

## ADMINISTRAÇÃO E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO 1996-2007\*

Mário Jorge Cardoso de Mendonça\*\*

Manoel Carlos de Castro Pires\*\*

Luis Alberto Toscano Medrano\*\*\*

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 essa 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.

### 1 INTRODUÇÃO

Ainda que o problema da sustentabilidade da dívida pública apareça na literatura de várias maneiras (ver FMI, 2003), a maior parte da literatura brasileira recente sobre o assunto se concentrou em basicamente três abordagens distintas. Em primeiro lugar, 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 – por exemplo Hamilton e Flavin (1986), Trehan e Walsh (1991), Hakkio e Rush (1991) e Bohn (1991), *inter alia*. 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, *inter alia*). Neste caso, o que se procura saber é se o superávit primário reage ou não a variações na razão dívida pública/PIB de forma a manter essa última variável em níveis sustentáveis (BOHN, 1998). Em terceiro lugar, alguns artigos se preocuparam em estabelecer previsões para a dívida pública a partir de projeções das variáveis que a afetam por definição, como taxa de juros, crescimento econômico e superávit primário.<sup>1</sup>

\* Os autores agradecem os comentários de Adolfo Sachsida, Alexandre X. Y. Carvalho, Bráulio Santiago Cerqueira, Cláudio Hamilton dos Santos, Márcio Bruno Ribeiro, aos participantes do programa de seminários da Cogep/STN e a dois pareceristas anônimos. Entretanto, erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

\*\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Macroeconômicos – Dimac/Ipea.

\*\*\* Assistente de Pesquisa pelo Programa Nacional de Pós-Doutorado (PNPD).

1. Uma alternativa para análise de sustentabilidade é Pires (2006), que mostra como as expectativas dos agentes podem ser interpretadas como sinal de consistência da política fiscal.

Não obstante a heterogeneidade dos dados utilizados, a maioria dos estudos com base nestas três abordagens chega à conclusão de que a DLSP é sustentável no longo prazo. Rocha (1997) e Issler e Lima (2000) mostram que a dívida pública brasileira obedece à restrição de valor presente.<sup>2</sup> Bicalho (2005) e Mello (2007) estimam funções de reação para a política fiscal e concluem que a mesma reage à dívida pública. Projeções para a dívida foram realizadas por Goldfajn (2002), Goldfajn e Guardia (2003) e Silva e Pires (2008), indicando que a dívida pública é sustentável.

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 autorregressivo (VAR) o que, por sua vez, permite que se façam simulações a fim de lançar luz sobre a gama de trajetórias possíveis para a dívida pública brasileira.

Uma característica importante da abordagem Garcia e Rigobon (2004) é que a mesma permite ao analista obter *insights* acerca dos impactos da gestão da dívida pública sobre o referido risco sistêmico. Suponha, por exemplo, que a dívida esteja toda indexada ao *overnight*. Nesse caso, a correlação entre inflação e a taxa de juros real incidente sobre a dívida provavelmente será positiva, dependendo dos parâmetros da função de reação monetária. Suponha, alternativamente, que a dívida esteja toda prefixada. Nesse caso, 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 associadas ao contexto em que se encontra o país (qual 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 (caso da dívida prefixada). Entre essas 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 a dinâmica da DLSP sofreu quebras estruturais no instável período 1996-2007 – quebras essas que podem refletir e/ou ensejar mudanças na gestão da

2. Para uma opinião divergente, ver Loporini (2000).

dívida pública. Com efeito, argumentaremos 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 esses modelos admitem explicitamente a possibilidade de mudanças nos parâmetros bem como na variância das variáveis envolvidas na análise.

Este artigo tem como objetivo descrever, de forma não exaustiva, a gestão da dívida pública recente bem como avaliar sua sustentabilidade. Para tanto, conta com mais quatro seções além desta introdução. A próxima seção apresenta alguns fatos estilizados da administração da dívida pública no período 1996-2002 e as mudanças recentes entre 2003 e 2007. Em seguida, a terceira seção faz uma descrição sumarizada do modelo multivariado MS-VAR que modela de forma endógena as mudanças de regime nos parâmetros relativos aos coeficientes e da variância do modelo. A quarta seção apresenta o resultado das simulações que indicam que para um horizonte de 30 meses a dívida pública pode ser considerada sustentável. A quinta seção apresenta as principais conclusões do artigo.

## 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:

$$DLSP_t \equiv DLSP_{t-1} + JN_t + DP_t + AP_t \quad (\text{ou } \Delta DLSP_t \equiv DN_t + AP_t) \quad (1)$$

ou seja, a  $DLSP_t$  no final de um dado período contábil é dada pelo valor da mesma no final do período anterior ( $DLSP_{t-1}$ ) somado aos juros nominais ( $JN_t$ ), ao déficit primário ( $DP_t$ ) do setor público e aos ajustes patrimoniais ( $AP_t$ ) ocorridos no período. Assim, a definição precisa da dinâmica da DLSP cria necessidade de se definirem precisamente três outros conceitos:  $JN_t$ ,  $DP_t$  e  $AP_t$ .

O déficit primário ( $DP_t$ ), também conhecido como necessidade primária de financiamento do setor público ou  $NFSP_t$  primária, é definido na identidade (2) a seguir:

$$DP_t \equiv NFSP_t \text{ primárias} \equiv Desp \text{ Prim}_t - Rec \text{ Prim}_t \quad (2)$$

como o saldo das despesas e receitas primárias, ou seja, o  $DP_t$  é dado pelo valor total das despesas públicas correntes excluindo aquelas relativas ao pagamento de

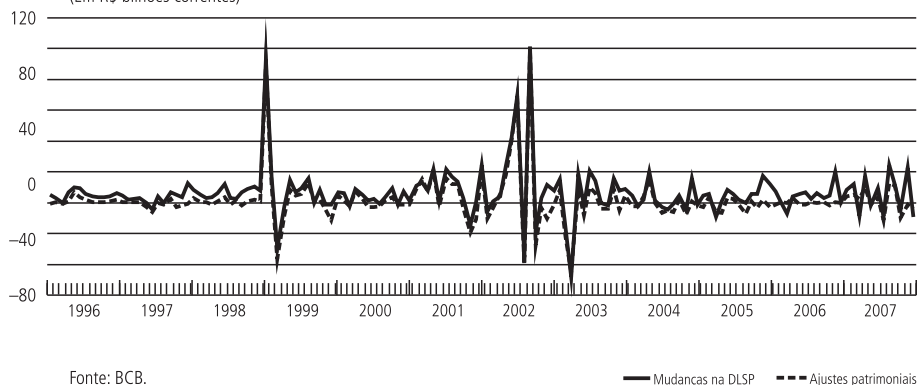
juros sobre a dívida pública<sup>3</sup> menos o valor total das receitas públicas primárias (ou seja, o valor total das receitas públicas correntes excluindo aquelas relativas ao recebimento de juros sobre os haveres públicos). Naturalmente, as despesas e receitas com juros excluídos do cálculo do déficit primário são as que entram no cálculo de  $JN_t$ , de modo que  $JN_t = i_{t-1}DLSP_{t-1}$ , onde  $i_{t-1}$  é a taxa de juros nominal efetiva.<sup>4</sup> Assim temos que:

$$DLSP_t \equiv (1 + i_{t-1})DLSP_{t-1} + DP_t + AP_t \quad (3)$$

Ao considerar os ajustes patrimoniais ( $AP_t$ ), 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 eles podem ser divididos em três grandes grupos: *a*) ajustes cambiais; *b*) ajustes relativos às privatizações; e *c*) ajustes devidos ao reconhecimento de dívidas (ou, no jargão, esqueletos). Os primeiros refletem as mudanças no valor (em reais) da DLSP (denominada em moeda estrangeira ou indexada à taxa de câmbio) causadas por variações cambiais, enquanto os segundos exprimem os recursos obtidos pelo governo com a venda de suas empresas ao setor privado e os terceiros, as novas dívidas criadas por conta de decisões judiciais e/ou políticas. Longe de serem apenas detalhes técnicos, os ajustes patrimoniais são frequentemente determinantes cruciais da dinâmica da dívida pública, como no caso do segundo mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso (ver gráficos 1 e 2).

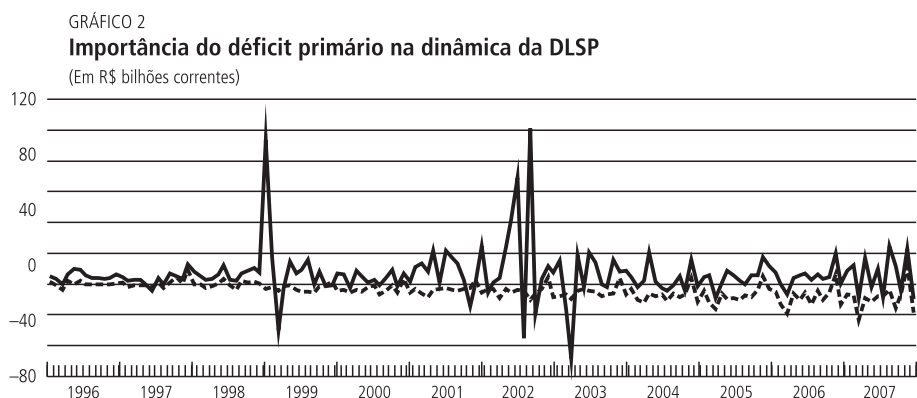
GRÁFICO 1  
Importância dos ajustes patrimoniais na dinâmica da DLSP

(Em R\$ bilhões correntes)



3. Mas, curiosamente, incluindo as "despesas de investimento" (em capital fixo), ainda que essas sejam formalmente "despesas de capital" e não "despesas correntes". Para mais detalhes, ver Blanchard e Giavazzi (2004).

4. A taxa de juros efetiva difere da taxa Selic por ser uma média ponderada das taxas de juros incidentes sobre diversas "safras" de vários tipos de títulos públicos em poder do público (ver subseção 3.1).



Cumpra-se 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 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 – ver gráfico a seguir). 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 desse fenômeno. Note-se, entretanto, que tanto a significativa participação de papéis indexados ao dólar na dívida interna bruta quanto o alto peso relativo da DLSP externa também cumprem um papel importante na caracterização – informal, por enquanto – de um regime de “alta volatilidade” macroeconômica nos governos FHC (gráfico 3).<sup>5</sup>

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 artigo. A primeira mudança, 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 conhecidos como dívida cambial interna).

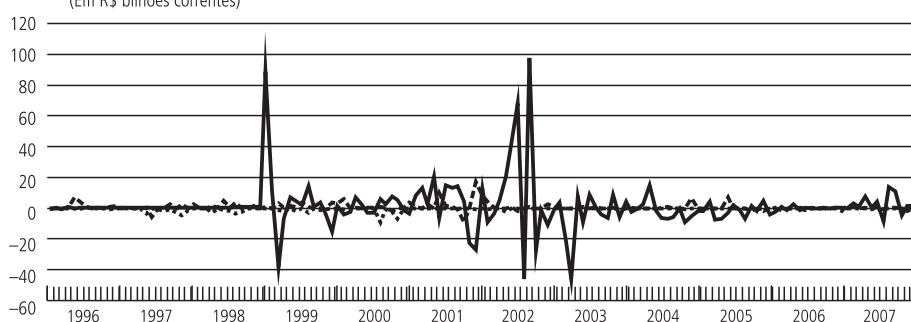
A segunda mudança decorreu do fato de que, mesmo com um regime de câmbio flutuante, o Brasil começou a acumular reservas internacionais em decorrência da elevada liquidez internacional. Com isso, o Brasil virou credor

5. Note-se 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 22,3% de dezembro de 2000). Isso demonstra uma tentativa de ao menos manter a participação dos títulos cambiais. A mudança na composição proposta no PAF de 2001 é a redução dos títulos indexados à Selic e o aumento dos títulos prefixados. Contudo, a conjuntura desfavorável frustrou essa estratégia.

externo líquido – seus ativos denominados em moeda estrangeira ultrapassaram seus passivos denominados em moeda estrangeira. Apenas para quantificar esse fato, a dívida externa líquida do Banco Central do Brasil (BCB), que foi de  $-3\%$  do produto interno bruto (PIB) em meados de 2002, ultrapassou  $-11\%$  do PIB em 2007, representando um montante significativo a ser abatido da dívida bruta, reduzindo, portanto, a DLSP.

GRÁFICO 3  
Evolução dos ajustes patrimoniais desagregados

(Em R\$ bilhões correntes)

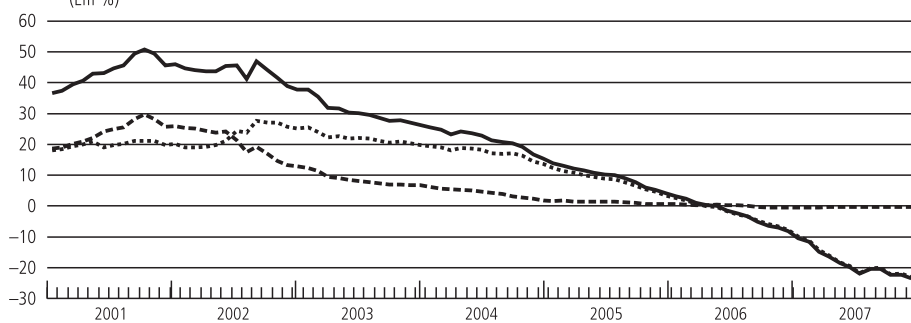


Fonte: BCB.

— Ajustes cambiais    - - - Reconhecimento de dívidas    ··· Privatizações

GRÁFICO 4  
Evolução da composição da DLSP

(Em %)



Fonte: BCB.

— Participação total    - - - Participação interna    ··· Participação externa

Tamanha mudança na administração da dívida pública merece alguns comentários adicionais. O primeiro comentário é que a redução da dívida cambial se inicia em meados de 2002 quando a taxa de câmbio estava bastante desvalorizada. Essa 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 abrisse mão de possíveis ganhos que poderiam compensar as perdas financeiras e patrimoniais da desvalorização cambial ocorrida anteriormente.<sup>6</sup>

Cabe ressaltar que se pode argumentar que a substituição da dívida cambial só poderia ser feita nesse contexto – em que o Tesouro assumisse para si as perdas decorrentes da substituição dos títulos cambiais e/ou da valorização do câmbio. Assim, fica mais nítida ainda a decisão de política do Tesouro Nacional de alterar de forma definitiva a posição do Brasil na fronteira de eficiência entre risco *versus* custo da dívida.<sup>7</sup>

O segundo comentário é que, com a posição de credor externo líquido, obtida a partir da acumulação de reservas, a dívida pública brasileira, daqui em diante, 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: *a)* elevam o valor em real das reservas internacionais; e *b)* a dívida pública interna não está concentrada na indexação à taxa de câmbio. Por outro lado, 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 custo de financiamento maior. Tal opção pela estabilidade da dívida pública caracteriza informalmente, por enquanto, um “regime de baixa volatilidade macroeconômica”.

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

A definição de DLSP que aparece em (3) é feita tomando os valores correntes. Contudo, a medida correta para o acompanhamento dessa variável e de 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, isso 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

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

7. Ao apontar novas diretrizes para a gestão da dívida pública, o PAF de 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 de 2006, p. 26).

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

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

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

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

Dado ainda que  $\frac{(1+i_{t-1})}{(1+\pi_t)} = 1+r_{t-1}$ , onde  $r_t$  é a taxa de juros real, e  $\frac{(1+r_{t-1})}{(1+g_t)} \cong 1+r_{t-1}-g_t$ , 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 ( $d_t$ ) está diretamente determinada pelo comportamento de variáveis macroeconômicas fundamentais, como a taxa de juros real<sup>8</sup> ( $r_t$ ) e a taxa de crescimento real do PIB ( $g_t$ ), bem como o déficit primário ( $f_t$ ) e os ajustes patrimoniais ( $x_t$ ). Obtendo-se a trajetória para estas variáveis, é possível calcular a trajetória esperada para a dívida pública.

8. Que por sua vez embute a taxa de juros nominal e a inflação.



### 3.1 A *proxy* para a taxa de juros

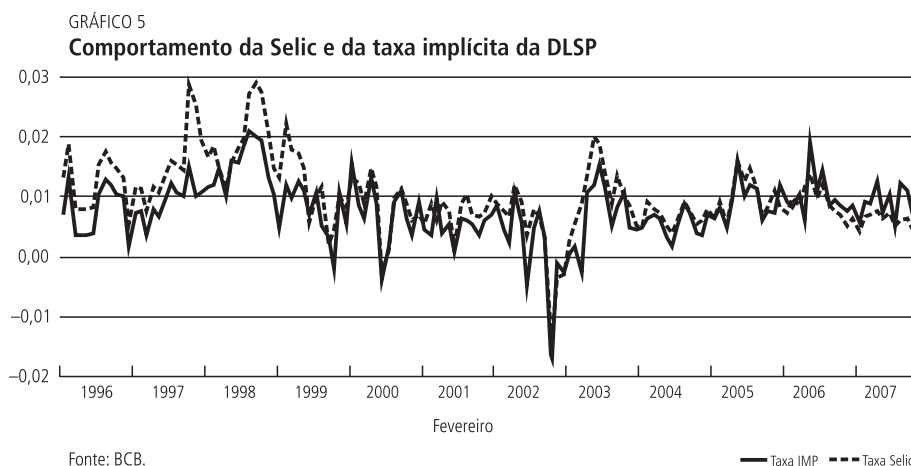
Crucial para a discussão a respeito da modelagem da dívida pública é a definição da taxa de juros a ser utilizada na equação (6). É muito comum o uso da taxa de juros de curto prazo (Selic) como *proxy* de taxa de juros relevante para a dinâmica da dívida. De fato, a taxa de juros Selic remunera uma 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 sobre as taxas de juros mais longas via estrutura a termo das taxas de juros.

Cabe ressaltar, entretanto, que a DLSP é composta por um sem-número de ativos e passivos diferentes, emitidos em datas diferentes e remunerados a taxas distintas. Dessa forma, a opção pelo uso da Selic como taxa de juros representativa da dinâmica da dívida não se justifica para os propósitos deste artigo. A variável de taxa de juros utilizada nas simulações a seguir 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 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. Isso não quer dizer que a Selic não seja uma boa *proxy* para a taxa de juros implícita da dívida<sup>9</sup> (gráfico 5). 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 daquela taxa de juros implícita na dívida, pois apresenta objetivos diferentes. A taxa de juros implícita reflete decisões de gerenciamento da dívida pública: mudanças na composição e na maturidade dos títulos. Essas 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>10</sup> Parece, então, importante modelar explicitamente a taxa de juros implícita da dívida.

9. 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 a Selic é de 0,029 enquanto do modelo com a taxa implícita é zero.

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



### 3.2 O modelo MS-VAR

O estudo de modelos econométricos de séries temporais não-lineares tem ganhado crescente importância em períodos recentes (FRANSES; VAN 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 regra, nas violações das hipóteses de heterocedasticidade e normalidade. Modelos de 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.

Um vetor autorregressivo com 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 ideia, portanto, é que a probabilidade de ocorrência de um regime  $s_t$  qualquer no presente depende apenas do regime que ocorreu no período anterior, ou seja, 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  $(k \times k)$ .<sup>11</sup>

Para os objetivos específicos dessa 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 essas relações dinâmicas que podem ser variantes no tempo.

#### 4 ANÁLISE EMPÍRICA E DESCRIÇÃO DOS DADOS

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

( $d$ ): razão entre o estoque da dívida líquida sem valorização cambial do setor ( $DLSP$ ) e o PIB acumulado nos últimos 12 meses valorizado pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna centrado do último mês ( $PIB_{12}$ ). Fonte: BCB;

( $g$ ): taxa de crescimento real do PIB acumulado tal como descrito no item anterior. O deflator usado foi o IGP-DI. Fontes: BCB e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE);

( $r$ ): taxa de juros real definida como a taxa de juros nominal implícita sobre a DLSP menos a variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).<sup>12</sup> Fontes: BCB e IBGE;

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

( $s$ ): taxa de câmbio real é obtida deflacionando 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: Fontes: BCB e IBGE; e

( $\pi$ ): taxa de inflação medida por IPCA. Fonte: IBGE.

##### 4.1 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

11. Os parâmetros do modelo citado anteriormente 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.

12. A taxa de juros nominal implícita da dívida pública foi calculada como o fluxo de pagamento de juros dividido pelo estoque da dívida pública líquida ( $DLSP$ ), tal como mencionado na subseção 3.1.

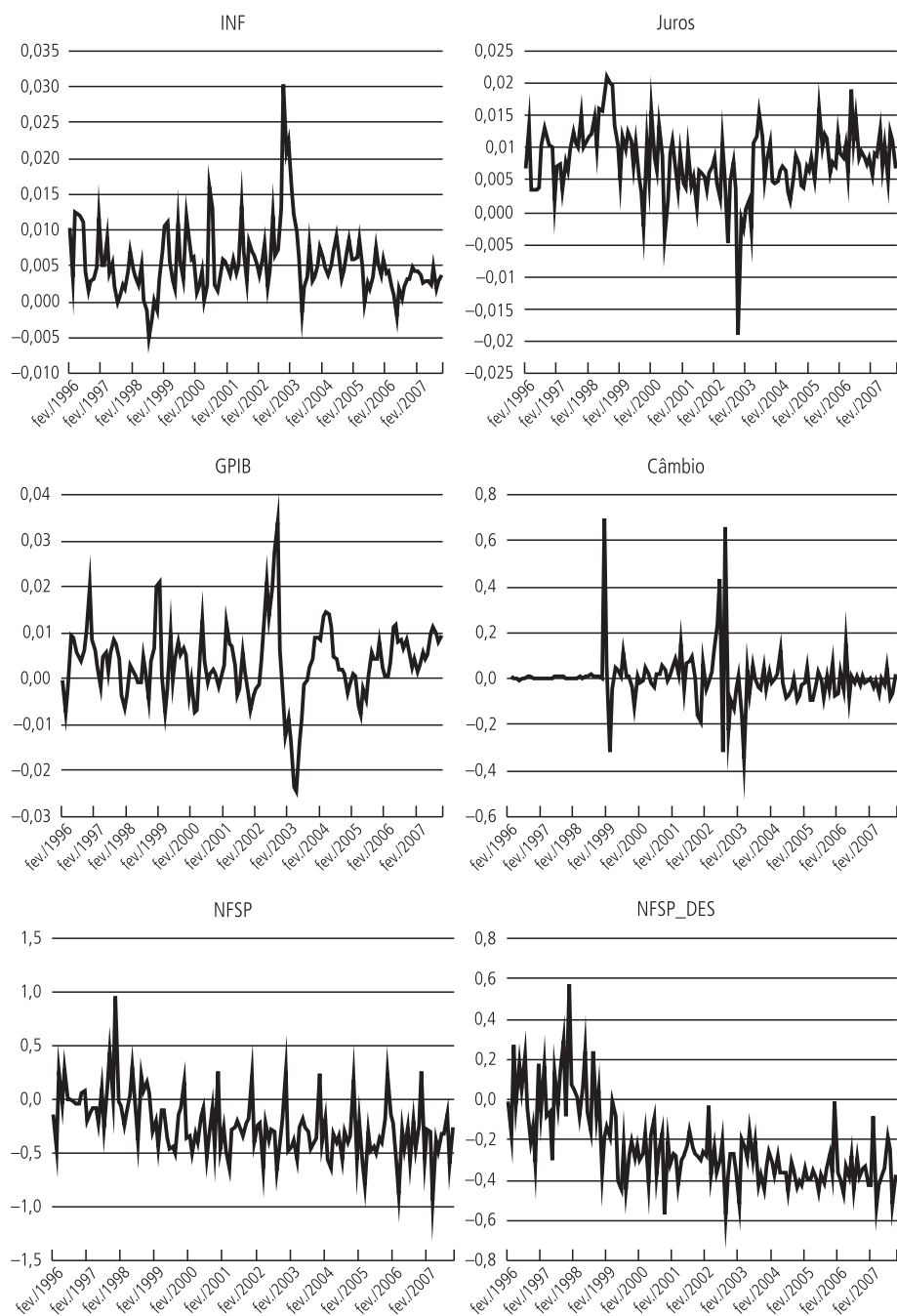
estacionárias. Para a aplicação dos testes de raiz unitária, é necessário observar a evolução das séries (gráfico 6) para obter noção sobre como os mesmos devem ser conduzidos. Em primeiro lugar, vale notar que as variáveis inflação, crescimento do PIB, desvalorização do câmbio real e taxa de juros real apresentam a característica de reversão para a média – muito comum em séries estacionárias – ainda que algumas observações aberrantes estejam presentes ao longo do tempo, embora não pareçam afetar essa característica. Com efeito, foram conduzidos os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (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). 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.

Assim, optamos por utilizar a NFSP dessazonalizada como variável estacionária por 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 acerca 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 (HAMILTON, 1994, p. 553 e 557).

GRÁFICO 6  
Evolução das séries



Fonte: Elaboração dos autores.

## 4.2 Resultados econométricos do modelo MS-VAR

Nesta subseção apresentam-se os resultados do modelo MS-VAR seguindo o procedimento já descrito para uma especificação MSIAH,<sup>13</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 e necessidade de financiamento primária.<sup>14</sup>

De acordo com os resultados do modelo MS-VAR, podemos considerar a existência de dois regimes ao longo da amostra.<sup>15,16</sup> Optamos aqui por estimar o modelo com apenas uma defasagem.<sup>17</sup> Um número maior de defasagem aumentaria consideravelmente o número de parâmetros a ser estimado do modelo, conduzindo a um modelo superparametrizado. A fim de ter um parâmetro de comparação para esses últimos resultados, estimamos também o modelo VAR linear (ou seja, sem mudança de regime) com uma e duas defasagens.<sup>18</sup>

Naturalmente é necessário observar o comportamento dos modelos MS-VAR e VAR ante os diferentes testes de especificação. Com efeito, a aplicação do teste de razão de verossimilhança (DAVIES, 1977) rejeita a hipótese nula de linearidade (LR = LR = 228.45,  $X^2_{(45)} = [0.000]**$  e  $X^2_{(47)} = [0.000]**$  para o modelo),<sup>19</sup> ratificando a opção pelo modelo MS-VAR para a base de dados analisada. Além disso, o modelo MS-VAR mostra um bom desempenho quanto aos diferentes testes de especificação (não-reportado), o que não ocorre em relação ao modelo linear no que se refere ao comportamento quando submetido aos testes de normalidade<sup>20</sup> e

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

14. O modelo com a inclusão dos ajustes patrimoniais gera uma previsão para a dívida descolada da observada (conforme *one step ahead* - não reportado).

15. Utilizamos o *software* MSVAR130 em nossas estimações. Esse último, escrito em OX, está disponível gratuitamente na internet.

16. 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.

17. Nosso modelo com cinco variáveis, com uma defasagem e dois regimes apresenta 10 parâmetros referentes à média; 50 parâmetros autorregressivos; 30 parâmetros da matriz de variância e covariância no caso generalizado, além de duas probabilidades de transição, totalizando 92 parâmetros a serem estimados para um total de 140 observações.

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

19. O teste LR aqui possui distribuição não-padrão, não podendo ser caracterizado analiticamente desde que as probabilidades de transição sejam 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.

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

heterocedasticidade.<sup>21</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 diante das duas especificações do VAR linear.

TABELA 1  
Critérios para seleção de modelos concorrentes

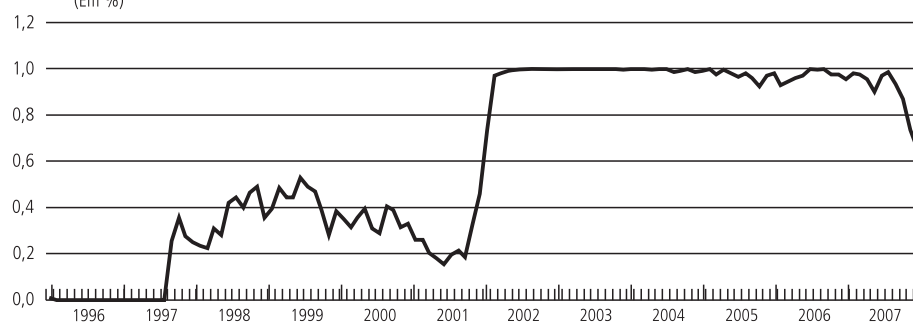
	AIC	HQ	BIC	Verossimilhança
LINEAR-VAR(2)	-27,1549	-26,5544	-25,6771	1957,26
MS(2)-IAH(1) <sup>a</sup>	-27,7610	-26,9754	-25,8279	2035,26
LINEAR-VAR(1)	-26,8006	-26,4164	-25,8551	1921,04

Fonte: Elaborado pelos autores.

<sup>a</sup> Refere-se ao número de regimes e defasagens, respectivamente.

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 7, o teste de quebra estrutural de Chow Forecast (que testa quebra nos parâmetros e na variância).

GRÁFICO 7  
Teste de quebra estrutural do VAR  
(Em %)



Fonte: Elaborado pelos autores a partir do *software* J-Multi.

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. Essas evidências sugerem que a partir de 2003 um regime de estabilidade se instaurou

21. 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.

no Brasil. Esse resultado também sugere que o modelo MS-VAR é mais indicado do ponto de vista econométrico do que o modelo linear.

A proposta fundamental deste estudo é estimar o grau de sustentabilidade para a trajetória futura da dívida, o que será feito mais adiante. Neste caso teremos que projetar diversas trajetórias futuras para a DLSP e inferir a média. De modo a termos alguma segurança quanto ao que estará sendo projetado fora da amostra, é necessário verificar se pelo menos a previsão dentro da amostra apresenta certa confiabilidade. Assim, analisa-se na tabela 2 a capacidade preditiva do modelo MS-VAR bem como a do VAR convencional com base no critério do erro quadrado médio (EQM). O EQM foi calculado a partir da previsão um passo à frente nas últimas 30 observações para todas as variáveis utilizadas no modelo. De acordo com esse critério, observa-se que, com exceção da NPFSP, com todas as outras variáveis envolvidas, a capacidade preditiva do MS(2)-VAR(1) é superior ao VAR convencional.

TABELA 2  
Erro quadrático médio

	Inflação	Juros	CâmbioO	GPIB	NPFSP	DLSP
VAR(2) (1)	8,000e-005	1,27e-005	0,009097	2,22e-005	0,020703	2,54
VAR(1) (2)	8,9217e-006	1,4582e-005	0,010546	2,4794e-005	0,025981	7,77
MS(2)VAR(1)(3)	3,4707e-006	9,9257e-006	0,0027334	8,2808e-006	0,071903	0,79
(1)/(3)	23,05	1,28	3,33	2,68	0,29	3,21
(2)/(3)	2,57	1,47	3,86	2,99	0,36	9,83

Fonte: Elaborado pelos autores.

A análise individual das variáveis tendo em vista o EQM mostra o ganho de eficiência de previsão do modelo MS-VAR frente ao VAR linear. Considerando o modelo com somente uma defasagem, 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 com uma e duas defasagens. 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, esse 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 que os obtidos pelo MS-VAR com uma e duas defasagens. Para a inflação, isso pode ser explicado pela adoção do regime de meta explícita para a inflação em agosto de 1999, enquanto, para o 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.

Na tabela 2, observou-se que para a maioria das variáveis a qualidade preditiva do MS-VAR é superior àquela obtida em relação ao modelo VAR linear. Entretanto, no caso da variável *NPFSP* a previsão obtida pelo VAR linear foi superior à gerada



pelo MS-VAR. Assim, se o peso relativo dessa variável for grande na composição da dívida líquida, a aplicação do MS-VAR não resultará em maiores ganhos. A resposta para esta questão aparece na última coluna da tabela 2. Nela, pode-se verificar o comportamento do EQM para o valor previsto da dívida. Mesmo com o ajuste ruim no caso da NFSP, o modelo MS-VAR mostra uma performance preditiva muito superior àquela gerada com base no VAR linear dada a relação entre os valores do EQM para esses dois modelos.

De crucial importância para os resultados é a datação dos regimes e quais variáveis determinam os mesmos. De uma maneira geral, pode-se caracterizar o regime 1 como de baixa volatilidade cambial e o regime 2 como de elevada volatilidade cambial, porque 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 mais próxima.

A matriz de probabilidade de transição<sup>22</sup> entre os regimes é apresentada na tabela 3. As probabilidades filtrada e suavizada<sup>23</sup> dos regimes que aparecem na figura 1 são importantes para entender a datação deles. De acordo com a tabela 3, o regime 1, de baixa volatilidade, é bastante persistente, enquanto o regime 2, de alta volatilidade, tem uma probabilidade pequena de se manter em ambos os modelos.

TABELA 3  
Probabilidades de transição

	Regime 1	Regime 2
Regime 2	0,9835	0,0165
Regime 1	0,1933	0,8067

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com a figura 1, a probabilidade de ocorrência do regime de baixa volatilidade foi alta nos períodos de câmbio fixo (1996-1998), entre os choques cambiais (2000-2002) e a partir do segundo semestre de 2003. Os períodos de alta volatilidade se dão por conta da desvalorização cambial de 1999 e dos choques ocorridos no segundo semestre de 2002 e no primeiro semestre de 2003.<sup>24</sup>

Uma vez mostrada a melhor adequação do modelo MS-VAR ante o VAR convencional, tendo em vista os testes de especificação, passaremos, como em Garcia e

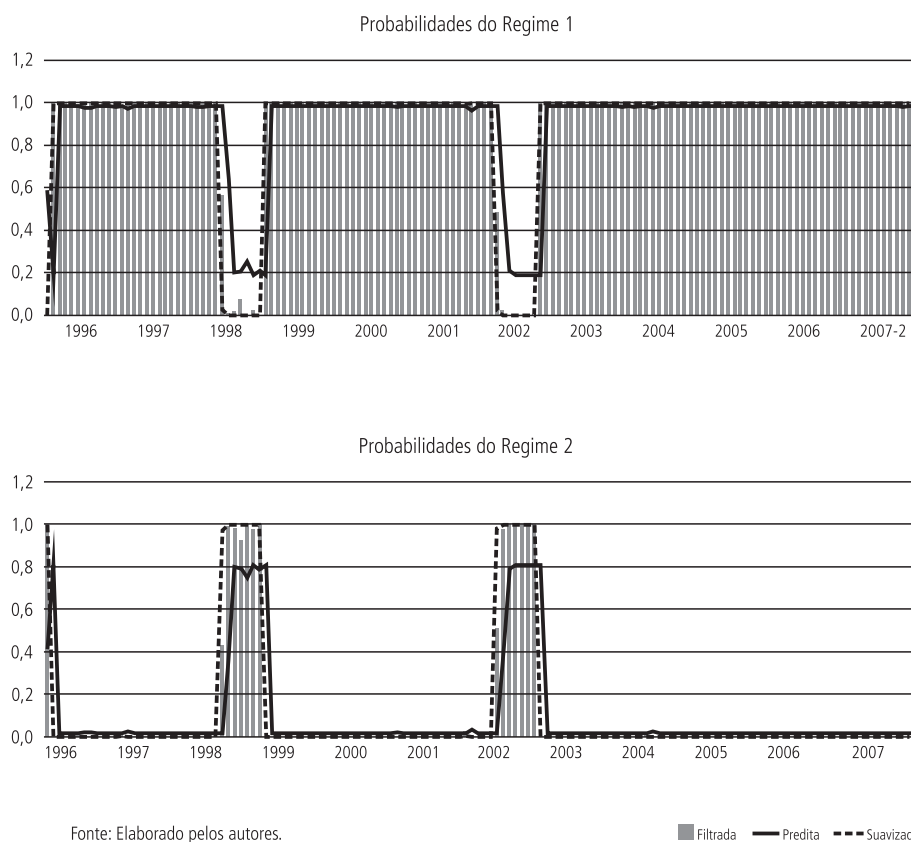
22. Uma das hipóteses fundamentais do modelo MS é que a matriz de probabilidade de transição seja ergódica, o que ocorre quando um autovalor é 1 e os demais estão dentro do círculo unitário. Aqui os autovalores são 1 e 0,79, o que atende a condição para que a matriz seja ergódica.

23. 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*) leva em conta a informação até  $t - 1$ .

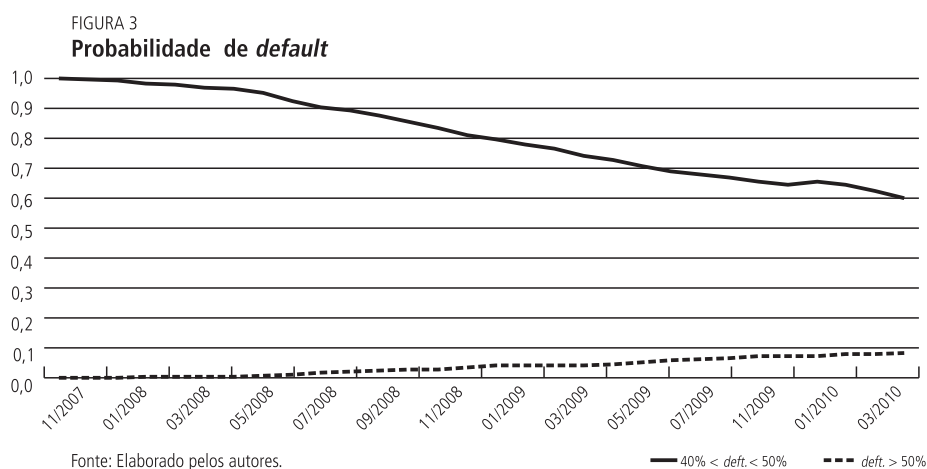
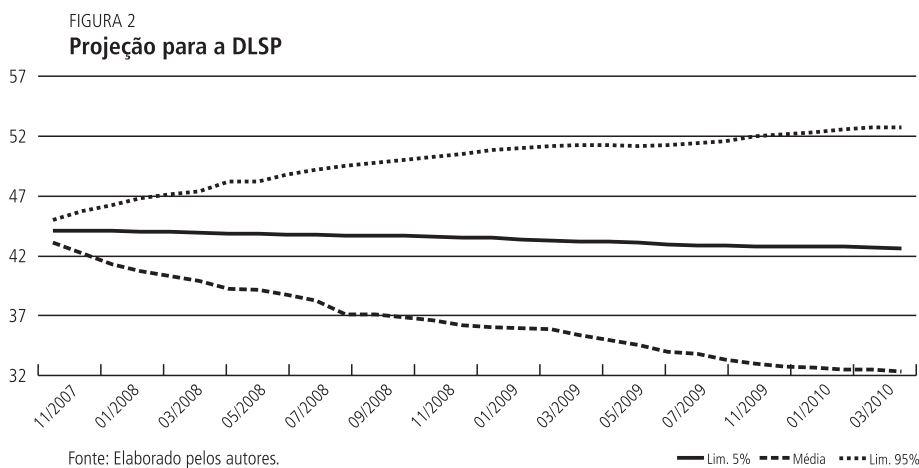
24. Note-se que esse resultado é compatível com a evidência de quebra estrutural obtida anteriormente para o teste de Chow para o modelo linear. Segundo o resultado anterior, apenas a partir de 2003 obteve-se evidência consistente de que não havia instabilidade nos parâmetros ou na variância.

Rigobon (2004), a projetar a trajetória futura para a dívida pública brasileira, o que será feito com base na obtenção de trajetórias simuladas por método de Monte Carlo para a taxa de juros real, crescimento do PIB e déficit primário com base nos modelos MS-VAR estimados. Uma vez simuladas as trajetórias para essas variáveis, a trajetória da dívida pública pode ser obtida imediatamente. Aqui o valor inicial da dívida é o último valor observado da amostra. Contudo, diferentemente do procedimento adotado em Garcia e Rigobon (2004), onde a projeção se estende para um horizonte de dez anos, considera-se uma projeção bem mais curta (de 30 meses apenas) para a DLSP. Isso 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 vai se ampliando quanto maior é o horizonte de previsão. Outra explicação relevante é que o horizonte proposto parece suficiente para a revisão das políticas econômicas, caso haja evidência de não sustentabilidade da dívida pública.

FIGURA 1  
Datação dos regimes no modelo MS(2)-VAR(1)



As figuras 2 e 3 a seguir apresentam o resultado da simulação para o modelo MS(2)-VAR(1). A figura 2 apresenta a tendência central da DLSP nos próximos 30 meses, assim como seu intervalo de confiança de 95% para o modelo MS(2)-VAR(1). Nela pode ser visto que 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 mostra a figura 3, 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 entre 40% e 50% do PIB é menor que 60% após o período de 30 meses.



## 5 CONCLUSÕES

Na tentativa de obter 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 e que cobriu os dois governos FHC, a escolha por uma combinação de baixo custo e elevado risco (ambos *ex ante*), caracterizada pela emissão de títulos indexados à taxa de câmbio, ficou nítida. 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, inicia-se 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, elevaram o custo da dívida pública, mas asseguraram 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), iniciaram um processo de redução consistente. Tal decisão de política de “blindar” a dívida pública, aceitando o custo decorrente de tal blindagem foi, a nosso ver, 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 10% nos modelos estimados. Ademais, a probabilidade de a dívida se situar abaixo de 40% ao fim desse horizonte é maior que 50%.

## 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.

## REFERÊNCIAS

- BICALHO, A. *Testes de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-real*. Dissertação (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*. Centre for Economic Policy Research, Londres, 2004 (Discussion Paper, n. 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*, chapter 3, 2003.
- 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, Oct. 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, n. 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. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, p. 357-384, 1989.
- \_\_\_\_\_. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- 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.; LIM 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.
- KROLZIG, H. *Markov switching vector autoregressions*. Modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Springer-Verlag, Berlin, 1997.
- LUPORINI, V. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000.
- LUTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. *Applied time series econometrics*. Themes in Modern Econometrics, Cambridge University Press, 2004.
- MELLO, L. Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. *Applied Economics*, v. 40, p. 271-284, 2007.
- MISSALE, A. *Public debt management*. Oxford University Press: New York, 1999.
- PIRES, M. C. C. Credibilidade na política fiscal: uma análise preliminar para o Brasil. *Economia Aplicada*, v. 10, p. 367-375, 2006.

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 a 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.

SILVA, A. M.; PIRES, M. C. C. Dívida pública, poupança em conta corrente do governo e superávit primário: uma análise de sustentabilidade. *Revista de Economia Política*, v. 28, p. 612-630, 2008.

SIMS, C. *Drifts and breaks in monetary policy*. Princeton University, 1999 (Discussion Paper).

\_\_\_\_\_. *Stability and instability in US monetary policy behavior*. Princeton University, 2001 (Discussion Paper).

TAYLOR, J. B. Reassessing discretionary fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 14, p. 21-36, 2000.

THAMS, A. *Fiscal policy rules in practice*. Humboldt University, Berlin, 2007 (SFB 649 Discussion Paper).

TREHAN, B.; WALSH, C. Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, n. 2, p. 206-223, 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.

(Originais submetidos em maio de 2008. Última versão recebida em dezembro de 2008. Aprovado em janeiro de 2009.)

## APÊNDICE

### 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
Câmbio	Constante	0	-13.15	-2.88
NFSP	Const. e tend.	11	-1.44	-2.88
d(NFSP)	Const.	10	-9.84	-2.88
NFSP dessazonalizada <sup>a</sup>	Const. e tend.	2	-2.77	-2.88
NFSP com <i>dummies</i> Sazonalizada	Const. e tend.	1	-3.93	-2.86

<sup>a</sup> 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
Câmbio	Const.	0,2642	0,4630
NFSP	Const.	1,3692	0,4630
d(NFSP)	Const.	0,0859	0,4630
NFSP dessazonalizada	Const.	1,1532	0,4630
NFSP <sup>a</sup>	Const. e tend.	0,1720	0,1460
NFSP dessazonalizada	Const. e tend.	0,2425	0,1460

<sup>a</sup> Rejeita a hipótese alternativa a 1%.

**Teste Saikkonen e Lutkepohl (2002)**

Variável (tipo de quebra)	Lags	Quebra	Estatística	Nível crítico 5%
Juros (impulso)	1	2002-2010	-4.9321	-2.88
Inflação (impulso)	0	2002-2010	-5.5033	-2.88
GPIB (impulso)	1	2002-2009	-5.6862	-2.88
Câmbio (impulso)	0	1998-2012	-14.1227	-2.88
NFSP (nível) <sup>a</sup>	11	1998-2011	-2.7803	-2.88
NFSP com <i>dummies</i> sazonalizadas (nível)	5	1998-2010	-4.7330	-3.03
NFSP dessazonalizada (nível) <sup>a</sup>	11	1998-2010	-2.8031	-3.03

<sup>a</sup> Significativo a 10%.

**Teste de Zivot e Andrews (1992)**

Variável (tipo de quebra)	Lags	Quebra	Estatística	Nível crítico 5%
Juros (constante)	0	1999:2009	-8.0406	-5.08
Inflação (constante)	0	2003:2005	-6.3987	-5.08
GPIB (constante)	1	1997:2012	-6.8398	-5.08
Câmbio (constante)	0	2002:2010	-14.2113	-5.08
NFSP (const. e tend.)	0	1999:2001	-12.0999	-5.08
NFSP (const.)	0	1999:2001	-12.0486	-4.80
NFSP (tend.)	0	2000:2009	-11.3713	-4.42
NFSP dessazonalizada (const. e tend.)	0	1999:2001	-12.0999	-5.08

