

# **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1342**

## **ADMINISTRAÇÃO E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 1995-2007**

**Mário Jorge Mendonça  
Manoel Carlos de Castro Pires  
Luiz Alberto Medrano**

Rio de Janeiro, julho de 2008



# **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1342**

## **ADMINISTRAÇÃO E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 1995-2007\***

**Mário Jorge Mendonça\*\***

**Manoel Carlos de Castro Pires\*\***

**Luiz Alberto Medrano\*\*\***

Rio de Janeiro, julho de 2008

---

\* Os autores agradecem as contribuições de Cláudio Hamilton dos Santos, Alexandre Ywata de Carvalho e Márcio Bruno Ribeiro em estágios preliminares desta pesquisa. Todos os erros do texto, entretanto, são de inteira responsabilidade dos autores.

\*\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa do Ipea.

\*\*\* Doutorando em Estatística pela UFRJ e pesquisador do Ipea.

**Governo Federal**

**Ministro de Estado Extraordinário de  
Assuntos Estratégicos** – Roberto Mangabeira Unger

**Núcleo de Assuntos Estratégicos  
da Presidência da República**

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente**

Marcio Pochmann

**Diretor de Administração e Finanças**

Fernando Ferreira

**Diretor de Estudos Macroeconômicos**

João Sicsú

**Diretor de Estudos Sociais**

Jorge Abrahão de Castro

**Diretora de Estudos Regionais e Urbanos**

Liana Maria da Frota Carleial

**Diretor de Estudos Setoriais**

Márcio Wohlers de Almeida

**Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Mário Lisboa Theodoro

**Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

**Assessor-Chefe de Comunicação**

Estanislau Maria de Freitas Júnior

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL: C15, H63, H68

## TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 DEFINIÇÕES E FATOS ESTILIZADOS DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA NO PÓS-REAL	8
3 MUDANÇAS RECENTES NA ADMINISTRAÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA	11
4 BREVES COMENTÁRIOS PARA UMA PROPOSTA DE MODELO MULTIVARIADO PARA ANALISAR A DÍVIDA PÚBLICA	13
5 ANÁLISE EMPÍRICA E DESCRIÇÃO DOS DADOS	16
6 CONCLUSÕES	26
REFERÊNCIAS	27
APÊNDICE 1	29
APÊNDICE 2	30



## **SINOPSE**

Este artigo tem por objetivo avaliar como a administração da dívida pública no Brasil afetou a sua sustentabilidade no período 1996-2007. A partir de 2003 o gerenciamento da dívida brasileira buscou alterar a combinação entre custo e risco, privilegiando o primeiro. Ao utilizar modelos Markov-Switching para captar esta mudança de comportamento em sua administração, projeta-se a dívida pública a partir de simulações de Monte Carlo. Os resultados indicam que a dívida pública brasileira pode ser considerada sustentável no médio prazo.

## **ABSTRACT**

This paper aims to evaluate how public debt management in Brazil has affected its sustainability in the 1996-2007 period. In 2003 Brazilian public debt management changed the trade off between cost minimization and risk minimization emphasizing the first element. Using a Markov-Switching model in order to model this policy change we assess fiscal sustainability with Monte Carlo simulations. The results show that Brazilian public debt is sustainable in the medium run.





# 1 INTRODUÇÃO

Ainda que o problema da sustentabilidade da dívida pública apareça na literatura de várias maneiras (FMI, 2003), a maior parte da literatura brasileira recente sobre o assunto se concentrou em basicamente três abordagens distintas. Inicialmente, vários artigos analisaram o tema da sustentabilidade da dívida líquida do setor público (DLSP) brasileiro a partir da aplicação de testes econométricos baseados nas implicações impostas pela “restrição intertemporal do governo” ao comportamento das séries de tempo de variáveis fiscais.<sup>1</sup> Em segundo lugar, outros artigos seguiram uma literatura paralela que surgiu com a preocupação de estimar a “função de reação fiscal” dos tesouros nacionais (BOHN, 1998; TAYLOR, 2000; GALI; PEROTTI, 2003; THAMS, 2007; entre outros). Neste caso, o que se procura saber é se o superávit primário reage ou não a variações na razão dívida pública/produto interno bruto (PIB) de forma a manter esta última variável em níveis sustentáveis (BOHN, 1998). Não obstante a heterogeneidade dos dados utilizados, a maioria dos estudos com base nestas duas abordagens<sup>2</sup> chega à conclusão de que a DLSP brasileira é sustentável no longo prazo.<sup>3</sup>

Uma abordagem alternativa foi proposta por Garcia e Rigobon (2004) a partir da percepção de que as variáveis que determinam a dinâmica da DLSP são estocasticamente correlacionadas. Neste sentido, temos que o “risco sistêmico” incidente sobre a DLSP pode ser modelado por meio de um vetor auto-regressivo (VAR), o que, por sua vez, permite que se façam simulações com vistas a lançar luz sobre a gama de trajetórias possíveis para a dívida pública brasileira.

Uma característica importante da abordagem de Garcia e Rigobon (2004) é permitir ao analista obter *insights* sobre os impactos da gestão da dívida pública sobre o referido risco sistêmico. Suponha-se, por exemplo, que a dívida esteja toda indexada ao *overnight*. Neste caso, a correlação entre inflação e a taxa de juros real incidente sobre a dívida provavelmente será positiva, a depender dos parâmetros da função de reação monetária. Suponha-se, alternativamente, que a dívida esteja toda prefixada. Neste caso, então, a correlação entre a taxa de juros real incidente sobre a dívida e a inflação será negativa, na medida em que a inflação corrói o rendimento real dos títulos prefixados.

As mudanças na gestão da dívida pública, por sua vez, refletem os objetivos dos administradores públicos e as restrições que estão associadas ao contexto em que se encontra o país (o regime cambial, a política monetária, a política fiscal ou mesmo a conjuntura internacional). A literatura teórica caracteriza o problema do administrador da dívida pública a partir da resolução de um conflito entre risco de refinanciamento e o custo de serviço da dívida (MISSALE, 1999). A dívida pública pode ser financiada com baixo custo, mas elevado risco – como é o caso da dívida externa –, ou elevado custo, mas com risco próximo de zero – como é o caso da

---

1. Ver, por exemplo, Hamilton e Flavin (1986); Trehan e Walsh (1988); Hakkio e Rush (1991); Bohn (1991); entre outros.

2. Ver, por exemplo, Rocha (1997); Issler e Lima (2000); Bicalho (2005); Mello (2005); entre outros.

3. Ver Luporini (2000) para uma opinião divergente. A sustentabilidade da DLSP foi também defendida em estudos (menos formais) de economistas formalmente ligados ao Banco Central do Brasil (BCB) quando da publicação dos mesmos (*e.g.*, GOLDFAJN, 2002; GOLDFAJN; GUARDIA, 2003).

dívida prefixada. Entre estas duas extremidades, existe uma enorme quantidade de possibilidades que compreendem outros indexadores (índice de preços, taxa de câmbio) e os diferentes prazos de vencimento.

De todo modo parece factível supor que a relação dinâmica entre as variáveis que determinam os movimentos da DLSP sofreu quebras estruturais no instável período 1995-2007 – quebras estas que podem refletir e/ou ensejar mudanças na gestão da dívida pública. Com efeito, argumenta-se a seguir que a abordagem de Garcia e Rigobon (2004) pode ser significativamente aperfeiçoada pela utilização de modelos Markov-Switching (MS-VAR) para o cálculo da referida relação dinâmica – uma vez que tais modelos admitem explicitamente a possibilidade de mudanças nos parâmetros – bem como na variância – das variáveis envolvidas na análise.

Este texto tem como objetivo descrever, de forma não exaustiva, a gestão da dívida pública recente, assim como avaliar sua sustentabilidade. Para tanto, conta com mais cinco seções além desta introdução. A próxima seção apresenta alguns fatos estilizados da administração da dívida pública no período 1995-2002. A seção seguinte apresenta as mudanças recentes que ocorreram na administração da dívida pública para o período 2003-2007, e discute como as mesmas podem afetar a noção de sustentabilidade da dívida pública. A quarta seção apresenta uma descrição sumarizada do modelo multivariado MS-VAR, o qual modela endogenamente as mudanças de regime nos parâmetros relativos aos coeficientes e da variância do modelo. A seção 5 apresenta o resultado das simulações que indicam que, para um horizonte de 30 meses, a dívida pública pode ser considerada sustentável. A sexta e última seção apresenta as principais conclusões do trabalho.

## 2 DEFINIÇÕES E FATOS ESTILIZADOS DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA NO PÓS-REAL

A começar pelas definições mais básicas, note-se que a identidade que descreve a dinâmica da DLSP é dada pela identidade (1) a seguir:

$$DLSP \equiv DLSP_{-1} + JN + DP + AP \text{ (ou } \Delta DLSP \equiv DN + AP) \quad (1)$$

ou seja, a *DLSP* no final de um dado período contábil é dada pelo valor da mesma no final do período anterior (*DLSP*<sub>-1</sub>) somado ao juros nominais (*JN*), ao déficit primário (*DP*) do setor público e aos ajustes patrimoniais (*AP*) ocorridos no período. Assim, a definição precisa da dinâmica da DLSP cria necessidade de se definir precisamente três outros conceitos, isto é, *JN*, *DP* e *AP*.

O déficit primário (*DP*), também conhecido como necessidade primária de financiamento do setor público – ou *NFSP* primária – é definido na identidade (2) abaixo:

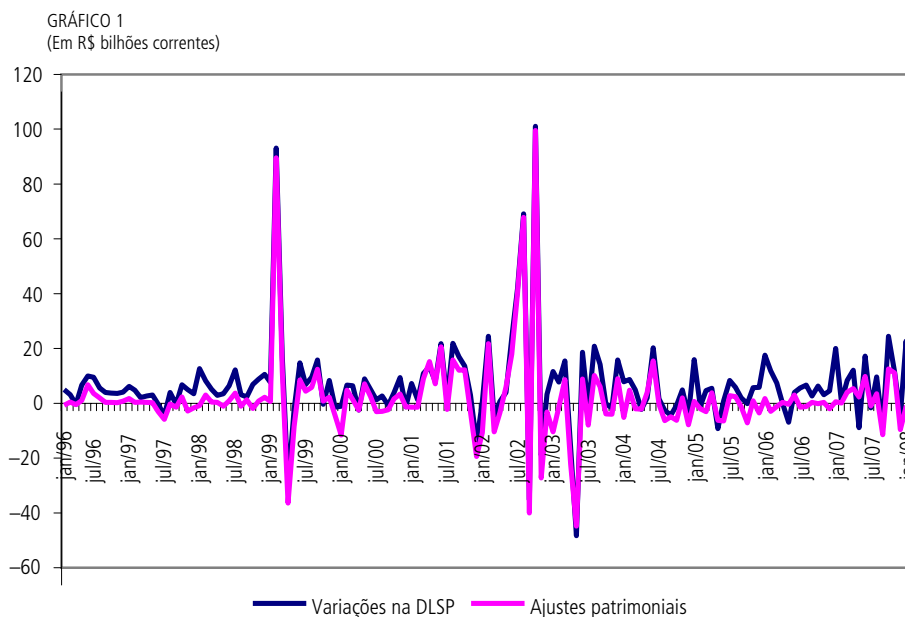
$$DP \equiv NFSP \text{ primárias} \equiv Desp \text{ Prim} - Rec \text{ Prim} \quad (2)$$

enquanto o saldo das despesas e receitas primárias, ou seja: o *DP* é dado pelo valor total das despesas públicas correntes, excluídas aquelas relativas ao pagamento de

juros sobre a dívida pública<sup>4</sup> menos o valor total das receitas públicas primárias (isto é, o valor total das receitas públicas correntes exceto aquelas relativas ao recebimento de juros sobre os haveres públicos). Naturalmente, as despesas e receitas com juros excluídos do cálculo do déficit primário são precisamente as que entram no cálculo de  $JN$ , de modo que  $JN = i_{t-1} DLSP_{t-1}$ , onde  $i$  é a taxa de juros nominal de fato.<sup>5</sup> Assim, temos que:

$$DLSP \equiv (1 + i_{t-1})DLSP_{t-1} + DP + AP \quad (3)$$

Ao considerar os ajustes patrimoniais ( $AP$ ), isto é, as mudanças na DLSP que nada têm a ver com o tamanho relativo das despesas e receitas correntes (tanto primárias como com juros) do setor público, nota-se que estes podem ser divididos em três grandes grupos, quais sejam, *i*) ajustes cambiais; *ii*) ajustes relativos às privatizações; e *iii*) ajustes devidos ao reconhecimento de dívidas (ou, no jargão, esqueletos). Os primeiros refletem as mudanças no valor (em R\$) da DLSP (denominada em moeda estrangeira ou indexada à taxa de câmbio) causadas por variações cambiais, os segundos correspondem aos recursos obtidos pelo governo com a venda de suas empresas ao setor privado, enquanto os terceiros estão relacionados com novas dívidas criadas por conta de decisões judiciais e/ou políticas. Longe de serem apenas detalhes técnicos, os ajustes patrimoniais são, freqüentemente, determinantes cruciais da dinâmica da dívida pública – como no caso do segundo mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso (FHC) (gráficos 1 e 2).



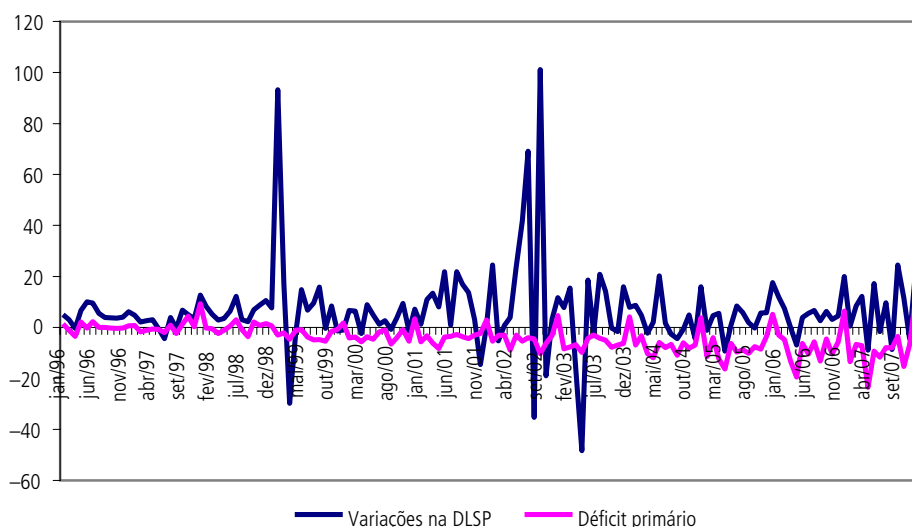
Fonte: BCB.

4. Incluídas, entretanto, curiosamente, as “despesas de investimento” (em capital fixo), ainda que estas sejam formalmente “despesas de capital”, e não “despesas correntes”. Ver Blanchard e Giavazzi (2004) para mais detalhes.

5. A taxa de juros efetiva difere da taxa Selic\* por ser uma média ponderada das taxas de juros incidentes sobre diversas “safas” de variados tipos de títulos públicos em poder do público (subseção 4.1).

\* Selic: Sistema Especial de Liquidação e de Custódia.

GRÁFICO 2  
(Em R\$ bilhões correntes)

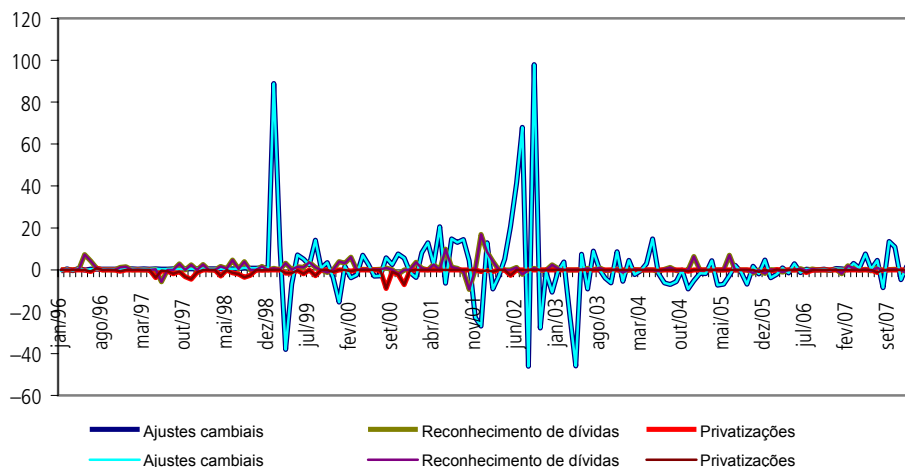


Fonte: BCB.

Cumprir notar que, embora os ajustes por conta do reconhecimento de dívidas e privatizações também tenham sido significativos no período 1999-2002, os ajustes cambiais foram muito maiores no segundo governo FHC do que quaisquer outros ajustes em quaisquer outros períodos após janeiro de 1996 (o período para o qual dispomos de dados – gráfico 3). Obviamente, a enorme variabilidade da taxa de câmbio que caracterizou os primeiros anos do regime de câmbio flexível implantado após a crise de 1999 – em contraste com a relativa estabilidade do regime de câmbio administrado do primeiro governo FHC – explica boa parte deste fenômeno. Observe-se, contudo, que tanto a significativa participação de papéis indexados ao dólar na dívida interna bruta quanto o alto peso relativo da DLSP externa também desempenham um papel importante na caracterização – informal, por enquanto – de um regime de “alta volatilidade” macroeconômica nos governos FHC (gráfico 3).<sup>6</sup>

6. Vale notar que o Plano Anual de Financiamento (PAF) de 2001, publicado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), propõe uma mudança na composição da dívida pública, no sentido de manter a dívida cambial em 21% da Dívida Pública Mobiliária Federal interna (DPMFi) no cenário otimista, e 24% no cenário conservador – contra uma posição de 22,3% de dezembro de 2000. Isto demonstra uma tentativa de ao menos sustentar a participação dos títulos cambiais. A mudança na composição proposta no PAF 2001 é a redução dos títulos indexados à Selic e o aumento dos títulos prefixados. Contudo, a conjuntura desfavorável frustrou esta estratégia.

GRÁFICO 3  
(Em R\$ bilhões correntes)

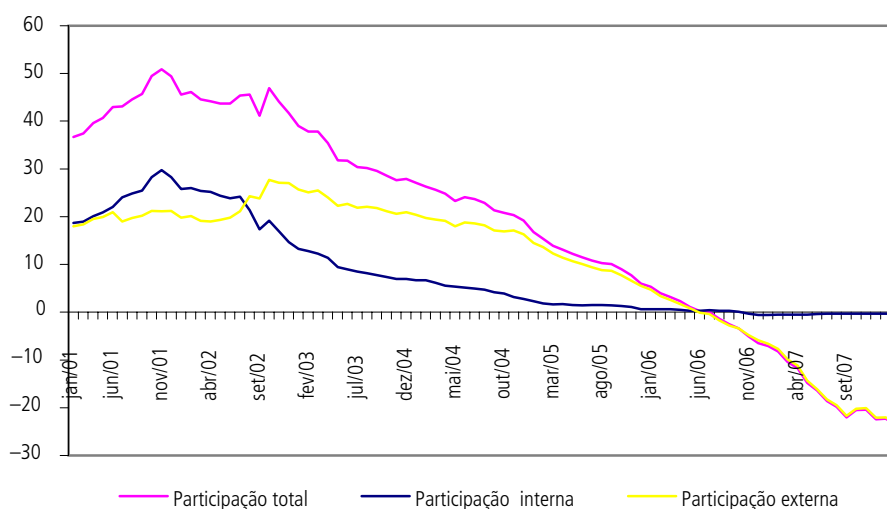


Fonte: BCB.

### 3 MUDANÇAS RECENTES NA ADMINISTRAÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA

Muito influenciada pelos eventos ocorridos no período 1999-2002, a dinâmica recente da dívida líquida pública brasileira foi alterada basicamente por duas mudanças principais na sua administração e que interessam aos objetivos deste trabalho. A primeira, apresentada no gráfico 4, decorreu da redução da participação da dívida líquida externa (conhecida como dívida cambial externa) e dos títulos indexados à taxa de câmbio (também conhecido como dívida cambial interna).

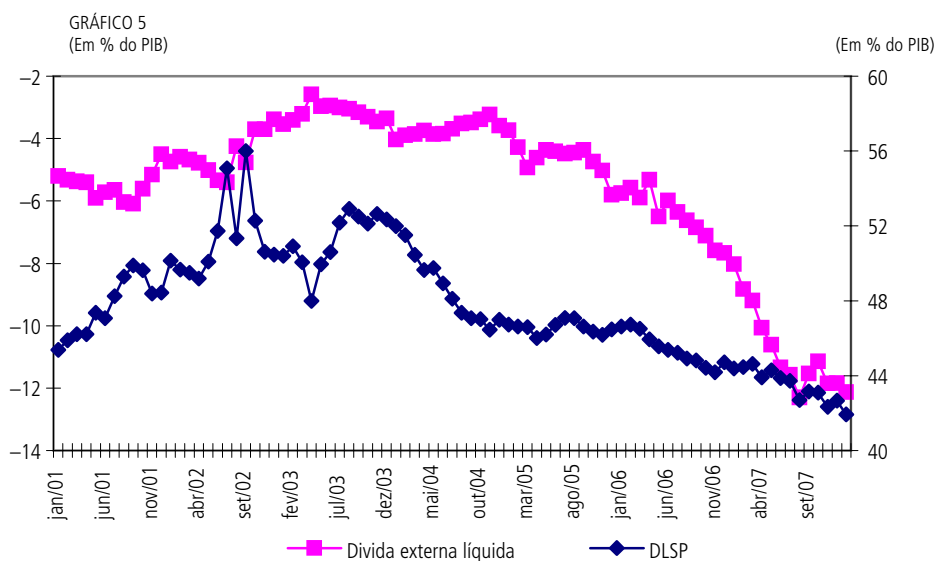
GRÁFICO 4  
(Em %)



Fonte: BCB.

A segunda mudança (gráfico 5) decorreu do fato de que, mesmo com um regime de câmbio flutuante, o Brasil começou a acumular reservas internacionais em decorrência da elevada liquidez internacional. Com isto o país virou credor externo líquido – seus ativos denominados em moeda estrangeira ultrapassaram seus passivos denominados em moeda

estrangeira. Apenas para quantificar o fato, a dívida externa líquida do BCB que, em meados de 2002, foi de -3% do PIB, em 2007 ultrapassou -11% do PIB,<sup>7</sup> representando um montante significativo a ser abatido da dívida bruta, e reduzindo, portanto, a dívida líquida do setor público.



Tamanha mudança na administração da dívida pública merece alguns comentários adicionais. Primeiramente, vale lembrar que a redução da dívida cambial tem início em meados de 2002, quando a taxa de câmbio estava bastante desvalorizada. Esta decisão acarretou um elevado custo financeiro e patrimonial, no curto prazo. Quando o câmbio começou a se valorizar, a decisão de trocar títulos cambiais por títulos indexados a outras variáveis (Selic e índices de preços, principalmente) fez com que o Tesouro Nacional (TN) abrisse mão de possíveis ganhos que poderiam compensar as perdas financeiras e patrimoniais da desvalorização cambial ocorrida anteriormente.<sup>8</sup>

Cabe ressaltar que se pode argumentar que a substituição da dívida cambial só poderia ser feita em tais circunstâncias – em que o TN assumisse para si as perdas decorrentes da substituição dos títulos cambiais e/ou da valorização do câmbio. Neste contexto, fica mais nítida ainda a decisão de política do TN no sentido de alterar de forma definitiva a posição do Brasil na fronteira de eficiência entre risco *versus* custo da dívida.<sup>9</sup>

7. Julga-se mais apropriado aqui frisar em termos de reservas positivas, e não em termos de dívida negativa.

8. O PAF 2003 apresenta alguns indícios de mudança na escolha entre risco e custo. O documento projeta uma substituição dos títulos cambiais por títulos indexados a índices de preços. As projeções para a dívida cambial apontam para um mínimo de 13% da DPMFi. O TN indica ainda a proteção cambial oferecida pelo BCB como um elemento importante nesta substituição (PAF 2003, p. 25). Por sua vez, no PAF 2004 não está contemplada a emissão de títulos cambiais, mas apenas títulos prefixados e indexados a índices de preços e à Selic com foco no aumento do prazo médio da dívida, enquanto o PAF 2005 aponta para a manutenção das tendências observadas nos anos anteriores como estratégia a ser seguida.

9. Ao apontar novas diretrizes para a gestão da dívida pública, o PAF 2006 não poderia ser mais claro. Segundo o documento: “vencida a questão da dívida cambial, o Tesouro Nacional intensificará a redução dos títulos remunerados pela taxa Selic” (PAF 2006, p. 26).

O segundo comentário sobre a mudança na administração da dívida pública contempla que, com a posição de credor externo líquido obtida a partir da acumulação de reservas, esta dívida deve ser pouco afetada durante o “regime de elevada volatilidade” caracterizada informalmente na seção anterior. Com efeito, choques na taxa de câmbio devem contribuir para reduções na dívida líquida do setor público no período mais recente, porque *i*) elevam o valor em real das reservas internacionais; e *ii*) a dívida pública interna não está concentrada na indexação à taxa de câmbio. Ademais, choques cambiais contribuem para aumentos na DLSP como proporção do PIB apenas indiretamente, na medida em que afetam negativamente o ciclo econômico.

Em outras palavras, a administração da dívida pública a partir de 2003 buscou reduzir o risco sistêmico assegurando maior estabilidade, ainda que a um custo de financiamento maior. Tal opção pela estabilidade da dívida pública caracteriza informalmente, por enquanto, um “regime de baixa volatilidade macroeconômica”.

#### 4 BREVES COMENTÁRIOS PARA UMA PROPOSTA DE MODELO MULTIVARIADO PARA ANALISAR A DÍVIDA PÚBLICA

A definição de dívida líquida do setor público que aparece em (3) na seção 2 é feita tomando-se os valores correntes. Contudo, a medida correta para o acompanhamento desta variável e seu impacto sobre a economia se faz por meio da chamada razão entre a DLSP e o PIB. Além disso, como será mostrado a seguir, isto permite reescrever a equação da dinâmica da dívida levando em consideração variáveis-chave da economia tais como a inflação e o crescimento real do produto. Assim, visto que o PIB em termos correntes é tal que  $PIB = P_t Y_t$ , onde  $P_t$  é o índice de preço e  $Y_t$  é o produto real, temos que:

$$\begin{aligned} \frac{DLSP_t}{PIB_t} &= \frac{DLSP_t}{P_t Y_t} = \frac{(1+i_{t-1})}{P_t Y_t} DLSP_{t-1} + \frac{NFSP_t}{P_t Y_t} + \frac{AP_t}{P_t Y_t} = \\ &= \frac{(1+i_{t-1})}{P_t Y_t} \frac{DLSP_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} P_{t-1} Y_{t-1} + \frac{NFSP_t}{P_t Y_t} + \frac{AP_t}{P_t Y_t} \end{aligned} \quad (4)$$

Fazendo  $\frac{P_{t-1}}{P_t} = 1 + \pi_t$  e  $\frac{Y_{t-1}}{Y_t} = 1 + g_t$ , onde  $\pi_t$  é a taxa de inflação e  $g_t$  é a taxa de crescimento real do PIB, temos que:

$$\frac{DLSP_t}{P_t Y_t} = \frac{(1+i_{t-1})}{(1+\pi_t)(1+g_t)} \frac{DLSP_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} + \frac{NFSP_t}{P_t Y_t} + \frac{AP_t}{P_t Y_t}$$

Fazendo  $d_t = \frac{DLSP_t}{P_t Y_t}$ ,  $f_t = \frac{NFSP_t}{P_t Y_t}$  e  $x_t = \frac{AP_t}{P_t Y_t}$

$$d_t = \frac{(1+i_{t-1})}{(1+\pi_t)(1+g_t)} d_{t-1} + f_t + x_t \quad (5)$$

Dado ainda que  $\frac{(1+i_{t-1})}{(1+\pi_t)} = 1+r_t$ , onde  $r_t$  é a taxa de juros real e

$$\frac{(1+r_{t-1})}{(1+g_t)} \cong 1+r_t - g_t, \text{ tem-se por fim que}$$

$$d_t = (1+r_{t-1} - g_t) d_{t-1} + f_t + x_t \quad (6)$$

De acordo com a equação (6), observa-se que a trajetória da relação entre a dívida pública e o PIB ( $d$ ) está diretamente determinada pelo comportamento de variáveis macroeconômicas fundamentais tais como a taxa de juros real<sup>10</sup> ( $r$ ) e a taxa de crescimento real do PIB ( $g$ ), bem como o déficit primário ( $f$ ) e os ajustes patrimoniais ( $x$ ). Obtendo-se a trajetória para estas variáveis, é possível calcular a trajetória esperada para a dívida pública.

#### 4.1 A PROXY PARA A TAXA DE JUROS

Crucial para a discussão a respeito da modelagem da dívida pública é a definição da taxa de juros a ser utilizada na equação (6). É muito comum o uso da taxa de juros de curto prazo (Selic) como *proxy* de taxa de juros relevante para a dinâmica da dívida. De fato, a taxa de juros Selic remunera uma parcela representativa da dívida pública, pois é o indexador das Letras Financeiras do Tesouro (LFT). Outro importante efeito esperado da Selic sobre a dívida se dá pelo seu desdobramento sobre as taxas de juros mais longas via estrutura a termo das taxas de juros.

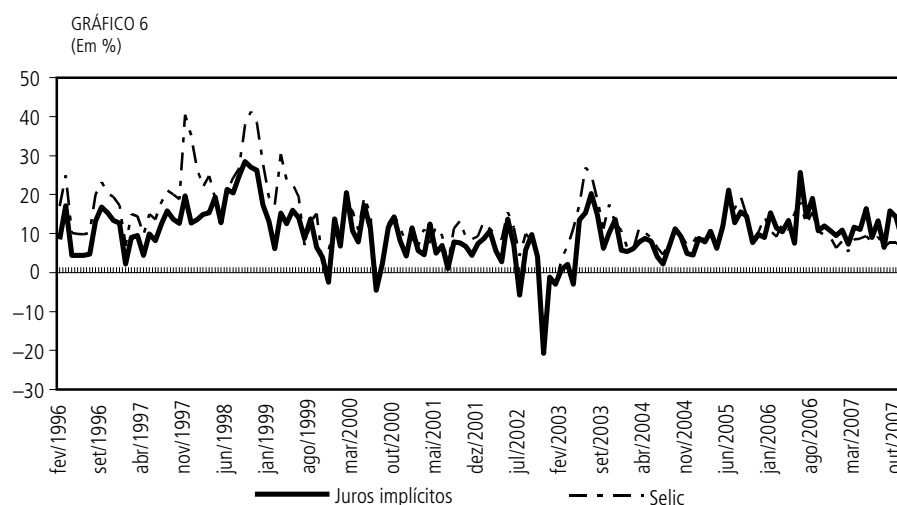
Cumprir notar, entretanto, que DSLP é composta por um sem-número de ativos e passivos diferentes, emitidos em diferentes datas remunerados a taxas também diferentes. Dessa forma, a opção pelo uso da Selic como taxa de juros representativa da dinâmica da dívida não se justifica para os propósitos deste trabalho. A variável de taxa de juros utilizada nas simulações adiante é, portanto: a série de taxa de juros implícita da dívida pública calculada como o fluxo de pagamento de juros, dividido pelo estoque da dívida pública.

A importância de se usar a taxa de juros implícita da dívida, e não a taxa Selic, é dada pelo fato de que a primeira carrega as negociações passadas dos ativos e passivos, bem como as decisões de política a respeito do gerenciamento da dívida na escolha de sua composição e de seus prazos. Isto não quer dizer que a Selic não seja uma boa

10. Esta taxa, por sua vez, embute a taxa de juros nominal e a inflação.



*proxy* para a taxa de juros implícita da dívida (gráfico 6).<sup>11</sup> O ponto aqui é um pouco mais sutil e mais importante quando se busca obter simulações que modelem explicitamente as correlações entre as variáveis. A modelagem dinâmica da Selic é diferente da modelagem dinâmica da taxa de juros implícita na dívida, pois estas têm objetivos diferentes. A taxa de juros implícita reflete decisões de gerenciamento da dívida pública: mudanças na composição e na maturidade dos títulos. Estas decisões, por sua vez, podem ter natureza muito diferente das decisões que governam a dinâmica da política monetária. Por exemplo, um aumento da inflação pode, por um lado, elevar a taxa Selic, medida em termos reais, por conta da função de reação do BCB, mas pode, por outro lado, reduzir a taxa de juros implícita real paga pela dívida, por corroer o pagamento de juros dos títulos prefixados.<sup>12</sup> Parece, então, importante modelar explicitamente a taxa de juros implícita da dívida.



## 4.2 O MODELO MS-VAR

O estudo de modelos econométricos de séries temporais não-lineares tem ganhado crescente importância em períodos recentes (FRANSES; DIJK, 2000; LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004). Quando uma relação linear é submetida a uma mudança estrutural – o que pode ocorrer nos coeficientes das variáveis, no intercepto e também na matriz de covariância –, os parâmetros do modelo mudam com o tempo, resultando em não-linearidades e em violações das hipóteses de estacionariedade e normalidade dos erros dos modelos convencionais. Modelos de Markov-Switching (MS) (HAMILTON, 1989, 1994; KROLZIG, 1997; SIMS, 1999, 2001) se caracterizam por assumir explicitamente a possibilidade de que, a cada momento do tempo, ocorra um número finito de regimes ou estados, sem que se saiba ao certo qual deles está sendo observado.

11. Para ilustrar a importância dessa diferenciação, utilizou-se a equação (6) para realizar projeções da dívida pública com base nessas duas taxas. O erro de medida pode ser considerado pequeno, pois o erro quadrático médio do modelo com Selic é de 0,029, enquanto o do modelo com a taxa implícita é zero.

12. De fato, a comparação de modelos VAR (não reportado) realizada com essas duas variáveis apresenta uma relação com a inflação distinta nos dois modelos, tal qual essa descrição.

Um vetor auto-regressivo com Markov-Switching (MS-VAR) pode ser descrito do seguinte modo:

$$Y_t = A_0(s_t) + A_1(s_t)Y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

com  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma(s_t))$ .

A “variável latente”  $s_t$  que determina o estado da natureza é regida por um processo estocástico conhecido como uma cadeia de Markov ergódica, e definido por uma matriz de probabilidades de transição cujos elementos são dados por:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, k\}$$

$$p_{ij} \geq 0 \quad \text{para } i, j = 1, 2, \dots, K \quad (8)$$

Aqui,  $p_{ij}$  representa a probabilidade de que, em  $t + 1$ , a cadeia mude do regime  $i$  para o regime  $j$ . A idéia, portanto, é que a probabilidade de ocorrência de um regime  $s_t$  qualquer no presente depende apenas do regime que ocorreu no período anterior, isto é, de  $s_{t-1}$ . Com  $k$  regimes existentes, as probabilidades de transição entre os estados podem assim ser representadas pela matriz de transição de probabilidade  $P$ , com dimensão ( $k \times k$ ).

Os parâmetros do modelo apresentado são estimados a partir da maximização da função de verossimilhança do modelo por meio do algoritmo EM (DEMPSTER; LAIRD; RUBIN, 1977) – uma técnica iterativa para modelos com variáveis omitidas e/ou não observadas. Pode ser mostrado que o valor da função verossimilhança relevante aumenta a cada iteração deste processo, o que garante que o resultado final seja suficientemente próximo do valor máximo da verossimilhança na vizinhança relevante.<sup>13</sup> É necessário ter em mente, entretanto, que a função de verossimilhança de um modelo MS não possui máximo global (HAMILTON, 1994; KOOP, 2003). Felizmente, a utilização do algoritmo EM frequentemente leva à obtenção de um máximo local “razoável”, sendo relativamente raros os casos patológicos (HAMILTON, 1994).

Para os fins específicos desta análise, é importante notar que os distintos regimes podem estar associados a diferentes composições e objetivos referentes à administração da dívida. Nesse sentido, a análise dinâmica das variáveis por meio do modelo MS-VAR pode captar estas relações dinâmicas que podem ser variantes no tempo.

## 5 ANÁLISE EMPÍRICA E DESCRIÇÃO DOS DADOS

Utilizam-se nesta pesquisa dados mensais de janeiro de 1996 a dezembro de 2007. As variáveis usadas são descritas da seguinte forma:

(*DLSP*): razão entre o estoque da dívida líquida sem valorização cambial do setor público consolidado e o PIB acumulado nos últimos 12 meses valorizado pelo

---

13. Em geral esse método se mostra robusto quando os valores iniciais são definidos de maneira arbitrária ou pouco eficiente.

índice geral de preços-disponibilidade interna (IGP-DI) centrado do último mês ( $PIB_{12}$ ) – fonte: BCB;

(*GPIB*): taxa de crescimento real do PIB acumulado tal como descrito no item anterior; o deflator usado foi o IGP-DI – fonte: BCB e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE);

(*JUROS*): taxa de juros reais definida como a taxa de juros nominal implícita sobre a DLSP menos a variação do índice geral de preços ao consumidor amplo (IPCA) –<sup>14</sup> fonte: BCB e IBGE;

(*NESP*): razão entre a necessidade de financiamento primária do setor público consolidado sem valorização cambial no mês dividido pelo  $PIB_{12}$  – fonte: BCB;

(*CÂMBIO*): taxa de câmbio real, obtida deflacionando-se a taxa nominal de câmbio pela razão entre o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos (CPI – todos os consumidores urbanos) e o IPCA – fonte: BCB e IBGE;

(*AJUSTE*): razão entre os ajustes patrimoniais e o  $PIB_{12}$  – fonte: BCB; e

(*INF*): taxa de inflação medida pelo IPCA – fonte: IBGE.

## 5.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Com o objetivo de avaliar a adequação de se aplicar este conjunto de dados ao modelo MS-VAR é importante avaliar se as variáveis podem ser consideradas estacionárias. Para a aplicação dos testes de raiz unitária é necessário observar a evolução das séries (gráfico 7) para obter noção sobre como os mesmos devem ser conduzidos. Em primeiro lugar, vale notar que as variáveis: inflação, crescimento do PIB, desvalorização do câmbio real e taxa de juros real apresentam a característica de reversão para a média – muito comum em séries estacionárias – ainda que algumas observações aberrantes estejam presentes ao longo do tempo mas que parecem não afetar essa característica. Com efeito, foram conduzidos os testes de raiz unitária ADF e KPSS confirmando que as variáveis podem ser consideradas estacionárias. Além disso, o teste de Saikkonen e Lutkepohl (2002) que permite modelar as observações aberrantes de forma endógena e o teste de Zivot e Andrews (1992) que permite modelar a quebra na tendência e no intercepto também de forma endógena foram aplicados. Seus resultados confirmam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária em todas essas variáveis.

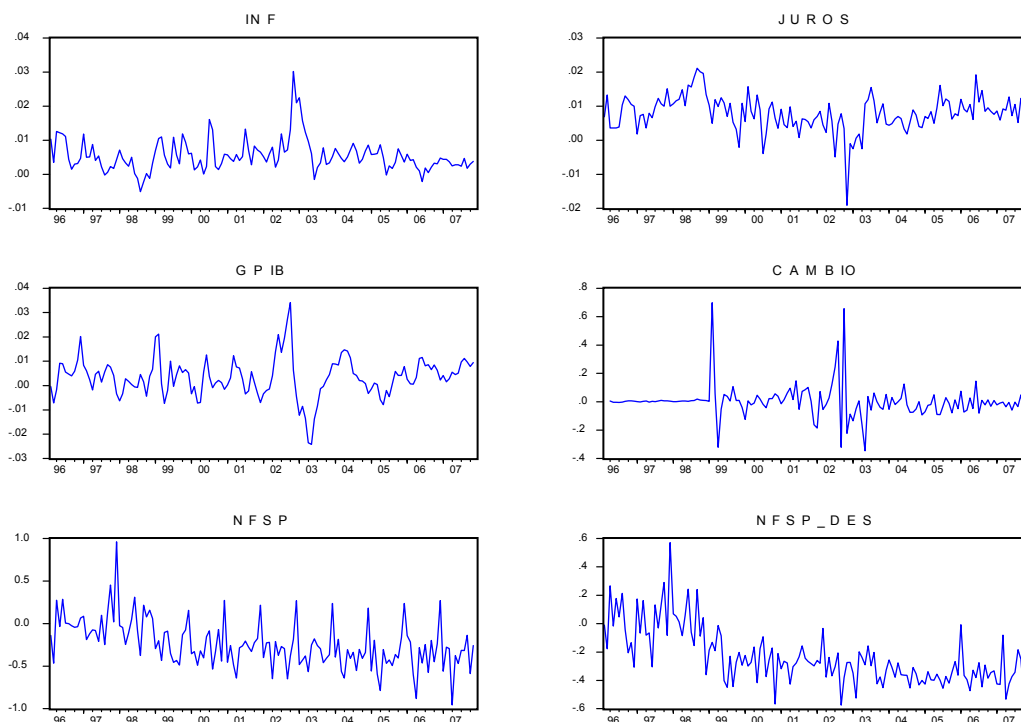
Na variável *NFSP* é mais difícil de observar reversão para a média ainda que a mesma possa ser modelada com uma tendência e nesse caso a reversão para a média fique um pouco mais clara. Vale notar ainda que a variável *NFSP* apresenta uma mudança de comportamento significativa no início do período (déficits sendo revertidos rapidamente para superávits, o que pode sugerir uma quebra estrutural de nível) e de um comportamento sazonal. Os resultados dos testes de raiz unitária indicam que a *NFSP* pode ser considerada I(1) nos testes ADF e KPSS. Quando a sazonalidade é modelada, a série pode ser considerada estacionária (conforme resultado dos testes ADF e Saikkonen e Lutkepohl que incluem *dummies* sazonais).

---

14. A taxa de juros nominal foi obtida a partir das séries de juros nominais e a *DLSP*.

Ademais, esse resultado é confirmado pelo teste com quebra estrutural de Zivot e Andrews ainda que a sazonalidade não seja modelada neste teste. A *NFSP* dessazonalizada pelo X-12 arima pode ser considerada estacionária conforme os testes ADF, Saikkonen e Lutkepohl e Zivot e Andrews. O resultado desses testes é apresentado no apêndice 2.

GRÁFICO 7  
Evolução das séries



Assim sendo, optamos por utilizar a *NFSP* dessazonalizada como variável estacionária. Essa opção se deveu a duas razões. Primeiro, notamos que o uso de *dummies* sazonais no modelo MS-VAR acarretaria uma elevação grande do número – já elevado – de parâmetros. Segundo, as evidências em torno da *NFSP* dessazonalizada parecem tão conclusivas em torno da estacionariedade quanto das *NFSP* com *dummies* sazonais.

É importante ressaltar que, ainda que os resultados de estacionariedade da *NFSP* possam parecer pouco conclusivos (ou ao menos não são inequívocos como ocorre com as demais variáveis), o objetivo em estimar o VAR reside nos valores dos parâmetros para a realização das simulações e não a inferência dos mesmos. Um resultado importante é que a literatura de séries de tempo mostra que tais estimativas

são consistentes e, dessa forma, poderíamos conduzir as simulações com base nas mesmas.<sup>15</sup>

## 5.2 RESULTADOS ECONÔMICOS DO MODELO MS-VAR

Nesta subseção apresentam-se os resultados do modelo MS-VAR segundo o procedimento já descrito para uma especificação MSIAH<sup>16</sup> que permite mudanças no intercepto (I), nos parâmetros das variáveis (A) e na matriz de covariância (H) em cada regime. O MS-VAR estimado contempla o conjunto de variáveis: inflação, crescimento do PIB, taxa de câmbio real, taxa de juros real, necessidade de financiamento primária e os ajustes patrimoniais.

De acordo com os resultados do modelo MS-VAR, pode-se considerar a existência de dois regimes ao longo da amostra.<sup>17,18</sup> A fim de ter um parâmetro de comparação para estes últimos resultados, estima-se também um modelo VAR linear (sem mudança de regime) com duas defasagens.<sup>19</sup>

Naturalmente é necessário observar o comportamento dos modelos MS-VAR e VAR frente aos diferentes testes de especificação. Com efeito, a aplicação do teste de razão de verossimilhança (DAVIES, 1977) rejeita a hipótese nula de linearidade ( $LR = 413.03$ ,  $X^2_{(70)} = [0.000]**$  e  $X^2_{(72)} = [0.000]**$ ),<sup>20</sup> e  $LR = 228.45$ ,  $X^2_{(45)} = [0.000]**$  e

---

15. Ainda que fosse o caso de que algumas variáveis do modelo possuíssem raiz unitária cumpre destacar que a estimação do VAR nas variáveis em nível é fortemente DEFENSÁVEL mesmo quando elas são integradas de ordem 1. De acordo com Sims, Stock e Watson (1990) mesmo na presença de raiz unitária se o objetivo é estimar os parâmetros do VAR não existe necessidade de estimar o VAR nas diferenças. Isto também aparece explicitamente dito em Hamilton (1994, p. 553 e 557) e Lutkepohl (2005, p. 289). As estatísticas-t para checar a significância dos coeficientes e o teste de Wald para, por exemplo, acessar o número de lags da regressão são perfeitamente apropriados quando a regressão é estimada nos níveis. Um exemplo do que não pode ser implementado quando o VAR é estimado nos níveis diz respeito ao teste de Granger.

O que está dito tem correlato também no caso univariado. Por exemplo, o problema da "regressão espúria" pode ser contornado por meio da introdução dos valores defasados em nível das variáveis I(1) entre as variáveis explicativas da regressão (HAMILTON, 1994). Com efeito, Hamilton (1994, p. 561-562) assinala que tal procedimento assegura uma estimação consistente e que neste as estatísticas-t para os coeficientes individuais são assintoticamente normais.

16. Essa terminologia é adotada por Krolzig (1997).

17. Utilizamos o *software* MSVAR130 nas estimações. Este último, escrito em OX, está disponível gratuitamente na internet.

18. Note-se que a introdução de um maior número de regimes conduz a problemas na rotina numérica de otimização, fazendo com que a matriz de transição de probabilidade se torne não-ergódica, o que viola uma das principais hipóteses do modelo.

19. Para nenhum critério de escolha de defasagem se obteve um número superior a duas defasagens: Akaike Information Criterion, 2; Final Prediction Error, 2; Hannan-Quinn Criterion, 1; e Schwarz Criterion, 1.

20. O teste LR possui aqui distribuição não-padrão, não podendo ser caracterizado analiticamente, desde que as probabilidades de transição são não-identificadas sob a hipótese de linearidade. Contudo, é possível mostrar que esta distribuição pode ser aproximada, estando no intervalo entre duas qui-quadrado. Deduz-se daí que se as distribuições rejeitarem a hipótese nula, o teste LR deverá necessariamente fazê-lo. Contrariamente, se não houver rejeição da hipótese de linearidade por ambas, então o mesmo deverá acontecer para o teste LR. Em qualquer outra situação, nada poderá ser afirmado.

$X^2_{(47)} = [0.000]^{**}$  para o modelo com uma defasagem),<sup>21</sup> ratificando a opção pelo modelo MS-VAR para a base de dados analisada. Além disso, o modelo MS-VAR mostra um bom desempenho frente aos diferentes testes de especificação (não reportado), o que não ocorre em relação ao modelo linear no que se refere ao comportamento desse modelo quando submetido aos testes de normalidade<sup>22</sup> e heterocedasticidade.<sup>23</sup> Também, verifica-se pela tabela 1 que os diferentes critérios (com exceção do BIC) para seleção de modelos concorrentes acenam todos para o melhor desempenho do modelo não-linear com uma ou duas defasagens.

TABELA 1  
Critérios para seleção de modelos concorrentes

	AIC	HQ	BIC	Verossimilhança
MS(2)-IAH(2)*	-28.5341	-27.3159	-25.5363	2108.79
LINEAR-VAR(2)	-27.1549	-26.5544	-25.6771	1957.26
MS(2)-IAH(1)*	-27.7610	-26.9754	-25.8279	2035.26
LINEAR-VAR(1)	-26.8006	-26.4164	-25.8551	1921.04

Ainda sobre o modelo linear, as mudanças nas relações existentes entre as variáveis que determinam a dinâmica da DLSP podem ser ilustradas a partir de testes de quebra estrutural disponíveis em um contexto VAR. Em princípio, como não há conhecimento prévio sobre a natureza da quebra estrutural relevante, apresenta-se, no gráfico 8, o teste de quebra estrutural de Chow forecast, que testa quebra nos parâmetros e na variância.

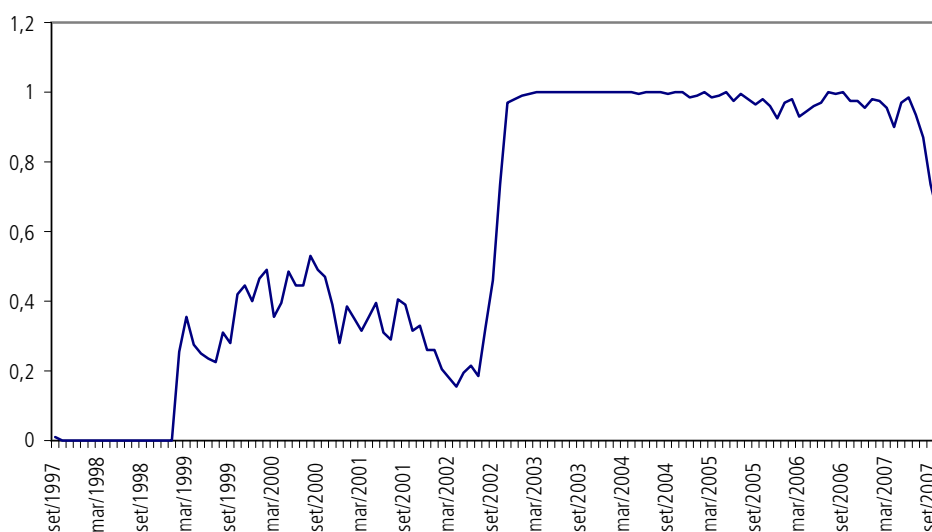
Os resultados sugerem forte evidência de quebra estrutural entre 1997 e 1998 e um período de pequena instabilidade entre os anos de 1999 e 2002. A evidência de quebra estrutural só pode ser rejeitada inteiramente a partir de 2003. Estas evidências indicam que a partir de 2003 um regime de estabilidade se instaurou no Brasil. O resultado sugere que o modelo MS-VAR é mais indicado do ponto de vista econométrico do que o modelo linear.

21. O teste LR aqui possui distribuição não-padrão, não podendo ser caracterizado analiticamente desde que as probabilidades de transição são não-identificadas sob a hipótese de linearidade. Contudo é possível mostrar que esta distribuição pode ser aproximada, estando no intervalo entre duas qui-quadrado. Deduz-se disso que se essas distribuições rejeitarem a hipótese nula, o teste LR deverá necessariamente fazê-lo. Contrariamente, se não houver rejeição da hipótese de linearidade por ambas então o mesmo deverá acontecer para o teste LR. Em qualquer outra situação nada poderá ser dito.

22 No caso de duas defasagens, somente os resíduos da equação de juros real aceitou a hipótese nula de normalidade para os testes Jarque Bera, Simetria e Curtose. Os resultados podem ser obtidos diretamente com os autores.

23 No caso de duas defasagens, o teste ARCH-LM multivariado rejeita a hipótese nula de homocedasticidade para a média dos distúrbios das equações do VAR (VARCHLM estatística de teste: 1245.0197, valor-p ( $\chi^2$ ): 0.0070). A aplicação do teste ARCH-LM para cada equação mostra que as equações da inflação (ARCH-LM: 2.1494, valor-p ( $\chi^2$ ): 1.6202) e o déficit primário (ARCH-LM: 1.6202, valor-p ( $\chi^2$ ): 0.0754) apresentam problema de heterocedasticidade.

GRÁFICO 8  
Chow Teste – teste conjunto – coeficientes e variância



Na comparação dos critérios de seleção de modelos, apresentado na tabela 1, é importante notar que os critérios de seleção indicam que o MS-VAR com duas defasagens deveria ser preferido ao MS-VAR com uma defasagem (com exceção do critério BIC). Entretanto, o modelo MS-VAR com duas defasagens apresenta um número de parâmetros muito elevado o que pode implicar desempenho ruim no exercício de simulação. Assim, os resultados serão apresentados para ambos os modelos (com uma e duas defasagens) de forma que poderemos avaliar, inclusive, a robustez das conclusões.

Na tabela 2 apresenta-se a capacidade preditiva do modelo MS-VAR com o VAR convencional com base no critério do erro quadrado médio (EQM). De acordo com esse critério se observa que para todas as variáveis envolvidas a capacidade preditiva do MS-VAR é superior ao VAR convencional.<sup>24</sup>

A análise individual das variáveis, tendo em vista o EQM e com auxílio da última linha da tabela 2, mostra o ganho de eficiência de previsão do modelo MS-VAR frente ao VAR linear. Conforme pode ser notado, o ganho maior de capacidade preditiva se deu preponderantemente para o câmbio real onde o EQM para o modelo VAR é cerca de três vezes superior ao obtido com o modelo MS-VAR. Dadas as mudanças significativas na condução do regime cambial no Brasil – como a introdução do regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999 e uma forte desvalorização no segundo semestre de 2002 –, este resultado não parece surpreendente. O uso do MS-VAR mostrou forte melhora na qualidade da previsão também para as variáveis inflação e crescimento do PIB. Nestes casos, os valores obtidos para o EQM do VAR convencional são duas vezes maiores aos obtidos pelo MS-VAR com uma e duas defasagens. Para a inflação isso pode ser explicado pela adoção do regime de meta explícita para inflação em agosto de 1999 enquanto para o

24. A exceção fica por conta do modelo para o superávit primário onde os dois modelos apresentam EQM's com pequena vantagem para o modelo linear.

PIB, sabe-se que a taxa de crescimento dessa variável alterna fases de crescimento e recessão ao longo do tempo. No que se refere ao déficit primário, o ganho na previsão foi inexistente. No apêndice 1 são mostrados os gráficos das séries projetadas um passo à frente para o MS(2)-VAR(1).

TABELA 2  
Erro Quadrado Médio (EQM)

		INF	JUROS	CAMBIO	GPIB	NFSP
VAR(2)	(1)	8.000e-005	1.27e-005	0.009097	2.22e-005	0.020703
MS(2)-VAR(2)	(2)	3.0562e-006	9.3197e-006	0.0028212	9.3647e-006	0.068177
	(1)/(2)	2.62	1.36	3.22	2.37	0.30
VAR(1)	(3)	8.9217e-006	1.4582e-005	0.010546	2.4794e-005	0.025981
MS(2)-VAR(1)	(4)	3.4707e-006	9.9257e-006	0.0027334	8.2808e-006	0.071903
	(3)/(4)	2.57	1.47	3.86	2.99	0.36

De crucial importância para os resultados são: a datação dos regimes; e quais variáveis os determinam. De uma maneira geral, pode-se caracterizar o regime 1 como um regime de baixa volatilidade cambial, e o regime 2 como um regime de elevada volatilidade cambial, dado que a variância estimada para a equação da taxa de câmbio é muito maior no regime 2 (cerca de quatro vezes maior no modelo com uma defasagem e três vezes maior no modelo com duas). Nas demais equações a variância de ambos os regimes é muito próxima.

As probabilidades de transição entre os regimes apresentadas na tabela 3, além das probabilidades filtrada e suavizada<sup>25</sup> dos regimes que aparecem na figura 1, são importantes para entender a datação dos regimes. De acordo com a tabela 3, o regime de baixa volatilidade (regime 1) é bastante persistente, enquanto o regime de alta volatilidade (regime 2) tem uma probabilidade pequena de se manter. Ao compararmos os modelos notamos que a persistência do segundo regime no modelo com uma defasagem é maior que no modelo com duas defasagens.

TABELA 3  
Probabilidades de transição

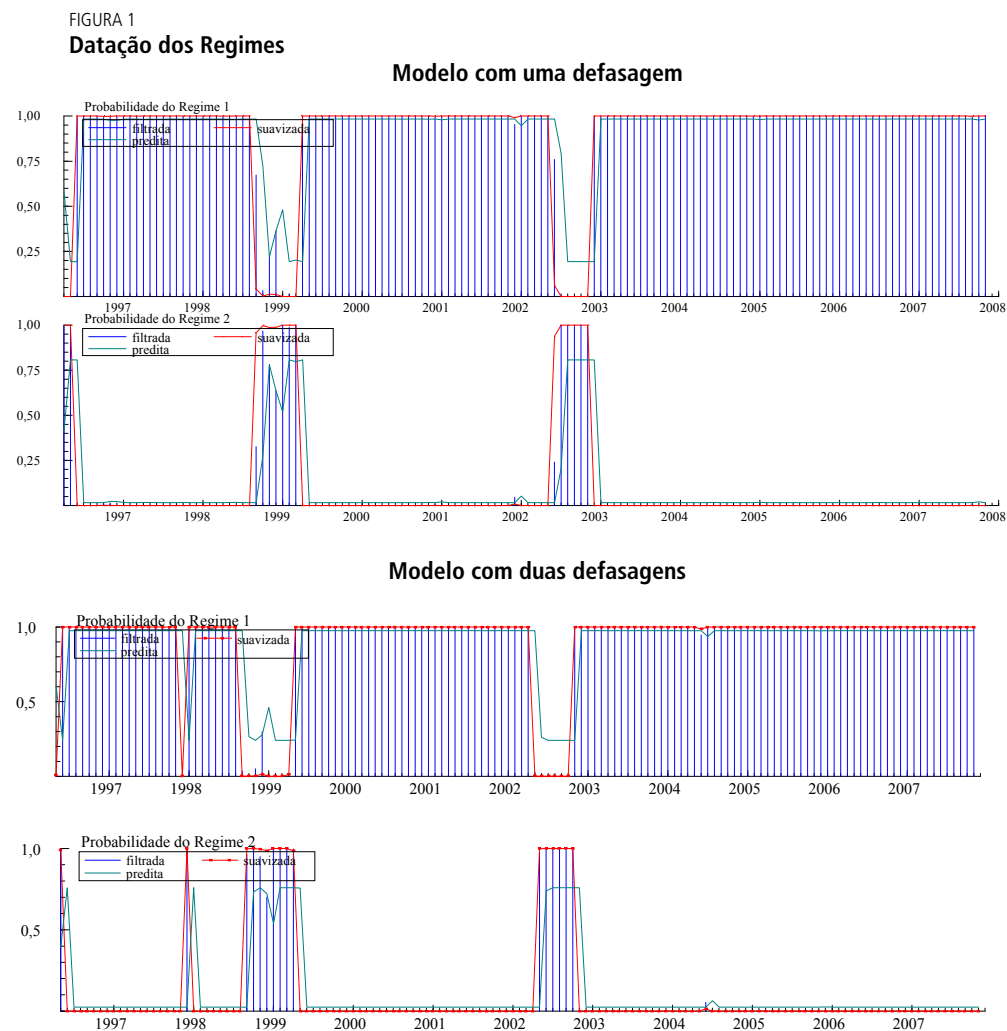
MS(2)-VAR(1)	Regime 1	Regime 2	MS(2)-VAR(2)	Regime 1	Regime 2
Regime 1	0.9835	0.0165	Regime 1	0.9749	0.0251
Regime 2	0.1933	0.8067	Regime 2	0.2407	0.7593

De acordo com a figura 1 a datação dos regimes é muito similar nos dois regimes, mostra que a probabilidade de ocorrência do regime de baixa volatilidade foi alta no período de câmbio fixo (1996-1998), no período entre os choques cambiais

25. A probabilidade suavizada (*smoothed*) considera informações de toda a amostra, sendo definida da seguinte forma:  $\Pr\{S_t = j | \Psi_T\}$ , onde  $\Psi_T$  é o conjunto de informação pleno até o instante  $T$ . A probabilidade filtrada (*filtered*) é uma inferência ótima no estado da variável no tempo  $t$ , considerando as informações até  $t$ , enquanto a probabilidade predita (*predicted*) considera a informação até  $t-1$ .



(2000-2002), e a partir do segundo semestre de 2003. Os períodos de alta volatilidade se deram por conta da desvalorização cambial de 1999 e do choque no segundo semestre de 2002, bem como em função do primeiro semestre de 2003.<sup>26</sup> Vale notar que o modelo com duas defasagens indica um período ligeiramente maior de elevada volatilidade em meados de 1999 e um pequeno período em 1998.



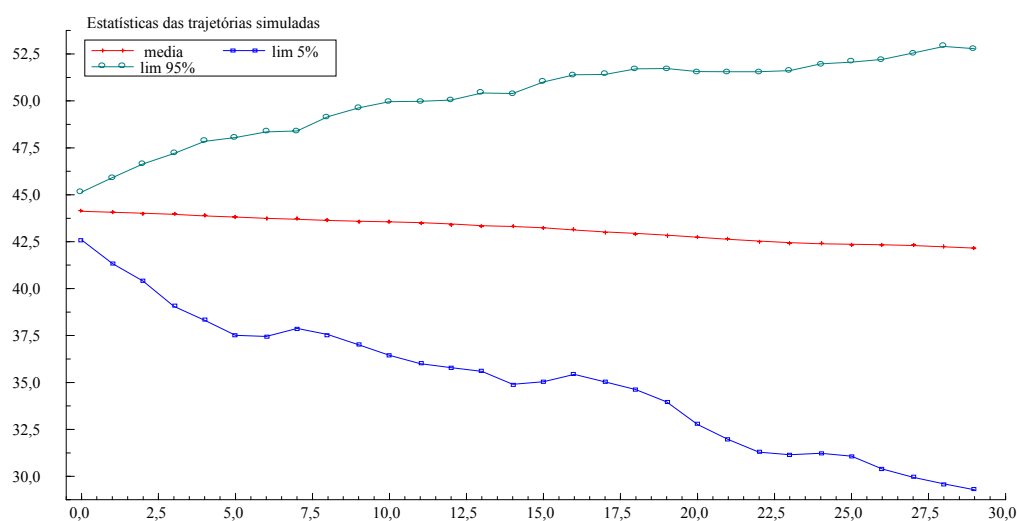
Uma vez tendo sido mostrada a melhor adequação do modelo MS-VAR frente ao VAR convencional com base nos testes de especificação e de capacidade de previsão dentro da amostra, passa-se agora a projetar, tal como levado a cabo em Garcia e Rigobon (2004), a trajetória futura para a dívida pública brasileira. Isto será feito a partir da obtenção de trajetórias simuladas por método de Monte Carlo para a taxa de juros real, crescimento do PIB e déficit primário, com base no modelo MS(2)-VAR(1) estimado. Uma vez simuladas as trajetórias para estas variáveis, a da dívida pública pode ser obtida imediatamente. Aqui o valor inicial da dívida é o

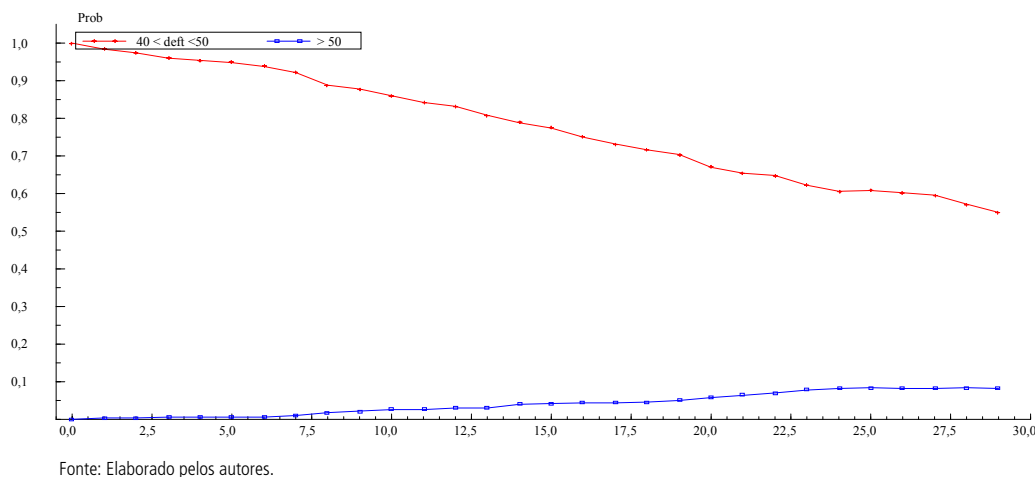
26. Note-se que esse resultado é compatível com a evidência de quebra estrutural obtida anteriormente para o teste de Chow para o modelo linear. Segundo o resultado anterior, apenas a partir de 2003 obteve-se evidência consistente de que não havia instabilidade nos parâmetros ou na variância.

último valor observado da amostra. Contudo, diferentemente do procedimento adotado em Garcia e Rigobon (*op. cit.*), segundo o qual a projeção se estende para um horizonte longo de 10 anos, considera-se neste trabalho uma projeção bem mais curta (de 30 meses apenas) para a DLSP. Isto se deve ao fato de que a previsão para um horizonte temporal muito adiante está associada a um elevado grau de incerteza, na medida em que o intervalo de confiança se amplia à proporção da magnitude do horizonte de previsão. Outra explicação relevante é que o horizonte proposto parece ser suficiente para a revisão das políticas econômicas, caso haja evidência de não sustentabilidade da dívida pública.

As duas figuras a seguir apresentam os resultados da simulação para ambos os modelos. A figura 2 apresenta a tendência central da DLSP nos próximos 30 meses assim como seu intervalo de confiança para 95% para o modelo MS(2)-VAR(1). Conforme pode ser visto, a trajetória mais provável mostra uma suave tendência decrescente para a DLSP, o que até então está em acordo com os resultados de Garcia e Rigobon (2004). Contudo, diferentemente desses autores, os resultados obtidos indicam uma probabilidade muito baixa de não sustentabilidade para a DLSP no período mencionado. Com efeito, conforme a figura 2, a probabilidade de a dívida pública alcançar um patamar superior a 50% do PIB é inferior a 10%. Ademais, a probabilidade de a dívida se situar abaixo de 40% do PIB é maior que 50% no período de 30 meses.

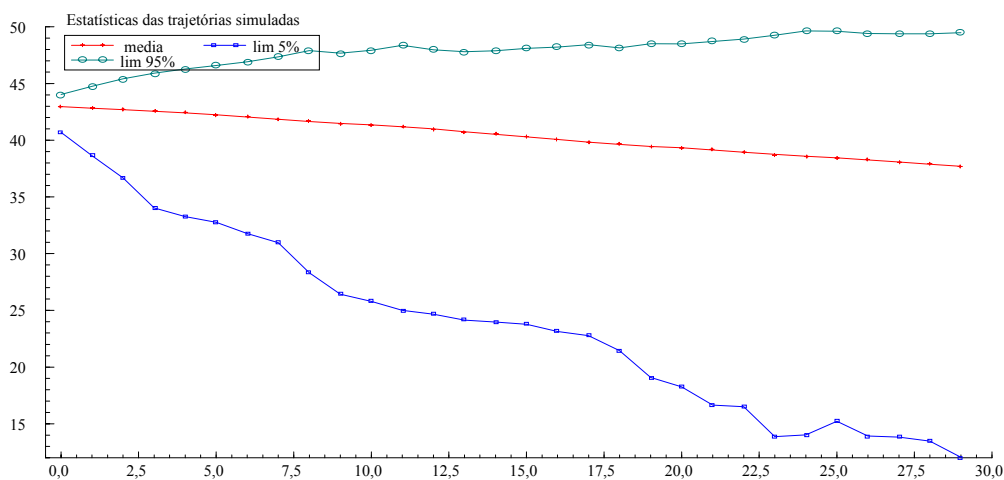
FIGURA 2  
Simulações para a DLSP e Probabilidades no MS(2)-VAR(1)

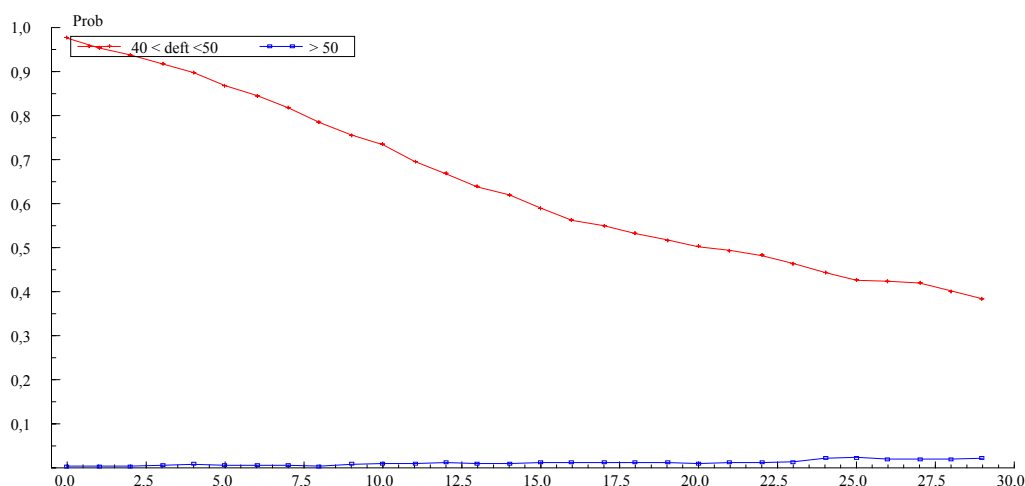




A figura 3 apresenta a média ou o valor mais provável da DLSP nos próximos 30 meses assim como seu intervalo de confiança para 95% para o modelo MS(2)-VAR(2). Conforme pode ser visto, a trajetória mais provável mostra uma tendência decrescente para a DLSP, o que também está em acordo com os resultados de Garcia e Rigobon (2004) e do próprio MS(2)-VAR(1) apresentado na figura 2. Os resultados, em termos de sustentabilidade da dívida pública, são ainda mais otimistas. Eles indicam uma probabilidade muito baixa de não sustentabilidade para a DLSP no período mencionado. Com efeito, conforme a figura 3, a probabilidade de a dívida pública alcançar um patamar superior a 50% do PIB é inferior a 5%. Ademais, a probabilidade de a dívida se situar abaixo de 40% do PIB é maior que 50% no período de 30 meses.

FIGURA 3  
Simulações para a DLSP e Probabilidades no MS(2)-VAR(2)





## 6 CONCLUSÕES

Na tentativa de obtenção de uma trajetória sustentável para a dívida pública, os administradores públicos se deparam com um conflito entre o risco de refinanciamento e o custo da dívida. No período de câmbio fixo e início do período de câmbio flutuante que se estendeu até 2002 – cobriu os dois governos FHC –, ficou nítida a escolha por uma combinação de baixo custo e elevado risco (ambos *ex ante*), caracterizada pela emissão de títulos indexados à taxa de câmbio. Tal estratégia elevou o risco sistêmico e culminou com sérias dúvidas sobre a sustentabilidade da dívida pública, conforme mostraram Garcia e Rigobon (2004), mesmo após o início do processo de ajuste fiscal em 1999.

A partir de 2003 tem início um processo de mudança na combinação entre risco e custo. A elevação da participação dos títulos prefixados e indexados aos índices de preços, bem como o processo de acumulação de reservas internacionais, elevou o custo da dívida pública, mas assegurou uma redução do risco sistêmico incidente sobre a dinâmica da DLSP – que com o aprofundamento do ajuste fiscal (isto é, com o aumento da meta de superávit primário) começa a experimentar um processo de redução consistente. Tal decisão política de “blindar” a dívida pública, aceitando com isto o custo decorrente de tal blindagem foi, segundo os autores deste estudo, a principal característica da política fiscal no período 2003-2007.

Ademais, as simulações apresentadas a partir da modelagem MS-VAR – que permite captar as mudanças na gestão da dívida pública – para um horizonte de 30 meses parecem indicar que a trajetória da DLSP é sustentável. Com efeito, a probabilidade de a dívida ultrapassar o patamar de 50% do PIB no horizonte de 30 meses é menor que 5%. Ao mesmo tempo, a probabilidade de a dívida se situar abaixo de 40% ao fim deste mesmo horizonte é maior que 50%.

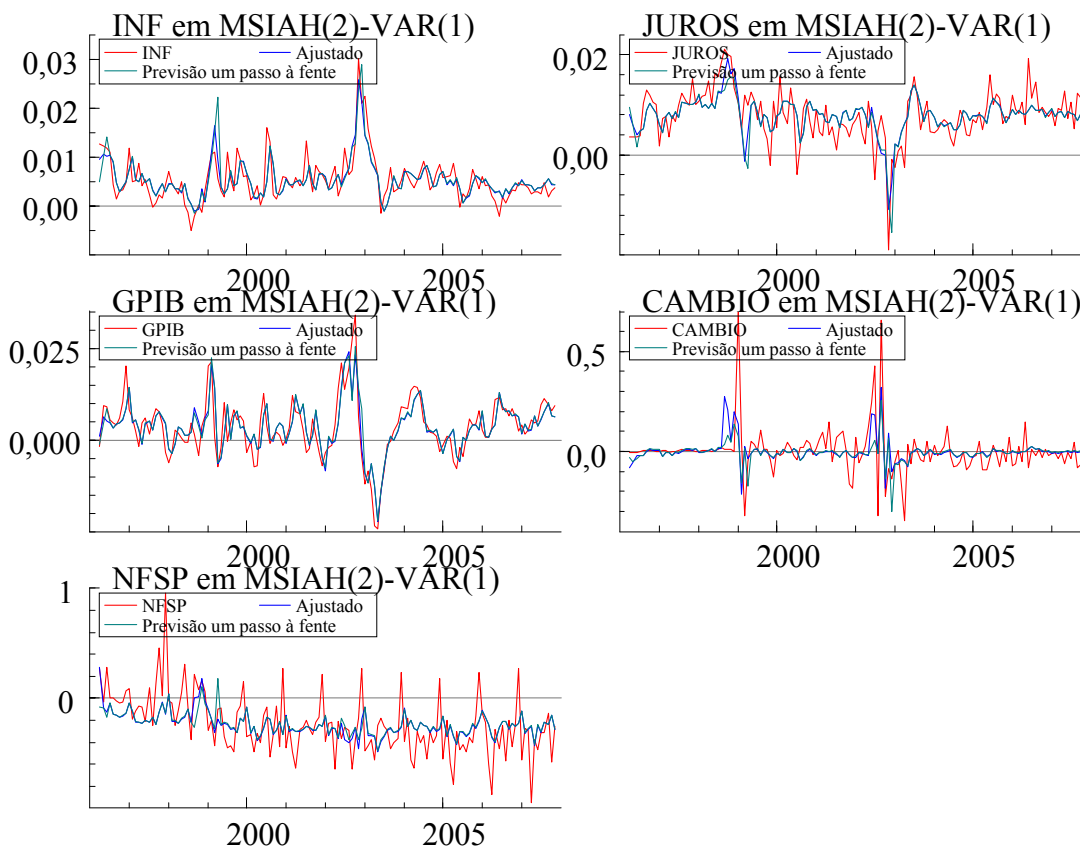
## REFERÊNCIAS

- BICALHO, A. *Testes de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-real*. Dissertação de mestrado não publicada. EPGE-FGV, Rio de Janeiro, 2005.
- BLANCHARD, O.; GIAVAZZI, F. *Improving the stability and growth pact through a proper accounting of public investment*. Londres: Centre for Economic Policy Research (Discussion Paper, 4.220).
- BOHN, H. The Sustainability of budget deficits with lump-sum and with income-based taxation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, p. 581-604, 1991.
- \_\_\_\_\_. The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, p. 949-963, 1998.
- DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, v. 64, p. 247-254, 1977.
- DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of Royal Statistical Society*, v. 39, p. 1-38, 1977.
- FMI. Public Debt in emerging markets: is it too high? *World Economic Outlook*, 2003. Chapter 3.
- FRANSES, P. H.; DIJK, D. V. *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge University Press, 2000.
- GALI, J.; PEROTTI, R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, v. 18, n. 37, p. 533-72, 2003.
- GARCIA, M.; RIGOBON, R. A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data. 2004 (NBER Working Paper, 10.336).
- GOLDFAJN, I. Are There Reasons to Doubt Fiscal Sustainability in Brazil? Banco Central do Brasil, 2002 (Technical Note, n. 25).
- GOLDFAJN, I.; GUARDIA, E. R. Fiscal rules and debt sustainability in Brazil. Banco Central do Brasil, 2003 (Technical Note, n. 39).
- HAKKIO, C.; RUSH, M. Is the Budget Deficit Too Large? *Economic Inquiry*, v. 29, p. 429-445, 1991.
- HAMILTON, J. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- \_\_\_\_\_. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, p. 357-384, 1989.
- HAMILTON, J.; FLAVIN, M. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*, v. 76, p. 808-819, 1986.
- ISSLER, J.; LIMA R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time series evidence from 1947-92. *Journal of Development Economics*, v. 62, p. 131-147, 2000.
- KOOP, G. *Bayesian econometrics*. John Wiley-Interscience, 2003.

- KROLZIG, H. *Markov Switching vector autoregressions*. Modelling, Statistical inference and application to business cycle analysis. Springer-Verlag, Berlin, 1997.
- LUPORINI, V. Sustainability of the Brazillian fiscal policy and Central Bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000.
- LUTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. Springer, 2005.
- LUTKEPOHL, H.; KRATZING, M. *Applied time series econometrics*, Cambridge University Press, 2004.
- MELLO, L. *Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil*. OECD, 2005 (Working Paper, 423).
- MISSALE, A. *Public debt management*. New York: Oxford University Press, 1999.
- ROCHA, F. Long run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, p. 447-470, 1997.
- SAIKKONEN, P.; LUTKEPOHL, H. Testing for unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, v. 18, p. 313-348, 2002.
- SECRETARIA DO TESOUREIRO NACIONAL. *Dívida pública: plano anual de financiamento*, vários números.
- SIMS, C. *Stability and instability in US monetary policy behavior*. Princeton University, 1999 (Discussion Paper).
- \_\_\_\_\_. *Drifts and breaks in monetary policy*. Princeton University, 1999 (Discussion Paper).
- SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 58, p. 113-144, 1990.
- TAYLOR, J. B. Reassessing discretionary fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 14, p. 21-36, 2000.
- THAMS, A. *Fiscal policy rules in practice*. Berlin: Humboldt University, 2007 (SFB Discussion Paper, 649).
- TREHAN, B.; WALSH, C. Common trends, the government budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v. 12, p. 425-444, 1991.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 10, p. 251-270, 1992.

## APÊNDICE 1

### AJUSTAMENTO E PREVISÃO UM PASSO À FRENTE



## APÊNDICE 2

### TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

#### Teste ADF

Variável	Modelo	Lags	Estatística-t	Nível crítico (5%)
Juros	Constante	0	-6.85	-2,88
Inflação	Constante	0	-5.58	-2,88
Gpib	Constante	1	-5.79	-2,88
Cambio	Constante	0	-13.15	-2,88
nfsp	Const. e tend.	11	-1.44	-2,88
d(nfsp)	Const.	10	-9.84	-2,88
Nfsp dess.*	Const. e tend.	2	-2.77	-2,88
Nfsp com dum. saz.	Const. e tend.	1	-3.93	-2,86

\* Significativo a 10%.

#### Teste KPSS

Variável	Modelo	Estatística LM	Nível crítico (5%)
Juros	Const.	0.2371	0,4630
Inflação	Const.	0.1549	0,4630
Gpib	Const.	0.0444	0,4630
Cambio	Const.	0.2642	0,4630
Nfsp	Const.	1.3692	0,4630
d(nfsp)	Const.	0.0859	0,4630
Nfsp dess.	Const.	1.1532	0,4630
Nfsp*	Const. e tend.	0.1720	0,1460
Nfsp dess.	Const. e tend.	0.2425	0,1460

\*Rejeita a hipótese alternativa a 1%.

#### Teste Saikkonen e Lutkepohl (2002)

Variável (tipo de quebra)	Lags	Quebra	Estatística	Nível crítico (5%)
Juros (impulso)	1	2002-10	-4.9321	-2,88
Inflação (impulso)	0	2002-10	-5.5033	-2,88
Gpib (impulso)	1	2002-09	-5.6862	-2,88
Cambio (impulso)	0	1998-12	-14.1227	-2,88
Nfsp (nível)*	11	1998-11	-2.7803	-2,88
Nfsp c/ dum. saz. (nível)	5	1998-10	-4.7330	-3,03
Nfsp dess. (nível)*	11	1998-10	-2.8031	-3,03

\* Significativo a 10%.



### Teste de Zivot e Andrews (1992)

Variável (tipo de quebra)	Lags	Quebra	Estatística	Nível crítico (5%)
Juros (constante)	0	1999:09	-8.0406	-5,08
Inflação (constante)	0	2003:05	-6.3987	-5,08
Gpib (constante)	1	1997:12	-6.8398	-5,08
Cambio (constante)	0	2002:10	-14.2113	-5,08
Nfsp (const. e tend.)	0	1999:01	-12.0999	-5,08
Nfsp (const.)	0	1999:01	-12.0486	-4,80
Nfsp (tend.)	0	2000:09	-11.3713	-4,42
Nfsp dess. (const. e tend.)	0	1999:01	-12.0999	-5,08

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Iranilde Rego

### **Revisão**

Lucia Duarte Moreira

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Marco Aurélio Dias Pires

Míriam Nunes da Fonseca

### **Editoração**

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

Camila Oliveira de Souza

Carlos Henrique Santos Vianna

### **Brasília**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9º andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

### **Rio de Janeiro**

Av. Nilo Peçanha, 50/609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8522 – 3515-8426

Fax (21) 3515-8585

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

**Tiragem: 135 exemplares**