

# Risco Inflacionário e Impacto sobre a Dívida Pública e Juros<sup>1</sup>

Guilherme A. Tavares<sup>2</sup>

Dezembro de 2006

## Resumo

Este artigo analisa a conexão existente entre o mercado de dívida pública e a política monetária no Brasil. Com base em um Vetor Auto-Regressivo (VAR), foram utilizadas duas *proxies* alternativas de risco inflacionário para mostrar que choques positivos no risco inflacionário elevam tanto as expectativas de inflação do mercado quanto os juros futuros do Swap Pré x DI. Em seguida, com base em modelo de inconsistência dinâmica de Blanchard e Missale (1994) e utilizando a metodologia de Johansen, constatou-se que um aumento nos juros futuros diminui a maturidade da dívida no longo prazo. Os resultados levam a duas conclusões: o risco inflacionário 1) dificulta a colocação de títulos nominais (não-indexados) no mercado pelo governo, gerando um perfil de dívida menos longo do que o ideal e 2) torna a política monetária mais custosa.

**Palavras-Chave:** Risco Inflacionário, Dívida Pública, Inconsistência Dinâmica, Apreçamento de Ativos, Política Monetária.

**Classificação JEL:** C32, E52, G11.

---

<sup>1</sup> Agradeço os comentários valiosos de Rodrigo De Losso, Caio Mussolini, Fernando Chague, José Mauro Dellela, Rogério Mori, Vera Fava, Gabriel Migliori, Mário Brundo, Eliana Cardoso, Maria Carolina Leme, Alkimar Moura, Vladimir Telles e Carlos Eduardo. Erros remanescentes são de minha responsabilidade.

<sup>2</sup> Mestre em Economia pela EESP/FGV. E-mail: guitav00@yahoo.com.br

## INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é construir uma conexão entre a política monetária e o mercado de dívida pública, analisando qualitativamente e quantitativamente o impacto sobre os juros e sobre a dívida pública de um fator pouco explorado na literatura econômica, mas bastante presente em alguns países: o risco inflacionário. Esta variável é relevante primeiro porque, diante da incerteza em relação ao retorno real de um título público nominal, o investidor exigirá um prêmio maior para carregar o papel, gerando efeitos sobre a colocação da dívida pelo governo. Segundo porque a elevação do risco inflacionário provoca maior desconfiança em relação ao cumprimento da meta de inflação pelo Banco Central, fazendo-se necessário uma política monetária mais apertada para compensar essa incerteza.

Dentre os estudos feitos para o Brasil sobre risco inflacionário, Kfoury e Nakane (2005) mostram por meio de gráficos que o risco inflacionário é mais relevante no Brasil do que em outros países da América Latina e concluem que isso pode explicar, em parte, os juros reais elevados. Vale (2004) estima um GARCH-M bivariado para modelar a volatilidade do IPCA e chega em uma relação positiva entre incerteza inflacionária e inflação, no período 1975-2001. Lowenkron e Garcia (2005) constatam que o risco inflacionário (representado por surpresas positivas de curto prazo na inflação) aumenta as expectativas de inflação e sugerem a independência do BC para minimizar este problema no Brasil.

Para outros países, Berument e Malatyaly (2000) utilizam um GARCH para modelar o risco inflacionário na Turquia e concluem que a volatilidade da inflação tem um impacto sobre os juros maior do que as expectativas de inflação. Berument (1999) mostra que o risco inflacionário e a expectativa de inflação afetaram positivamente as taxas de juros na Inglaterra, no período de 1958-1994. No caso dos EUA, Ireland (1996) constata que o risco inflacionário para os juros de 10 anos é relativamente pequeno, o que permite ao FED a utilização dos juros longos como indicadores de expectativa de inflação, assumindo-se juros reais estáveis ao longo do tempo.

A tradicional equação de Fisher (1907) postula que os juros nominais são explicados pelos juros reais e pela expectativa de inflação. Lucas (1978) desenvolveu um instrumental teórico que permite estender as relações dessa equação incluindo-se um componente de risco. O componente de risco embute em si o risco inflacionário e o risco de mercado, este sendo medido pelo EMBI+ Brasil. O componente de risco inflacionário, no entanto, é difícil de mensurar por não ser diretamente observado. Assim, para fins de análise de robustez e sensibilidade dos resultados, optou-se por mensurar o risco inflacionário usando duas alternativas: o desvio-padrão das expectativas de inflação e o risco inflacionário implícito em derivativos.

Com base em um Vetor Auto-Regressivo (VAR), analisou-se a interação entre as variáveis ao longo do tempo. Construindo modelos com especificações alternativas, constataram-se que choques positivos no risco inflacionário aumentam a expectativa de inflação, variável chave na determinação dos juros primários pelo Banco Central.

Além disso, o risco inflacionário afeta positivamente os juros futuros no Brasil, embora com menor intensidade que o EMBI+ Brasil. O impacto sobre o DI de 1 ano é maior do que sobre o DI de 6 meses, sinalizando que a maior volatilidade nas taxas longas pode estar relacionado à dificuldade de alongamento da dívida pública. Para

reforçar este argumento, foi testado empiricamente o modelo de Blanchard e Missale (1991) para o Brasil, e através de um VECM (Vector Error Correction Model), concluiu-se que uma elevação nos juros futuros provoca uma queda na maturidade da dívida nominal no longo prazo.

Os resultados podem fornecer subsídios para uma atuação mais eficiente da autoridade monetária, em períodos de contenção da inflação. O aumento da parcela de títulos indexados à inflação na economia, bem como o aumento do grau de independência ao Banco Central, são maneiras de reduzir o risco inflacionário, fruto de uma diminuição de riscos de inconsistência dinâmica na política monetária.

A seção 1 descreve fatos estilizados do risco inflacionário no Brasil. A seção 2 expõe a teoria que fundamenta a relação entre juros e risco inflacionário. A seção 3, por sua vez, mostra a metodologia econométrica usada nas estimações e a seção 4 apresenta os dados utilizados nos modelos. A seção 5 apresenta os resultados. Em seguida, a seção 6 apresenta o modelo de inconsistência dinâmica, bem como os resultados do VECM. Por fim, a seção 7 conclui e sugere a adoção de políticas no Brasil.

## **1. FATOS ESTILIZADOS**

Durante o período de megainflação no Brasil, mais especificamente em 1985, o governo foi obrigado a criar as LBC (Letras do Banco Central) para proteger os investidores e bancos de mudanças bruscas na taxa de juros, geradas por saltos inesperados na inflação. O novo papel, que mais tarde foi substituído pelas LFT, diminuiu a necessidade do BC de socorrer instituições financeiras e recuperou o interesse do investidor por aplicações em renda fixa.

Atualmente, mesmo com o surgimento de novas modalidades de títulos e mais de uma década desde o fim da hiperinflação, o perfil da dívida pública no Brasil ainda remete ao período de instabilidade inflacionária. Por mais que o governo tente melhorar este perfil, vivemos um típico problema de demanda. Em momentos de turbulência, o Tesouro é forçado a intervir no mercado colocando papéis indexados ou de duração mais curta, para evitar problemas de liquidez no mercado secundário.

Observando dados de agosto de 2006 do relatório da dívida, as LFT (indexadas à Selic) permanecem detendo a maior parcela da dívida pública (42,26%) e as LTN (títulos nominais) apresentam vencimentos bem mais curtos que as LFT e as NTN-B (indexadas ao IPCA). Enquanto que somente 37,8% dos títulos nominais tem maturidade acima de 1 ano, este número é de 63,12% para as LFT. Com relação aos títulos indexados à inflação, 87,02% vencem em um prazo maior que 1 ano.

Embora se possa dizer que a inflação brasileira está sob controle e que as expectativas de inflação se aproximam cada vez mais da inflação efetivamente realizada, a estrutura da dívida pública reflete o fato de que a projeção da inflação para períodos mais longos só pode ser feita com elevada variância. Portanto, o investidor acaba exigindo um prêmio de risco significativo para carregar papéis longos e desprotegidos de perdas contra a inflação.

Quais são as causas da persistência do risco inflacionário no Brasil? É possível afirmar que a economia brasileira ainda é sensível a choques de oferta, choques de demanda e volatilidade do câmbio, fatores que tendem a precipitar saltos inesperados na

inflação. Porém, outros países emergentes também são suscetíveis a esses choques e não apresentam juros reais tão elevados e endividamento tão curto. Além disso, o efeito *pass-through* do câmbio no Brasil é pequeno, se comparado com o de outros países da América Latina (Belaisch, 2003)<sup>3</sup>.

Wu (2006) levanta uma hipótese alternativa, argumentando que o processo inflacionário no Brasil foi bem mais grave do que o ocorrido no México, Polônia e Israel, países que já são *investment grade* e conseguiram alongar a dívida. Ou seja, a intensidade e duração do período de alta inflação no Brasil podem estar associadas à dificuldade de alongamento. A Tabela abaixo compara o histórico dos 4 países:

**Tabela 1: Comportamento da inflação em países emergentes (1981-2004)**

	Inflação máx. anual	Nº de anos com inflação > 100%
Brasil	2947,70%	14
Israel	373,80%	5
México	131,80%	3
Polônia	555,40%	3

Fonte: Wu, Thomas (2006)

Complementando a explicação de Wu (2006), pode-se afirmar que as instituições que conduzem as políticas fiscal e monetária ainda são frágeis no Brasil. Apesar da independência de objetivos do Banco Central, não há uma independência operacional legal. Mesmo que a autoridade monetária tenha adquirido credibilidade nos últimos anos, a possibilidade de expansão desenfreada dos gastos públicos pode gerar uma situação em que a política fiscal domina a monetária. Em artigo clássico, Sargent e Wallace (1981) mostram que a partir de um certo nível de endividamento público, a política monetária apertada implica em inflação mais alta no futuro<sup>4</sup>.

Em resumo, um conjunto de fatores históricos e institucionais ainda torna a economia bastante sensível a choques na inflação. Como exemplo, podemos citar um episódio típico de aumento no risco inflacionário, ocorrido nas vésperas de eleições presidenciais: em maio de 2002, o Real começou a depreciar, provocando inflação crescente. O Banco Central, porém, não apertou a política monetária; pelo contrário, abaixou os juros em julho e somente reverteu sua política em outubro, elevando a meta-Selic em 300 *basis points*. De acordo com Cardoso (2005), "... parte do mercado apresentou temores de que o Banco Central causaria um *default* parcial da dívida pública, mantendo a Selic baixa e permitindo um aumento na inflação".

Havia também o receio de que o próximo governo pudesse mudar a conduta da política monetária e fiscal a partir de 2003, em virtude das pesquisas indicarem a vitória de um candidato da oposição. Avaliando este problema em países da OECD, Miller (1997) chega ao resultado de que a instabilidade política (dada pela incerteza quanto ao

<sup>3</sup> A autora afirma que o Brasil no início desta década era uma economia relativamente fechada, o que mitiga o efeito *pass-through* do câmbio para a inflação.

<sup>4</sup> Se a função de demanda por moeda do agente representativo é como a de Cagan (1956), então não é necessário nem mesmo atingir o limite de dívida, pois os agentes antecipam inflação futura produzindo inflação hoje.

futuro governante) e a polarização (medida pela diferença de preferências entre partidos) elevam o risco inflacionário, que, por conseguinte, aumenta a inclinação da curva de juros.

O resultado do evento em 2002 foi o aumento significativo do risco inflacionário (Gráfico 1), juros reais *ex-post* negativos e um abalo na credibilidade do Banco Central, que foi obrigado a apertar duramente a política monetária em 2003, com a posse do novo governo. Alves e Tombini (2006) estimam o custo do processo de desinflação recente no Brasil, calculando o ganho que seria obtido caso os coeficientes da Curva de Phillips não mudassem com o choque de 2002. Os autores mostram que a inflação dos preços livres poderia ter sido 6 p.p. menor ao ano, na média entre jul/2002 a dez/2005, não fosse o choque inflacionário de 2002. Neste cenário simulado, foi mantida a mesma trajetória dos juros, produto, câmbio e inflação dos preços administrados.

É evidente que fatores externos, como a crise Argentina e escândalos corporativos, também tiveram impacto negativo sobre a economia na época e contribuíram com este custo adicional no combate à inflação. Porém, a intenção deste trabalho é avaliar separadamente os choques decorrentes de fatores internos (medido pelo risco inflacionário) e externos (medido pelo EMBI), por meio da ortogonalização das variáveis do modelo.

## 2. TAXA DE JUROS E RISCO INFLACIONÁRIO

Esta seção fornece evidências teóricas a respeito das inter-relações entre as variáveis utilizadas no modelo. Não pretende, no entanto, formalizar qualquer teoria, mas apresentar relações de possível causalidade econômica.

### TEORIA

Lucas (1978) desenvolveu um instrumental teórico que permite estender as relações da tradicional equação de Fisher para um componente de risco. Segue abaixo uma versão do modelo seguindo Cochrane (2001), em que o agente maximiza a seguinte função de utilidade:

$$(1) \quad \underset{\{\xi\}}{\text{máx}} u(C_t) + E_t[\beta u(C_{t+1})]$$

sujeito à restrição orçamentária:

$$C_t = e_t - p_t \xi,$$

$$C_{t+1} = e_{t+1} + x_{t+1} \xi$$

onde,

$$u(C_t) = \ln(C_t);$$

$C_t$  é o consumo no período  $t$ ;

$p_t$  é o preço do ativo em  $t$ ;

$\beta < 1$  é a taxa de desconto subjetiva do indivíduo;

$\xi$  é a quantidade de títulos que o indivíduo compra;

$x_{t+1}$  é o *payoff* do ativo no próximo período;

$e_t$  é o nível de consumo original, sem compra de ativo.

A concavidade da função utilidade, representada pelo logaritmo natural, indica aversão ao risco e substituição intertemporal: o indivíduo prefere um fluxo de consumo estável ao longo do tempo. A condição de primeira ordem para consumo ótimo e alocação de ativos é dada por:

$$p_t = E_t \left[ \beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} x_{t+1} \right] \text{ ou } p_t = E_t [m_{t+1} x_{t+1}],$$

em que  $m_{t+1} = \beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)}$  é o fator de desconto estocástico.

Podemos considerar o retorno do ativo que tenha preço igual a 1. Ou seja, se o indivíduo paga R\$ 1 hoje, o retorno é quanto ele terá em unidades de consumo no período seguinte:

$$(2) \quad 1 = E_t [m_{t+1} R_{t+1}]$$

em que  $m_{t+1} = \beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)}$  é o fator de desconto estocástico.

$$(3) \quad m_{t+1} = \beta \frac{C_t}{C_{t+1}} \quad (\text{função utilidade logarítmica})$$

substituindo (3) em (2):

$$(4) \quad 1 = E_t \left[ \beta \frac{C_t}{C_{t+1}} R_{t+1} \right]$$

desenvolvendo:

$$1 = \beta \text{cov}_t \left( \frac{C_t}{C_{t+1}}, R_{t+1} \right) + \beta E_t \left( \frac{C_t}{C_{t+1}} \right) E_t (R_{t+1})$$

No estado estacionário (SS) vale a seguinte relação para uma variável X (Uhlig, 1999):

$$(5) \quad X_t = X^{SS} e^{x_t} \approx X^{SS} (1 + x_t), \text{ pois aproximando por Taylor, } x_t \approx \ln(1 + x_t),$$

sendo  $x_t$  o desvio percentual de  $X_t$  em relação ao seu estado estacionário ( $X^{SS}$ ). Então

(4) pode ser representado da seguinte maneira:

$$1 = \beta \text{cov}_t \left( \frac{C^{SS} e^{c_t - c_{t+1}}}{C^{SS}}, R^{SS} e^{r_{t+1}} \right) + \beta E_t \left( \frac{C^{SS} e^{c_t - c_{t+1}}}{C^{SS}} \right) E_t (R^{SS} e^{r_{t+1}})$$

Log-linearizando conforme (5):

$$\begin{aligned}
1 &\approx \beta \operatorname{cov}_t \left( \frac{C^{SS} (1 + c_t - c_{t+1})}{C^{SS}}, R^{SS} (1 + r_{t+1}) \right) + \beta E_t \left( \frac{C^{SS} (1 + c_t - c_{t+1})}{C^{SS}} \right) E_t (R^{SS} (1 + r_{t+1})) \\
1 &\approx \operatorname{cov}_t [(1 + c_t - c_{t+1}), \beta R^{SS} (1 + r_{t+1})] + E_t ((1 + c_t - c_{t+1})) \beta R^{SS} E_t (1 + r_{t+1}) \\
1 &\approx \operatorname{cov}_t [(1 + c_t - c_{t+1}), \beta R^{SS} (1 + r_{t+1})] + \beta R^{SS} + \beta R^{SS} E_t (c_t - c_{t+1} + r_{t+1})
\end{aligned}$$

No estado estacionário, ( 4 ) resultará em  $\beta R^{SS} = 1$ . Então,

$$\begin{aligned}
1 &\approx \operatorname{cov}_t [(1 + c_t - c_{t+1}), (1 + r_{t+1})] + 1 + E_t (c_t - c_{t+1} + r_{t+1}) \\
0 &\approx \operatorname{cov}_t [(1 + c_t - c_{t+1}), (1 + r_{t+1})] + E_t (c_t - c_{t+1} + r_{t+1})
\end{aligned}$$

Substituindo na equação acima a fórmula de Fisher ( $i_{t+1} \approx r_{t+1} + \pi_{t+1}$ ):

$$0 \approx \operatorname{cov}_t [(1 + c_t - c_{t+1}), (1 + i_{t+1} - \pi_{t+1})] + E_t (c_t - c_{t+1} + i_{t+1} - \pi_{t+1})$$

Se conhecemos a taxa de juros nominal em  $t$  que prevalecerá entre  $t$  e  $t + 1$ , podemos escrever a equação anterior como:

$$(6) \quad i_{t+1} \approx -\operatorname{cov}_t [(c_{t+1} - c_t), (\pi_{t+1} - i_{t+1})] + E_t (c_{t+1} - c_t) + E_t (\pi_{t+1})$$

Conforme ( 5 ), temos que  $c_t = \ln(C_t) - \ln(C^{SS})$ . Então:

$$\begin{aligned}
c_{t+1} - c_t &= [\ln(C_{t+1}) - \ln(C^{SS})] - [\ln(C_t) - \ln(C^{SS})] = \ln(C_{t+1}) - \ln(C_t) \\
&= \ln\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right) = \ln(1 + \hat{c}_{t+1}) \approx \hat{c}_{t+1}
\end{aligned}$$

substituindo em ( 6 ):

$$(7) \quad i_{t+1} \approx -\operatorname{cov}_t (\hat{c}_{t+1}, \pi_{t+1}) + E_t (\hat{c}_{t+1}) + E_t (\pi_{t+1})$$

Como  $i_{t+1}$  é conhecido, desaparece de dentro da covariância, pois não tem correlação com  $\hat{c}_{t+1}$ . Assim, podemos ver que o termo expectativa de inflação,  $E_t (\pi_{t+1})$ , determina os juros nominais, enquanto que a covariância capta o efeito do risco sobre os juros. Se essa covariância é nula, então voltamos à tradicional equação de Fisher.

Este componente aumenta os juros nominais no caso em que a covariância entre  $c_{t+1}$  e  $\pi_{t+1}$  é negativa, ou seja, quando períodos de baixo crescimento no consumo coincidem com períodos de elevada inflação. Nesta situação, a inflação alta corrói o retorno nominal dos títulos justamente no momento em que o consumo cai mais rapidamente.

Da mesma forma, poderíamos apreçar outros tipos de retornos, ou riscos, como o risco país. Com esse fato em mente, podemos exprimir inter-relações entre variáveis de interesse, supondo um sistema de causas e efeitos mais complexo, conforme modelado a seguir.

### 3. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Estimou-se o efeito da incerteza inflacionária sobre a economia usando um modelo VAR (Vetor Auto-Regressivo), representado pelo seguinte sistema:

$$Y_t = A + \sum_{k=1}^p B_k Y_{t-k} + \varepsilon_t$$

em que  $A$  é um vetor  $n \times 1$  de constantes,  $p$  é a ordem das defasagens,  $B_k$  é uma matriz  $n \times n$  de coeficientes e  $\varepsilon_t$  é um vetor de erros tal que  $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \Sigma)$ . O vetor  $Y_t$ , também  $n \times 1$ , de variáveis endógenas contém

$Y_{1t}$  que é o juro;

$Y_{2t}$  que é a expectativa de inflação;

$Y_{3t}$  que é o risco-país;

$Y_{4t}$  que é o risco inflacionário.

Conforme mostra-se posteriormente, os testes de raiz unitária apontam que as variáveis em questão são I(1). Se as variáveis são I(1), existe a possibilidade de existência de cointegração entre elas, ou seja, uma combinação linear entre as variáveis estacionária no longo prazo. Realizados os testes, rejeitou-se a hipótese de cointegração no sistema, pelo procedimento de Engle-Granger. Pela metodologia de Johansen, por sua vez, constatou-se a existência de vetores de cointegração, porém os resíduos obtidos não são normais. Considerando o baixo poder do teste de cointegração e sabendo-se que o período amostral relativamente curto prejudica em parte os resultados dos testes de Johansen, optou-se por utilizar um Vetor Auto-Regressivo.

Assim, utilizando um VAR irrestrito, estimado por Mínimos Quadrados Ordinários, não é necessária a hipótese de normalidade dos resíduos, apenas o pressuposto de que os resíduos não apresentam correlação serial e a variância constante. Mesmo se as séries forem não estacionárias, apoiamo-nos em Sims, Stock e Watson (1990) para não as diferenciar mesmo nesse caso. Segundo os autores, a diferenciação elimina informações relevantes sobre o comportamento das variáveis. Além disso, o objetivo da análise VAR é determinar como as variáveis se inter-relacionam ao longo do tempo, e não determinar o poder explicativo dos parâmetros.

Feitas as estimativas dos parâmetros  $B$ , o VAR de ordem  $p$  pode ser reescrito como um vetor de médias móveis de ordem infinita:

$$Y_t = \varepsilon_t + \varphi_1 \varepsilon_{t-1} + \varphi_2 \varepsilon_{t-2} + \varphi_3 \varepsilon_{t-3} \dots$$

$$Y_{t+s} = \varepsilon_{t+s} + \varphi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \dots + \varphi_s \varepsilon_t + \dots + \varphi_{s+1} \varepsilon_{t-1} + \dots$$

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \varphi_s$$

Sendo  $\varphi_s$  um vetor  $n \times 1$  composto por  $\varphi_{ij,S}$ ;  $i$  e  $j$  são variáveis do modelo. Podemos definir  $\varphi_{ij,S}$  como sendo o impacto de  $\varepsilon_{jt}$  sobre  $Y_{i,t+S}$   $S$  períodos à frente, mantendo constante os choques das demais variáveis inclusas no modelo. A ortogonalização dos choques é feita através da decomposição de Choleski. Obtêm-se que cada resíduo  $\varepsilon_{it}$  será uma combinação linear de choques ortogonais  $u_{mt}$ . Generalizando:

$$\varepsilon_t = a_1 u_{1t} + a_2 u_{2t} + a_3 u_{3t} + \dots + a_n u_{nt}$$

Assim, com base na derivada parcial, podemos calcular a resposta de uma variável  $i$  ao um choque ortogonal e aleatório de  $j$ :

$$\frac{dY_{i,t+S}}{du_{jt}} = \frac{\partial Y_{i,t+S}}{\partial \varepsilon_{jt}} * \frac{\partial \varepsilon_{jt}}{\partial u_{jt}} = \varphi_{ij,S} a_j$$

$$\frac{\frac{dY_{i,t+S}}{du_{jt}}}{\frac{dY_{j,t+S}}{du_{jt}}} = \frac{\frac{\partial Y_{i,t+S}}{\partial \varepsilon_{jt}}}{\frac{\partial Y_{j,t+S}}{\partial \varepsilon_{jt}}} = \frac{\varphi_{ij,S} a_j}{\varphi_{jj,S} a_j}$$

Dividindo a resposta do choque de  $j$  sobre  $i$  pelo choque de  $j$  sobre  $j$ , é possível obter uma estimativa do choque em termos relativos, ou seja, para cada 100% do choque de uma variável  $j$ , teremos uma resposta de  $x$  % da variável  $i$  no instante  $t$ .

#### 4. DADOS

Com base na equação de Fisher estendida para um componente de risco, dada por (7), utilizaram-se as variáveis “expectativa de inflação” e “risco” para explicar os movimentos dos juros nominais.

Separou-se o componente de risco em dois: risco-país e risco inflacionário. Apesar de serem correlacionados, o risco-país, medido pelo EMBI+ Brazil, não é composto pelo risco inflacionário, apenas por outros componentes do risco sistêmico, por ser calculado com base no *spread* entre um título brasileiro denominado em dólar e um título correspondente emitido pelos EUA. É importante essa separação para decompor e comparar os efeitos nos juros de riscos originados por fatores externos e os decorrentes de fatores domésticos.

As variáveis utilizadas, quando em taxas discretas, foram convertidas pela fórmula  $\ln\left(1 + \frac{taxa}{100}\right)$ . Para verificar a robustez dos resultados, as estimações foram baseadas em dois modelos de Vetor Auto-Regressivos, que diferem em razão das variáveis utilizadas para mensurar o risco inflacionário.

No **modelo 1**, com dados mensais de 01/2000 a 12/2005, de 72 observações, utilizaram-se as seguintes variáveis: para juros, o DI de 1 ano; para expectativa de inflação, a série divulgada pelo Focus; para risco-país, o EMBI+ Brazil; e para risco

inflacionário o desvio-padrão das expectativas ajustado segundo a transformação feitas nas taxas<sup>5</sup>.

No **modelo 2**, a frequência das observações é diária, de 07/11/2001 a 18/07/2005, em que entram as variáveis juros futuros, expectativa de inflação, risco-país e o risco inflacionário é medido pelo prêmio de risco inflacionário implícito em derivativos.

Formalmente, temos para ambos os modelos:

$Y_{1t}$  que é o juros;

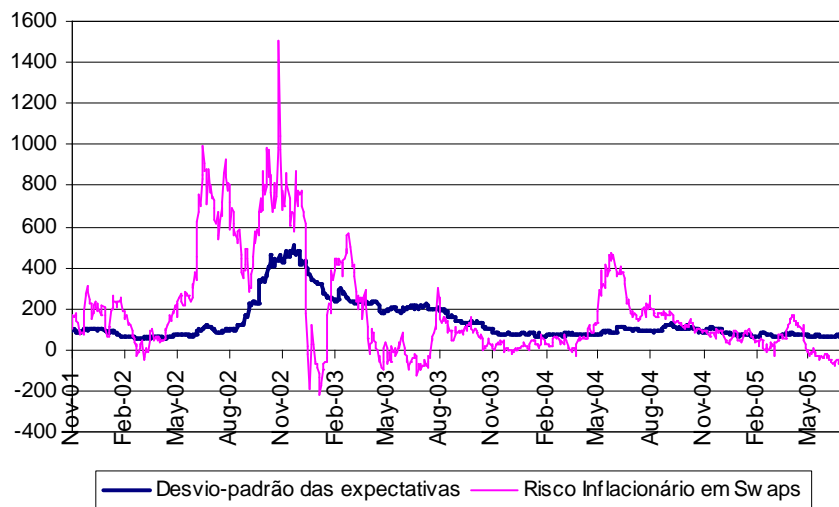
$Y_{2t}$  que é a expectativa de inflação;

$Y_{3t}$  que é o risco-país;

$Y_{4t}$  que é o risco inflacionário.

Existem diversas variáveis *proxy* para se medir o risco inflacionário. Foram utilizadas duas nas estimativas, mostradas no . Uma delas é o desvio-padrão das expectativas de inflação (D-P das expectativas), divulgado pelo relatório Focus. Essa variável mostra que, quanto maior a dispersão das expectativas das instituições consultadas pelo BC, menor o consenso de mercado e maior o risco inflacionário.

**Gráfico 1: Medidas de Risco Inflacionário (nov/2001 = 100)**



A segunda *proxy* é extraída de ativos financeiros negociados no mercado futuro, calculada da seguinte forma: Primeiro, tome a diferença entre os juros futuros (do *Swap Pré x DI*) e o cupom do *Swap DI x IGP-M* da mesma maturidade, para obter a expectativa de inflação implícita em ativos financeiros, conhecida como *break-even inflation rate*; a seguir, subtraia dessa variável a expectativa de inflação do Focus, para

<sup>5</sup> O desvio-padrão das expectativas é tomado segundo taxas discretas. Como as nossas são contínuas, o ajuste se dá por  $\frac{\sigma}{\sqrt{[1 + E(x)]^2}}$ , em que  $\sigma$  é o desvio-padrão estimado das expectativas e  $E(x)$  é estimado pela média das expectativas.

obter o risco inflacionário embutido em derivativos. O risco inflacionário é inexistente no contrato de *Swap* DI x IGP-M, pois é um contrato indexado ao IGP-M. O quadro abaixo resume o procedimento:

### Quadro 1: Decomposição dos spreads do Swap Pré x DI

- Juros *Swap* Pré x DI = Juros Reais + Expectativa de Inflação + Risco Inflacionário
  - Cupom *Swap* DI x IGPM = Juros Reais
- subtraindo:
- Juros *Swap* Pré x DI - Cupom *Swap* DI x IGPM = Risco Inflacionário + Expectativa de Inflação = *Break-even inflation rate*
  - *Break-even inflation rate* – Expectativa de Inflação Focus = **Risco Inflacionário** implícito em *Swaps*.

Além de risco inflacionário e risco-país, as duas variáveis restantes são a mediana das expectativas de inflação 12 meses à frente, divulgada pelo Focus, e para juros, usou-se o DI de 1 ano, extraído do *Swap* Pré x DI.

Como a Selic remunera títulos pós-fixados, mais imunes ao risco inflacionário, então a Selic não é diretamente afetada por este risco<sup>6</sup> e não foi usada nas estimativas como *proxy* de juros. O DI de 1 ano, por sua vez, é referência no apreamento de títulos pré-fixados, sendo afetado rapidamente por mudanças de percepção de riscos. De acordo com Favero e Giavazzi (2002) “*as taxas de juros em maturidades longas no Brasil não refletem expectativas sobre o comportamento futuro da política monetária, mas refletem alterações no prêmio de risco*”.

## 5. RESULTADOS

### TESTES PRELIMINARES

As estatísticas descritivas estão na Tabela 2. Os testes de raiz unitária nas variáveis transformadas estão na Tabela 3 e não rejeitam a hipótese nula da existência de raiz unitária, a 5% de significância.

---

<sup>6</sup> Porém, se o risco inflacionário afeta expectativas de inflação e os juros futuros, como veremos, então acaba afetando indiretamente a Selic.

**Tabela 2: Estatísticas Descritivas**

<b>Séries Mensais</b>					
	DI 1 ano	Exp. Focus	EMBI+	D-P Expec.	Risco Inflacionário
Média	0,180	0,057	0,076	0,612	
Mediana	0,174	0,054	0,069	0,471	
Max	0,248	0,124	0,215	2,426	
Min	0,140	0,040	0,030	0,249	
Desv-pad	0,028	0,017	0,037	0,437	
<b>Séries Diárias</b>					
Média	0,189	0,063	0,081		0,018
Mediana	0,173	0,058	0,068		0,009
Max	0,283	0,126	0,218		0,151
Min	0,140	0,041	0,036		-0,021
Desv-pad	0,037	0,018	0,043		0,025

**Tabela 3: Testes de Raiz Unitária**

<b>Séries Mensais</b>					
Teste	DI 1 ano	Exp. Focus	EMBI+	D-P Expec.	Risco Inflacionário
ADF <sup>+</sup>	-0.51	-0.72	-1.02	-3.01*	
PP <sup>++</sup>	-0.52	-0.86	-1.01	-1.38	
<b>Séries Diárias</b>					
ADF	-0.52	-0.39	-1.02		-2.34*
PP	-0.52	-0.44	-1.04		-2.38*

<sup>+</sup> Dickey Fuller Aumentado  
\* rejeita a hipótese nula a 1%

<sup>++</sup> Phillips Perron

A escolha da ordem de defasagem do VAR baseou-se na combinação dos critérios estatísticos LR, FPE, AIC, SC e HQ, com a eliminação de correlação serial nos resíduos e a preservação dos graus de liberdade. A Tabela 4 mostra a defasagem escolhida por diversos critérios de informação, bem como a defasagem efetivamente selecionada.

**Tabela 4: Seleção da Ordem de Defasagem do VAR**

	LR	FPE	AIC	SC	HQ	<b>Defasagem</b>
<b>Modelo 1</b>	12	12	12	2	12	<b>2</b>
<b>Modelo 2</b>	13	13	13	1	2	<b>13</b>

Conforme apresentado na seção 4, o modelo 1 é o de periodicidade mensal, enquanto que o modelo 2 é diário. A Tabela 5 mostra o resultado para o teste de autocorrelação pelo multiplicador de Lagrange (LM). Os p-valores indicados permitem afirmar que não há sinal de autocorrelação dos resíduos no modelo 1, enquanto que no modelo 2 rejeitou-se a hipótese de ausência de autorrelação dos resíduos. Foi

analisado também o teste de Ljung-Box dos resíduos individuais das equações de cada modelo, chegando-se à mesma conclusão do teste LM.

**Tabela 5: Teste LM dos Resíduos (p-valores)**

	Defasagem do teste LM			
	8	16	24	32
Mod. 1	0.815	0.765	0.927	0.776
Mod. 2	0.001	0.315	0.000	0.064

## RELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS

O próximo passo é analisar a interação entre as variáveis, através da função de resposta ao impulso. Os dois modelos apresentaram semelhanças nos efeitos do risco inflacionário, de maneira que ele é robusto a essa variável e também quanto à frequência de dados. Analisar-se-á basicamente o impacto de choques sobre duas variáveis:

- Juros futuros (pois influenciam a dinâmica de colocação de dívida pelo governo)
- Expectativas de inflação (pois afetam a condução da política monetária).

### 5.1 Função de Resposta ao Impulso

Os gráficos das funções de resposta ao impulso representam a reação de uma variável ao longo do tempo frente ao choque positivo de um desvio-padrão de outra variável, supondo todos os demais choques constantes. A ortogonalização dos choques pode ser feita através da decomposição de Cholesky, que requer uma certa ordenação das variáveis, de acordo com o grau de endogeneidade de cada variável no modelo. Considerou-se a variável juros como sendo a variável mais endógena, seguida por expec, D-P expec e Embi, conforme teoria apresentada na seção 2. Alterando a definição do impulso para impulso generalizado, que não depende de ordenação, não houve mudança significativa nos resultados.

O quadro que mede o impacto do risco inflacionário sobre os juros está destacado, para facilitar a visualização (Gráfico 2). Os choques não significantes foram excluídos do gráfico. O aumento no desvio-padrão das expectativas de inflação provoca um efeito imediato sobre juros futuros, que perdura até o terceiro mês, conforme a significância dada pelo intervalo de confiança<sup>7</sup>. Ou seja, o risco inflacionário afeta juros apenas no curto prazo, porém é capaz de provocar volatilidade na Estrutura a termo das taxas de juros (ETTJ) (ver seção 5.2).

<sup>7</sup> Alterando a configuração do intervalo de confiança para variância dos resíduos por Monte Carlo, não se observam alterações significativas.

Gráfico 2: Resposta ao Impulso do Modelo 1

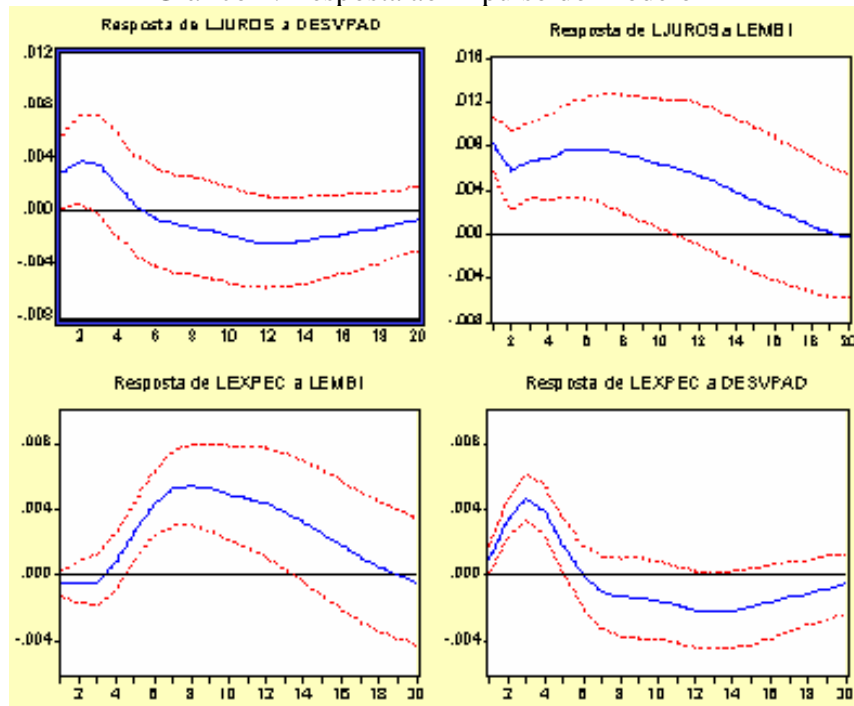
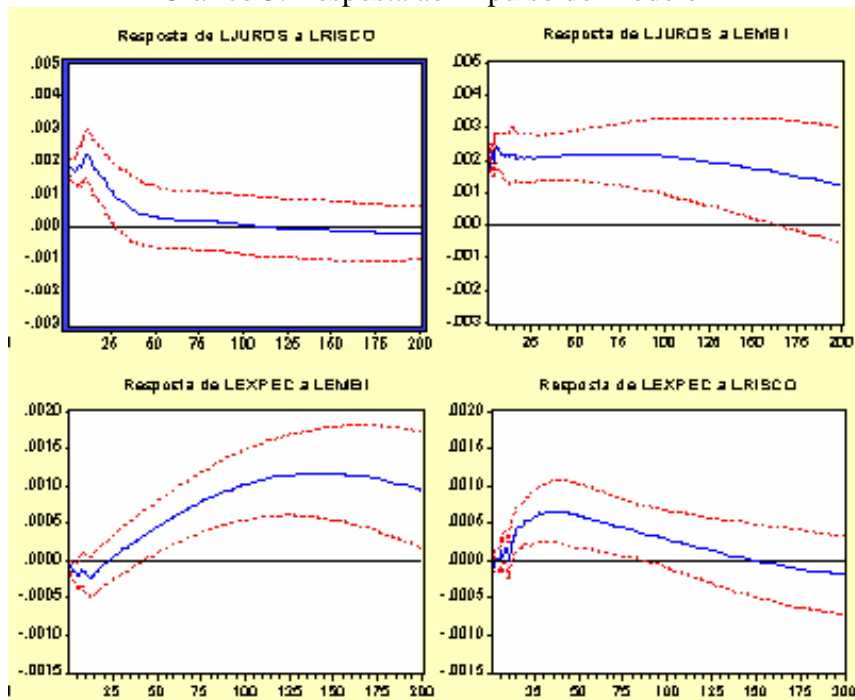


Gráfico 3: Resposta ao Impulso do Modelo 2



A variável Embi também afeta os juros futuros ao longo do tempo, conforme esperado, com efeito considerável já no primeiro mês. Aumentos no Embi, inclusive,

tem um efeito sobre os juros mais pronunciado e mais prolongado que o aumento do risco inflacionário. Outra relação interessante é o forte impacto do desvio-padrão das expectativas sobre as expectativas de inflação. Se a Selic é determinada pelo Banco Central com base nestas expectativas (conforme uma regra de Taylor) então podemos afirmar que, indiretamente, o aumento do risco inflacionário acaba afetando a Selic, via aumento das expectativas de inflação. O Gráfico 3 mostra interações semelhantes para as variáveis do Modelo 2, com dados diários e uma *proxy* alternativa de risco inflacionário.

## 5.2 Função de Resposta ao Impulso para diferentes vértices da ETTJ

A resposta ao impulso nos permite quantificar o impacto de choques do risco inflacionário, bem como do Embi, sobre os juros futuros. Assim, podemos avaliar que variáveis contribuem de forma mais intensa na geração de volatilidade na estrutura a termo das taxas de juros (ETTJ). Para isso, basta tomar os valores estimados da resposta dos juros ao choque e dividir por um desvio-padrão do risco inflacionário (ou Embi), que é justamente o tamanho do choque simulado no impulso. Por exemplo, se a resposta do juros ao risco é de 0.00184 e um desvio-padrão do risco inflacionário equivale a 0.00461, então o efeito relativo é de  $0.00184/0.00461 = 39,9\%$ . Ou seja, para um aumento de 10% no risco inflacionário, há uma elevação imediata de 3,99% nos juros futuros.

Tendo como base esta metodologia, foram analisados também os choques sobre diferentes vértices da estrutura a termo. É de se esperar que as taxas mais longas sejam mais afetadas por mudanças na economia do que as taxas curtas. Para avaliar este efeito, utilizaram-se as taxas dos contratos de Swap Pré x DI com vencimento em 6 meses e 1 ano. Devido à menor liquidez dos demais contratos, não foram testadas taxas mais longas.

**Modelo 1:** Resposta dos juros futuros a um choque de 1 unidade no D.P. das expectativas:

	DI 6 meses	DI 1 ano
D-P das expectativas	2.17%	3.51%

**Modelo 2:** Resposta dos juros futuros a um choque de 10% em:

	DI 6 meses	DI 1 ano
Risco Inflacionário	3.03%	3.99%
EMBI+ BR	5.29%	6.19%

De fato, o risco inflacionário, mensurado por duas medidas alternativas, afeta de forma mais intensa a taxa do DI de 1 ano, em relação ao DI de 6 meses. No modelo 2, podemos comparar seu efeito com o efeito gerado por choques do Embi. Observa-se que o impacto do Embi sobre ambos os vértices é superior ao impacto do risco inflacionário. Ainda assim, as duas variáveis contribuem para a geração de maior volatilidade nas

taxas mais longas, o que pode estar associado à dificuldade do governo em emitir dívida de maturidade mais longa.

## 6. RISCO INFLACIONÁRIO E DÍVIDA PÚBLICA

Nesta seção, o objetivo é encontrar evidências de relação entre o perfil da dívida pública e o risco inflacionário. Segundo a literatura, existem dois motivos relevantes<sup>8</sup> que determinam a composição ótima da dívida: *tax-smoothing* (Barro, 1979) e risco de inconsistência dinâmica (conforme Lucas e Stokey, 1983). O primeiro se refere à preferência dos governos em suavizar a necessidade de financiamento, ou seja, a emissão de ativos que tenham seus retornos negativamente correlacionados com a necessidade de arrecadação de impostos é mais vantajosa, do ponto de vista de gerenciamento da dívida.

O risco de inconsistência dinâmica, por sua vez, presume que a dívida indexada diminui a tentação para que governos gerem inflação inesperada, ocasionando um *default* implícito na dívida pública. Países com histórico de inflação elevada e/ou com falta de credibilidade nas autoridades fiscal e monetária tendem a apresentar um perfil de dívida pública mais indexado, por conta do elevado prêmio de risco exigido pelos detentores de títulos públicos. Ou então, tendem a apresentar um nível maior de dolarização das transações financeiras e balanços corporativos, como no caso do Peru, Costa Rica e Argentina.

### 6.1 O Modelo

Blanchard e Missale (1994) desenvolveram um modelo de reputação em que o governo avalia o *trade-off* entre inflacionar a dívida inicialmente e no período seguinte arcar com uma inflação maior, ou permanecer com uma inflação baixa e maior estoque de dívida ao longo do tempo. Mandilaras e Levine (2001) estenderam o modelo adicionando um componente de maturidade da dívida na função perda do governo:

$$L_t = \frac{1}{2}\pi_t^2 - b(\pi_t - \pi_t^e) + cT_t + \frac{a}{2}(m^* - m_t)^2,$$

onde  $T_t$  é o total de impostos e  $m_t$  é a maturidade da dívida sensível à inflação, ou seja, dívida não-indexada (ou nominal).  $m^*$  é a maturidade ótima da dívida nominal, tal que gera suavização nos impostos ao longo do tempo.  $a$ ,  $b$ ,  $c$  são coeficientes de sensibilidade maiores que zero. O primeiro termo capta os custos da inflação, o segundo os benefícios de surpresa inflacionário sobre o salário real, que diminui o desemprego e aumenta o produto. O terceiro termo reflete os custos lineares da taxa e o último termo representa a preferência do governo por dívida longa e nominal.

---

<sup>8</sup> Outro motivo geralmente citado é o impacto da dívida na redução da eficácia da política monetária; a dívida pós-fixada tende a gerar um efeito-riqueza quando há aumento dos juros básicos. Para simplificar a modelagem, este motivo será desconsiderado.

Se a credibilidade do governo fosse máxima (solução de pré-comprometimento), então uma maturidade  $m^*$  elevada deveria ser escolhida, para que em momentos de crise ou choques o governo tenha que pagar retornos menores aos credores. Porém, como existe desconfiança em relação às políticas fiscal e monetária,  $m_t < m^*$  e parte da falta de credibilidade deve ser compensada pela maior oferta relativa de instrumentos de dívida indexados. Resolvendo os estágios de forma recursiva para encontrar  $\pi_t^e$ ,  $m_t$  e  $\pi_t$  e minimizando a função perda para infinitos períodos, é obtida a solução ótima:

$$m_t = m^* - \frac{\pi_t^e cr(1 + \delta^{-1})}{a} D_t$$

sendo  $\delta$  o fator de desconto,  $r$  a taxa de juros real e  $D_t$  a razão dívida/PIB.

$$\pi_t^e = E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t+1} + \varepsilon_{t+1}.$$

De fato, por conta de choques de inflação inesperada ( $\varepsilon_{t+1}$ ), a maturidade da dívida nominal será menor do que a maturidade ótima, dada pela condição de taxa ótima. Ainda, quanto maior a razão dívida/PIB, maior também será a tentação para que o governo inflacione e reduza a dívida para um patamar adequado ao equilíbrio orçamentário intertemporal.

## 6.2 Dados e Resultados Econométricos

Da mesma maneira que na seção 5, o objetivo é analisar como as variáveis se relacionam ao longo do tempo. Desta vez, porém, o intuito é verificar como o risco inflacionário afeta o perfil da dívida no longo prazo, buscando encontrar alguma relação de equilíbrio entre as variáveis. Para isto, o VAR que vinha sendo utilizado nos testes anteriores foi substituído por um VECM (Vector Error Correction Model) e a amostra foi estendida, compreendendo o período de julho de 1996 até dezembro de 2005. O modelo é descrito abaixo:

em que  $\alpha$  é uma matriz  $n \times r$ ,  $\beta$  é uma matriz  $r \times n$  de cointegração  $n \times 1$ ,  $p$  é a ordem das defasagens,  $\Gamma_i$  é uma matriz  $n \times n$  de

$$\Delta Y_t = \alpha \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

coeficientes e  $\varepsilon_t$  é um vetor de erros tal que  $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \Sigma)$ .  $Y_t$  é um vetor  $n \times 1$ , e no modelo desenvolvido abaixo, será composto das seguintes variáveis:

$Y_{1t}$  que é a maturidade da dívida nominal (maturit);

$Y_{2t}$  que é juros do Swap Pré x DI 360 (ljuros);

$Y_{3t}$  que é a razão dívida/PIB (ldivida\_pib).

A maturidade se refere ao prazo médio das LTNs emitidas pelo Tesouro Nacional (Gráfico 4, Apêndice). Existem outros títulos emitidos pelo governo que

entram na categoria nominal (não-indexados), como as NTN-F, porém este título foi criado somente recentemente e ainda representa uma fração muito pequena da dívida total.

Os juros futuros foram utilizados para capturar o componente de risco inflacionário, devido à dificuldade de se construir séries de risco inflacionário anteriores ao ano de 2000. Dado que existe um prêmio de risco inflacionário embutido nos juros futuros, então será considerada esta variável nas estimações. É evidente que outras variáveis, como o risco de crédito (capturado pelo Embi) e a expectativa de Selic futura também afetam os juros futuros, porém, a seção 4.2 nos forneceu uma idéia de tamanho da influência do risco inflacionário sobre os juros do Swap Pré x DI. Por fim, a terceira variável é a dívida líquida do setor público como percentual do PIB. Seguem abaixo as estatísticas descritivas e testes de raiz unitária:

**Tabela 6: Estatísticas Descritivas**

Séries Mensais			
	Maturit	Ldivida_pib	Ljuros
Média	4.685	-0.746	0.202
Mediana	4.665	-0.671	0.193
Max	9.850	-0.453	0.432
Min	1.160	-1.221	0.140
Desv-pad	2.009	0.200	0.049

**Tabela 7: Testes de Raiz Unitária**

Séries Mensais			
Teste	Maturit	Ldivida_pib	Ljuros
ADF <sup>+</sup>	-1.66	-2.60	-2.50
PP <sup>++</sup>	-1.66	-2.61	-3.08

<sup>+</sup> Dickey Fuller Aumentado

<sup>++</sup> Phillips Perron

\* rejeita a hipótese nula a 1%

Conforme a Tabela 11, não se rejeita a hipótese de raiz unitária para as três séries, o que nos permite testar a existência de uma combinação linear estacionária entre elas, ou seja, uma relação de cointegração. Para isso, inicialmente foi estimado um VAR irrestrito e escolhida 1 defasagem, conforme a maioria dos critérios de seleção apontam.

LR	FPE	AIC	SC	HQ	Defasagem
14	1	1	1	1	<b>1</b>

É necessário determinar o posto da matriz  $\alpha\beta'$ , que nos informa o número de vetores de cointegração. Para isso, é necessário estimar  $\alpha\beta'$  por máxima verossimilhança, sujeito à restrição de posto incompleto. O máximo se dará por uma



$$Maturit_{t-1} = 3.73 - 8.46Ldivida\_pib_{t-1} - 44.00Ljuros_{t-1} + 0.06t$$

Dado que a especificação do modelo é do tipo *level-log*, então a interpretação dos coeficientes é a seguinte: um aumento de 1% nos juros diminui em 0.44 anos a maturidade da dívida e um aumento de 1% na razão dívida/PIB reduz a maturidade em 0.0846 anos. Ambos efeitos corroboram o modelo descrito na seção 5.1. Similarmente, Mandilaras e Levine (2001) encontraram que a razão dívida/PIB e a expectativa de inflação (medido por juros futuros) afetam negativamente a parcela nominal da dívida pública, estimando um painel para 15 países da OECD. Na mesma direção, Blanchard e Missale (1994) constataram que aumentos na razão dívida/PIB e na inflação diminuíram o prazo médio da dívida nominal da Irlanda, Itália e Bélgica, no período de 1960 a 1989. Eles afirmam que a maior inflação é associada a maior incerteza inflacionária, para utilizar a segunda variável como proxy da primeira.

## 7. CONCLUSÃO E POLÍTICAS

Apesar de mais de uma década desde o fim da megainflação, mostrou-se, com base em um VAR, que o risco inflacionário torna a política monetária mais custosa e pode explicar, em parte, os juros reais elevados no Brasil. Para entender melhor as relações entre as variáveis e verificar robustez dos resultados, as estimações se basearam em dois modelos, cada um deles com uma *proxy* alternativa de risco inflacionário. Uma delas é o “desvio-padrão das expectativas de inflação” e a segunda é dada pelo “prêmio de risco inflacionário implícito em *swaps*”.

Choques do risco inflacionário geram conseqüências não somente para a política monetária (aumentando as expectativas de inflação de mercado), como também interferem na gestão da dívida pública, dado que a colocação de títulos nominais (pré-fixados) no mercado se torna mais cara e muitas vezes inviável. Corroborando esta hipótese, verificou-se que os juros futuros mais longos (DI de 1 ano) são mais afetados pelo risco inflacionário do que as taxas mais curtas (DI de 6 meses).

Em uma segunda etapa, com base em modelo de Blanchard e Missale (1994), constataram-se que aumentos tanto dos juros futuros, quanto da razão dívida/PIB diminuem o prazo médio da dívida nominal no Brasil. Para um aumento de 1% dos juros do Swap Pré x DI, há uma queda de 0.44 anos na maturidade das LTN no longo prazo. Dado que os juros futuros são impactados pelo risco inflacionário, então o risco inflacionário tem um papel importante na determinação da estrutura da dívida.

A proxy utilizada para medir juros futuros foi o DI de 1 ano, extraído do Swap Pré x DI, pois a Selic remunera títulos menos afetados pelo risco inflacionário, como as LFT. Os juros futuros, por sua vez, são referência para a remuneração de títulos pré-fixados, e portanto, sofrem impacto de alterações no risco inflacionário.

A LBC (substituída depois pela LFT) foi criada justamente para proteger o investidor e os bancos de mudanças bruscas na taxa de juros, geradas por saltos inesperados na inflação. Porém, ainda hoje, com a inflação sob controle, a LFT é o título que representa a maior parcela da dívida do governo. Esta anomalia pode ser uma evidência de que o risco inflacionário ainda persiste no Brasil. Mas se isto é verdade, por

que os investidores não têm tanto interesse em títulos indexados à inflação, como a NTN-C e NTN-B? Estes papéis, apesar de serem protegidos contra a inflação, têm algumas desvantagens para o investidor em relação às LFT: são títulos pré-fixados (embutem risco de taxa de juros) e são pouco negociados (embutem risco de liquidez).

Nesse contexto, uma medida de governo relevante, que já vem sendo implementada, é o estímulo do mercado secundário destes papéis, para minimizar seu risco de liquidez. A presença de títulos indexados na economia reduz a tentação do governo para inflacionar e portanto reduz o risco inflacionário. A vantagem das NTN-C/B, comparativamente às LFT, é que geram menor volatilidade nas despesas do governo, pois apresentam um componente pré-fixado nas taxas de juros.

Falcetti e Missale (2002), examinando a interação entre a dívida pública e instituições monetárias em países da OECD, chegam ao resultado que, para diminuir problemas de credibilidade, a delegação da política monetária para um Banco Central independente é uma solução melhor do que aumentar a indexação da dívida pública ao câmbio, juros e inflação. Apesar desse estudo ter sido feito para países mais estáveis e com instituições mais sólidas do que o Brasil, é de se esperar que o aumento do grau de independência do Banco Central reduza os custos da política monetária no Brasil, gerando espaço para quedas naturais na taxa básica de juros.

É evidente que essa medida deve ser acompanhada de instituições que previnam inconsistência dinâmica também na política fiscal, caso contrário a política monetária corre o risco de ser dominada pela fiscal (conforme Sargent e Wallace, 1981) e nesta situação, a independência do Banco Central seria inócua no controle da inflação.

## REFERÊNCIAS

ARIDA, P., BACHA, E. & LARA, A. “Credit, Interest, and Jurisdictional Uncertainty: Conjectures on the Case of Brazil”, Instituto de Estudos de Política Econômica, Casa das Garças, Rio De Janeiro, Brazil, 2004.

BELAISCH, A. “Exchange rate pass-through in Brazil”, IMF working papers, n. 141, 2003.

BERUMENT, H. “The Impact of Inflation Uncertainty on Interest Rates in the UK”, *Scottish Journal of Political Economy*, vol.46, n.º 2, 207-218, 1999.

BERUMENT, H. e MALATYALÝ, K. “Determinants of Interest Rates in Turkey”, mimeo, 2000.

BEVILAQUA, A., CARNEIRO, D., GARCIA, M. & WERNECK, R. “The Structure of the Public Sector Debt in Brazil”, mimeo, 1999.

CARDOSO, E. “Comment on Chapter 3” in: GIAVAZZI, F., GOLDFAJN, I. & HERRERA, S. (Eds.), *Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003* (109-113). Cambridge: The MIT Press, 2005.

CARNEIRO, F., DIVINO, J. & ROCHA, C., “Reconsiderando o efeito Fisher: uma análise de cointegração entre taxas de juros e inflação”. *Nova Economia* 13, 81-100, 2003.

COCHRANE, John. *Asset Pricing*, 2<sup>nd</sup>. ed. Princeton: Princeton University Press, 2005

DE LA TORRE, A., & SCHMUKLER, S. “Coping with Risks through Mismatches: Domestic and International Financial Contracts for Emerging Economies”, *International Finance*, vol. 7, n.º 3, 2004.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*, 2<sup>nd</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, 2004.

FALCETI, E. & MISSALE, A. “Public Debt Indexation and Denomination with an Independent Central Bank”, *European Economic Review*, vol. 46, n.º 10, p.p. 1825-50, 2002.

FAVERO, C. & GIAVAZZI, F. “Why are Brazil’s Interest Rates so High ?” IGIER, Università Bocconi, Milan, Italy: mimeo.

FISHER, Irving. *The Rate of Interest*. New York: MacMillan Company, 1907.

GARCIA, M., & SALOMÃO, J. “Alongamento dos Títulos de Renda Fixa no Brasil”, Instituto de Estudos de Política Econômica, Casa das Garças, Rio De Janeiro, Brazil, 2005.

GARCIA, M., “Brazil in the 21<sup>st</sup> Century: How to Escape the High Real Interest Trap,” PUC-Rio: mimeo, 2004.

IRELAND, P. “Long-Term Interest Rates and Inflation: A Fisherian Approach”, *Economic Quarterly*, vol.82, p.p. 21-35, 1996.

JOHANSEN, S. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.

LOWENKRON, A. & GARCIA, M. “Medium run effects of Short Run Inflation Surprises: Monetary Policy Credibility and Inflation Risk Premium” , PUC-Rio: mimeo, 2005.

LUCAS, Robert E., Jr “Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica*, vol. 46, 1429–45, 1978.

MANDILARAS, A. & LEVINE, P. “Public Debt and Inflation: the Role of Inflation-Sensitive Instruments.” *The Manchester School Supplement* (69), p.p. 1-21, 2001.

MILLER, V. “Political Instability and Debt Maturity”, *Economic Inquiry*, vol. 35, n.º 1, p.p. 12-27, 1997.

MISSALE, A. & BLANCHARD, O.J. “The Debt Burden and Debt Maturity” *American Economic Review*, 84(1): 309-319, 1994.

KFOURY, M. & NAKANE, M., “Comparing equilibrium real interest rates: different approaches to measure Brazilian rates”, mimeo, 2005.

REINHART, M., ROGOFF, K., SAVASTANO, A. “Debt intolerance”, *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 1-74, 2003.

SARGENT, T. & WALLACE, N. “Some Unpleasant Monetarist Arithmetic” *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1981.

SIMS, C., STOCK, J. & WATSON, M. Sims, “Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots”, *Econometrica*, 58, 113-144, 1990.

UHLIG, H. “A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily”, *CentER\_ University of Tilburg\_ and CEPR: mimeo*, 1999.

VALE, S. “Inflation, Growth and Real and Nominal Uncertainty: Some Bivariate Garch-in-Mean Evidence for Brazil”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 59, n.º 1, p.p. 127-145, 2004.

WU, THOMAS “Preço e maturidade da dívida: por que o Brasil é diferente? in: BACHA, E., & CHRYSOSTOMO, O. (orgs.), *Mercado de Capitais e Dívida Pública* (187-194). Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2006.

## 8. APÊNDICE

### Resultados complementares do VECM

Resumo das estatísticas do Traço e Máximo Autovalor - VECM

Tendência:	Sem	Sem	Linear	Linear	Quadrática
Tipo do Teste	Sem intercepto	Com intercep.	Com intercep.	Com intercep.	Com intercep.
	Sem tendência	Sem tend.	Sem tend.	Com tend.	Com tend.
Traço	1	1	1	1	1
Máx. Autovalor	0	1	1	1	1

Teste de Autocorrelação dos Resíduos – VECM

Defasagem do teste LM			
8	16	24	32
0.2086	0.4746	0.7044	0.7901

Gráfico 4

Maturidade LTN (anos) x Juros Swap 360 (%)

