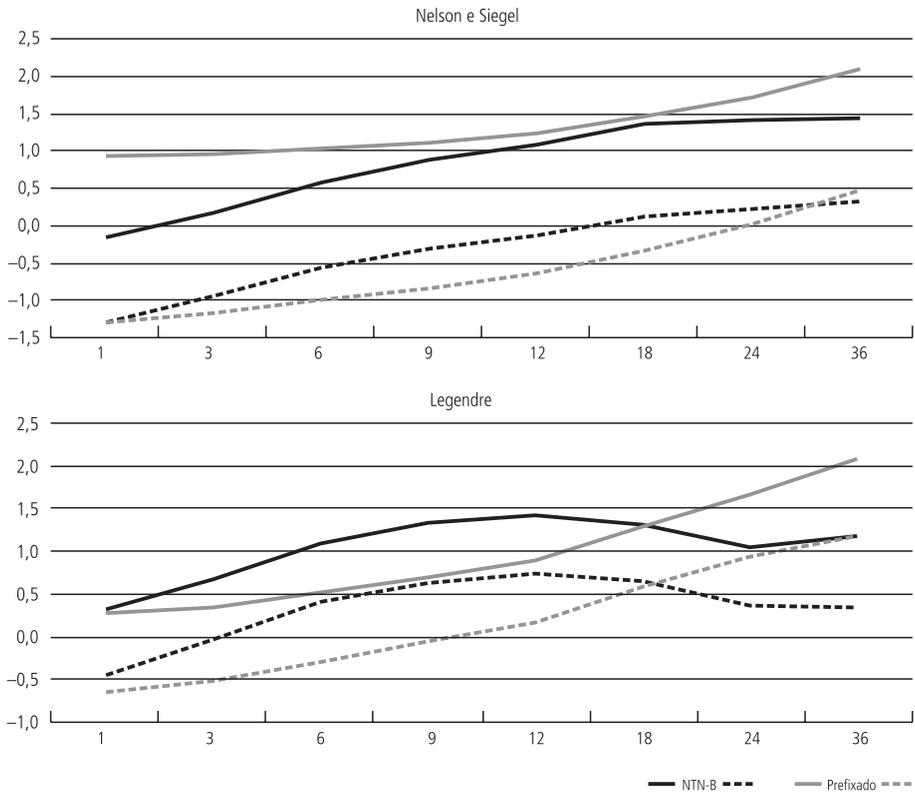
12. Outra explicação seria o viés devido à omissão de outras variáveis correlacionadas com a variável indicadora. Em modelos econométricos esta questão é sempre uma possibilidade e infelizmente não há uma resposta conclusiva, restando testar outras variáveis de controle.

GRÁFICO 3  
**Efeito da desoneração sobre a ETTJ: amostra longa**



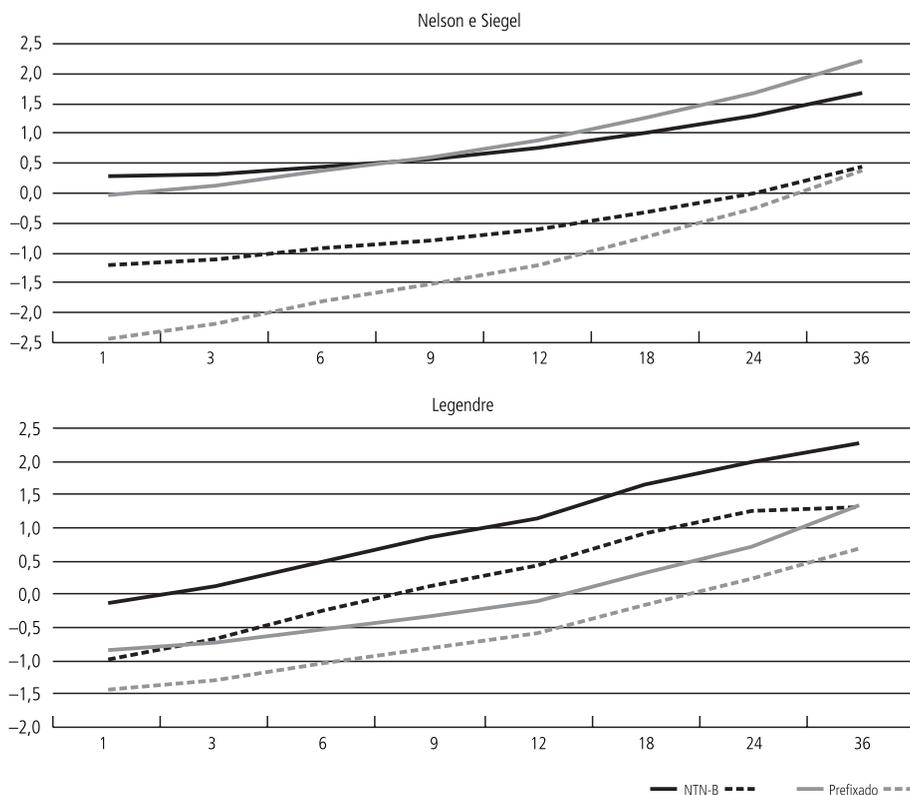
Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 4  
**Efeito da desoneração sobre a ETTJ: amostra curta**



Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 5

**Efeito da desoneração sobre a ETTJ: títulos preexistentes**

Fonte: Elaboração própria.

Infelizmente, para verificar esta especulação é necessário identificar as funções de oferta e de demanda de títulos, e o efeito diferenciado da MP nessas funções, o que está fora do escopo do estudo, e depende de informações quantitativas sobre as políticas de oferta de títulos públicos.

Finalmente, uma comparação quantitativa dos resultados: o estudo da Andima previu uma redução entre 3 e 37 pontos-base na taxa de juros curta e longa. Neste estudo, dependendo do modelo adotado para a decomposição da curva de juros e do período da amostra, obtivemos uma redução dos juros dos títulos prefixados entre 18 e 118 pontos-base nas taxas de curto prazo e um aumento entre 102 e 202 pontos-base nas de longo prazo. Para títulos indexados, obtivemos uma redução entre 7 e 118 nos juros curtos e um aumento entre 62 e 179 nos juros longos.

## 5 CONCLUSÃO

Com o objetivo de ampliar a demanda por títulos públicos federais, o governo brasileiro publicou, em 16 de fevereiro de 2006, a MP nº 281, convertida na Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006, que reduziu a zero a alíquota de imposto de renda sobre os rendimentos dos títulos federais adquiridos por não residentes. Garantiu-se, desse modo, ao investidor estrangeiro, a desoneração fiscal em aplicações de títulos públicos federais e instrumentos de capital de risco (*venture capital*).

Os argumentos em favor da medida basearam-se na preferência dos investidores não residentes por títulos prefixados de longo prazo e se justificaram na medida em que o aumento da base de compradores geraria externalidades positivas, como a ampliação do mercado financeiro, o alongamento do perfil da dívida, o aumento da parcela prefixada da dívida pública e a redução das taxas de juros dos títulos de longo prazo.

O objetivo deste estudo consistiu em avaliar qual o efeito obtido da desoneração fiscal sobre a curva de juros brasileira, e em particular, verificar o efeito previsto pela Andima.

Para tal, foram utilizados dados diários fornecidos pela Andima referentes à taxa de juros indicativa e respectiva duração de títulos públicos federais prefixados (LTN e NTN-F) e indexados ao IPCA (NTN-B), no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007, amostra centrada na publicação da MP.

A metodologia do estudo incorpora duas questões: *i*) obter uma descrição adequada da curva de juros brasileira, devido às informações disponíveis; e *ii*) identificar o efeito da MP.

A primeira questão foi tratada através da metodologia proposta por Nelson e Siegel (1987) e utilizada por diversos autores para dados brasileiros em que a estrutura a termo da taxa de juros é aproximada por uma combinação linear de polinômios de Laguerre ou de Legendre. O  $R^2$  obtido através dessa aproximação é elevado – na maior parte dos dias é superior a 98%, indicando a boa qualidade do ajuste.

Com relação à segunda questão, procurou-se isolar o efeito da MP sobre a evolução da curva de juros, controlando os efeitos relacionados ao mercado internacional, e aos fundamentos domésticos. Assim, diversas variáveis de controle foram utilizadas, como risco país, aversão ao risco internacional, inflação, austeridade fiscal e dívida pública federal como proporção do PIB e uma tendência determinística. Avaliou-se a robustez verificando a estabilidade dos resultados para diferentes amostras e adotou-se o estimador de Newey-West para obter estimativas robustas para uma eventual heterocedasticidade dos resíduos.

Os resultados indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal reduziu os juros dos vértices de curto prazo e aumentou os juros referentes aos vértices de longo prazo, uma vez que o parâmetro que mede este efeito é estatisticamente significativo para os diversos conjuntos de modelos, títulos e amostras.

Dependendo do modelo adotado para a decomposição da curva de juros e do período da amostra, obtivemos uma redução dos juros dos títulos prefixados entre 18 e 118 pontos-base nas taxas de curto prazo e um aumento entre 102 e 202 pontos-base nas de longo prazo. Para títulos indexados, obtivemos uma redução entre 7 e 118 nos juros curtos e um aumento entre 62 e 179 nos juros longos.

O aumento dos juros de longo prazo, ao contrário do relatório prévio elaborado pela Andima, pode ser explicado pelo aumento da oferta pública relativa aos títulos de longo prazo, fato consistente com o aumento verificado da maturidade da dívida interna bem como ao plano de financiamento anunciado pela STN para 2007. Nesse caso, pode-se esperar a redução dos preços dos títulos longos – devido ao aumento da oferta – e o aumento do preço dos títulos curtos devido ao aumento da demanda global. Um estudo mais detalhado sobre essa questão envolve a identificação de funções de oferta e demanda de títulos por residentes e não residentes, e o efeito diferenciado da MP sobre essas funções, e que se recomenda como tema de estudos futuros.

## ABSTRACT

The study analyzes the effect on the Brazilian term structure of interest rates brought about by the Provisional Measure 281, published on 16/02/2006, which reduced to zero the income tax on federal bonds acquired by non-residents. Using data on federal bonds yield and duration (LTN's, NTN-F's and NTN-B's), the methodology isolates the effect of the Provisional Measure on the term structure. The findings indicate that the tax reduction had a significant effect on the term structure, with a decrease of up to 1.2% in the short-term rate, and an increase of up to 2% in the long-term rate.

## REFERÊNCIAS

- ANDIMA. **Relatório Econômico** – dívida pública participação do investidor estrangeiro. Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro – Andima, 2005.
- CBOE. **The CBOE Volatility Index – VIX**. Chicago board option exchange, 2009.
- DIEBOLD, F. X.; LI, C. Forecasting term structure of government bond yields. **Journal of Econometrics**, v. 130, p. 337-364, 2006.
- DPF. **Dívida Pública Federal**: Plano Anual de Financiamento 2007. Secretaria do Tesouro Nacional, 2007.

DUARTE, A. M.; ALMEIDA, C. I.; FERNANDES, C. A. Decomposing and simulating the movements of term structure of interest rates in emerging eurobond markets. **Journal of Fixed Income**, v. 8, n. 1, p. 21-31, 1998.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Inflation targeting and debt: lessons from Brazil**. 2004 (NBER Working Paper Series, n. 10.390).

GONZALLES-HERMOZILLO, B. **Determinants of ex-ante banking system distress: a macro-micro empirical exploration of some recent episodes**. 1999 (IMF Working Paper, n. 99/33).

JPMORGAN. **Emerging markets bond index plus (EMBI+) rules and methodology**. 2004.

KLEIN, L.; KUSHNIRSKY, F. Econometric modeling at mixed frequencies. **Journal of Economic and Social Measurement**, v. 30, n. 4, p. 251-277, 2005.

LAURINI, M. P.; HOTTA, L. K. Bayesian extensions to Diebold-Li term structure model. **International Review of Financial Analysis**, v. 19, n. 5, p. 342-350, 2010.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modelling of yield curves. **Journal of Business**, v. 60, n. 4, p. 473-489, 1987.

NEWWEY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroscedastic and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometric**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

WASSERMAN, C. **Tributação implícita: redução da taxa de retorno pré-imposto em ativos favoravelmente tributados**. 2009. Tese (Doutorado) – Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. São Paulo, 2009.

(Originais submetidos em setembro de 2010. Última versão recebida em dezembro de 2010. Aprovado em dezembro de 2010).

