

# Revisitando a Função de Reação Fiscal no Brasil Pós-Real: Uma Abordagem de Mudanças de Regime

## 1. Introdução.

A análise da política monetária com a ajuda da chamada “função de reação do Banco Central” tem sido objeto de extensa pesquisa na literatura econômica [Taylor (1993), Clarida *et alli*, (2000), Sims (1999, 2001), *inter allia*]. Ainda que relativamente menor, uma literatura análoga surgiu com a preocupação de estimar a “função de reação fiscal” dos Tesouros Nacionais [Bohn (1998), Taylor (2000), Gali e Perotti, (2003), Thams (2007), *inter allia*].

A correta estimação da função de reação fiscal é importante para a análise da política macroeconômica por pelo menos dois motivos. O primeiro diz respeito à sustentabilidade ou não da dívida pública. Neste caso o que se quer 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 segundo lugar, a estimação da função de reação fiscal permite investigar se a política fiscal persegue algum outro objetivo além da sustentabilidade da dívida pública – como, por exemplo, a sustentação da demanda agregada em moldes Keynesianos tradicionais e/ou o auxílio à Autoridade Monetária no controle da inflação.

No caso brasileiro, vários artigos analisaram o tema da sustentabilidade da dívida líquida do setor público (doravante apenas DLSP), a maioria dos quais aplicando alguma combinação dos testes de Hakkio e Rush (1991), Bohn (1991) e Bohn (1998) a amostras e dados (conceitualmente e com frequências) bastante diferentes entre si. Não obstante a heterogeneidade dos dados utilizados, a maioria desses estudos [e.g Rocha (1997), Issler e Lima, (2000); Bicalho (2005); *inter allia*] chega essencialmente às mesmas conclusões, quais sejam, que: (i) a DLSP brasileira é (e foi ao longo de toda a segunda metade do século XX) sustentável no longo prazo<sup>1</sup>; e (ii) o ajustamento de longo prazo das contas fiscais brasileiras tem se caracterizado por um regime de “spend and tax”, i.e. o governo tenderia a gastar sempre que pode e a aumentar suas receitas sempre que necessita evitar uma explosão de seu endividamento. Em particular, Mello (2005) estima a função de reação fiscal de várias definições de “setor público”<sup>2</sup> com dados mensais para o período 1995-2004 e observa que para todos os casos existe uma forte resposta positiva do superávit primário frente a um aumento da DLSP. Além disso, Mello também verifica que o produto é fraco e positivamente correlacionado com várias definições de superávit primário, o que sugere uma instância acíclica ou levemente anti-cíclica para a política fiscal brasileira nesse período.

Um problema potencialmente sério com a literatura citada no parágrafo anterior – identificado também por Simonassi (2007) – é o fato das técnicas de cointegração linear

---

<sup>1</sup> 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 quando da publicação dos mesmos (e.g. Goldfajn, 2002; Goldfajn e Guardia, 2003).

<sup>2</sup> O conceito mais amplo de setor público é o “consolidado”, que engloba a união, os estados, os municípios e as empresas estatais. Mello trabalha ainda com o superávit primário da “união” (i.e. da administração pública federal) e dos “governos regionais” (i.e. do agregado das administrações públicas estaduais e municipais).

convencionais utilizadas nesses estudos não serem robustas à existência de quebras estruturais nos dados [Leybourne e Newbold (2003); Noh e Kim (2003); Cook (2004)], quebras essas endêmicas nas séries brasileiras. Mello (ibid) reconhece essas dificuldades e se propõe a lidar com as mesmas trabalhando com diferentes sub-amostras dos dados. Ao fazer isso, entretanto, Mello nota variações importantes nos parâmetros relevantes, notadamente um enfraquecimento da reação do superávit primário em relação a DLSP a partir de 2002. Nesse trabalho, revisitamos a função de reação fiscal do setor público consolidado com dados mensais para o período 1995-2007. Ademais, nos propomos a lidar com as referidas quebras estruturais através da estimação de modelos de função de reação fiscal que admitem explicitamente a existência de vários regimes nos dados (denominados “Markov-Switching Models”, em inglês), estimando as “probabilidades de transição” entre esses diferentes regimes endogenamente através do uso das chamadas “Cadeias de Markov” [ver Hamilton (1989, 1994), Krolzig (1997) e Sims (1999, 2001)]. Nesse sentido, o “espírito” do presente estudo se alinha com as contribuições de Garcia e Rigobon (2004), Lima *et al.* (2006) e Simonassi (2007), ainda que a metodologia utilizada aqui seja bastante distinta das propostas por esses autores<sup>3</sup>.

Antecipando nossas conclusões, notamos que os resultados obtidos com a estimação de modelos Markov-switching (MS) parecem indicar que a política fiscal no Brasil apresentou dois momentos/regimes distintos após o Plano Real, sendo que o final do ano 2000 marca o período mais provável da transição entre esses dois regimes. Tal como sugerido por alguns dos resultados reportados por Mello (ibid) e Aguiar (2007)<sup>4</sup>, o regime “pós-2000” se caracteriza por uma baixa (ou mesmo nula) reação do superávit primário a variações na DLSP – muito provavelmente devido à adoção, no ano anterior, do regime de “metas” (anuais e relativamente invariantes<sup>5</sup>) para a primeira variável por parte das autoridades fiscais (Giambiagi, 2002). Em contraste, no regime anterior a 2000 (de maior volatilidade) a reação do superávit primário a variações na DLSP é bastante evidente. Observou-se, ainda, que em ambos os regimes o superávit primário parece responder positivamente a variações no produto e que em nenhum dos dois regimes o governo parece ter utilizado explicitamente a política fiscal como instrumento de controle da inflação.

O restante desse estudo está dividido em quatro partes. A seção 2 apresenta uma análise dos fatos estilizados referentes ao comportamento da dívida líquida e do superávit primário do setor público consolidado após o Plano Real. A seção 3 faz uma descrição dos modelos Markov-switching em geral e das especificações utilizadas nesse trabalho em particular. Os resultados obtidos com essas últimas são, então, apresentados e defendidos na seção 4. Por fim, resumimos nossas principais conclusões na seção 5.

## **2. Definições, Dados e Fatos Estilizados acerca da Dívida Pública no Brasil Pós-Real.**

---

<sup>3</sup> Por outro lado, Rocha e Pichetti (2003) utilizam a metodologia de modelos de Markov-Switching para tratar de questões conceitualmente diferentes das que nos propomos a tratar aqui.

<sup>4</sup> Mas não pelas conclusões gerais desses autores.

<sup>5</sup> Como resumem Manfrini e Freire (2003), “a primeira meta passou a valer em 1999 (...). Naquele ano, o setor público tinha que economizar o equivalente a 3,1% do PIB. Para 2000, a meta subiu para 3,4% do PIB. Em 2001, o esforço fiscal superou a meta estabelecida, de 3,35% do PIB, atingindo 3,7% do PIB. O mesmo aconteceu em 2002: a meta era de 3,88%, mas foi alcançado um resultado de 4,06%”. A partir de 2003, a meta passou para 4,25% do PIB.

Iniciamos por relembrar ao leitor alguns fatos incontrovertidos sobre a dinâmica da dívida líquida do setor público (DLSP) brasileiro. Começando pelas definições mais básicas, notamos que a identidade que descreve a dinâmica da DLSP é dada pela identidade (1) abaixo:

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

ou seja, a DLSP no final de um dado “período contábil” é dada pelo valor da mesma no final do período anterior ( $DLSP_{-1}$ ) somado ao “déficit nominal” ( $DN$ ) do setor público e aos “ajustes patrimoniais” ( $AP$ ) ocorridos no período. Assim sendo, a definição precisa da dinâmica da DLSP implica a necessidade de se definir precisamente dois outros conceitos, i.e.  $DN$  e  $AP$ .

Começando pelo conceito de “déficit nominal” ( $DN$ ), também conhecido como “necessidades nominais de financiamento do setor público” (ou  $NFSP$  nominais<sup>6</sup>), notamos que o mesmo é dado pela soma do “déficit primário” ( $DP$ ) com as despesas líquidas com o pagamento de juros sobre dívida pública ( $Jur$ ), ou seja,

$$DN \equiv NFSP \text{ nominais} \equiv DP + Jur \quad (2)$$

onde “déficit primário do setor público” ( $DP$ ) é definido na identidade (3) abaixo como o saldo das despesas e receitas “primárias” desse último, ou seja, o valor total das “despesas públicas correntes” *excluindo aquelas relativas ao pagamento de juros sobre a dívida pública*<sup>7</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 excluídas do cálculo do déficit primário são precisamente as que entram no cálculo de  $Jur$ .

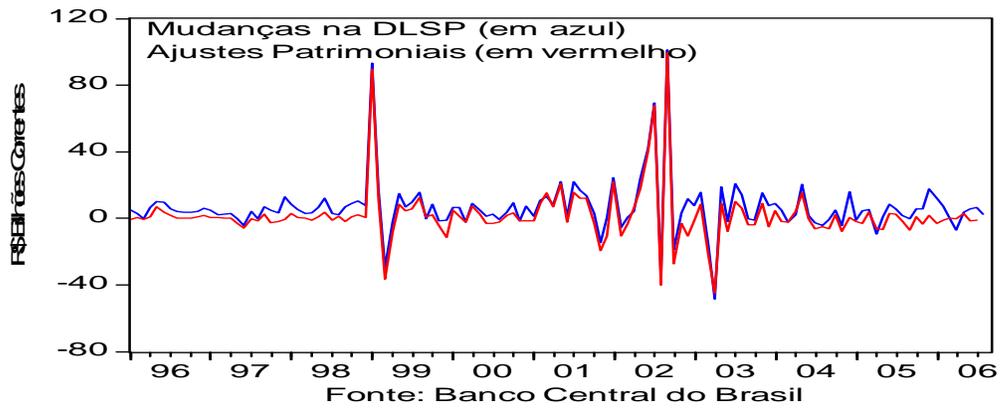
$$DP \equiv NFSP \text{ primárias} \equiv Desp \text{ Prim} - Rec \text{ Prim} \quad (3)$$

Passando agora aos “ajustes patrimoniais” ( $AP$ ), i.e. às 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, cumpre notar que esses 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, enquanto que os segundos refletem os recursos obtidos pelo governo com a venda de suas empresas ao setor privado e os terceiros refletem “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 (ver gráficos 1 a 3).

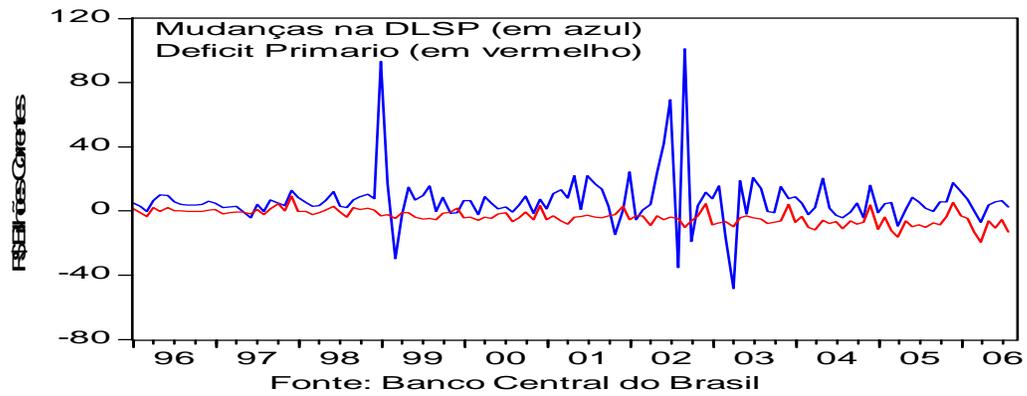
<sup>6</sup> Do inglês “public sector borrowing requirements”.

<sup>7</sup> Mas, curiosamente, incluindo as “despesas de investimento”(em capital fixo), ainda que essas sejam formalmente “despesas de capital” e não “despesas correntes”. Ver Blanchard e Giavazzi (2004) para mais detalhes.

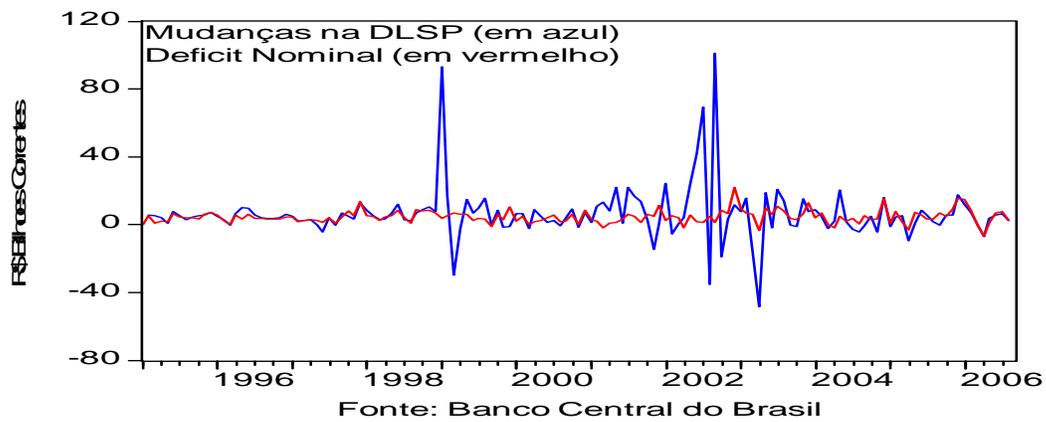
**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



**Gráfico 3**



Com efeito, depreende-se dos gráficos acima que os ajustes patrimoniais foram de longe o principal determinante da dinâmica da DLSP (do setor público consolidado) no período que se seguiu à forçada implantação do regime de câmbio flexível em 1999 até, grosseiramente, 2003. Por outro lado, tanto no período até 1999 quanto no período após 2003, mudanças na DLSP foram determinadas fundamentalmente pelo déficit nominal. Em tais períodos (notadamente após 2004) nota-se também uma forte correlação entre mudanças na DLSP e o resultado primário. Percebe-se, pois, mesmo no nível das definições básicas e da mera análise gráfica dos dados, que a dinâmica da DLSP é bastante desigual ao longo do tempo, sendo natural, portanto, tentar caracterizá-la como tendo diferentes “fases” ou “regimes” e sendo sujeita a um sem número de “choques”, muitos dos quais gerando “observações aberrantes” (ou “outliers”, no jargão econométrico). Exemplos de “outliers” são os meses de janeiro/fevereiro de 1999 e junho/setembro de 2002 – durante os quais a DLSP aumentou respectivamente R\$ 100 bilhões e R\$ 180 bilhões (ou cerca de 20% em termos reais em ambos os casos) – e abril de 2003 no qual o ajuste cambial diminuiu a DLSP em R\$ 46 bilhões (ou cerca de 5% em termos reais).

Cumprir notar que – embora os ajustes por conta do reconhecimento de dívidas e privatizações também tenham sido significativos no período – 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 - ver gráfico abaixo). 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 a 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” da DLSP nos governos FHC (gráficos 4 a 6). Da mesma forma, é significativo que a diminuição considerável de ambas as variáveis no primeiro governo Lula esteja correlacionada com a menor volatilidade da DLSP no período em questão.

**Gráfico 4**

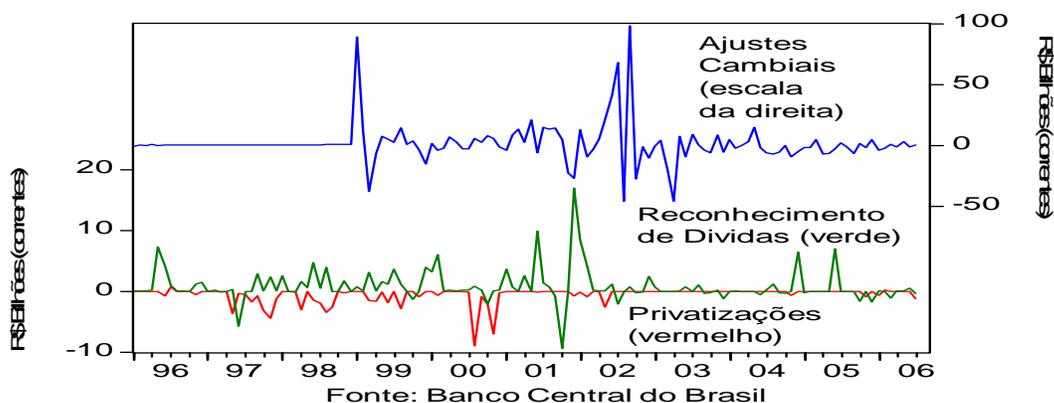


Gráfico 5

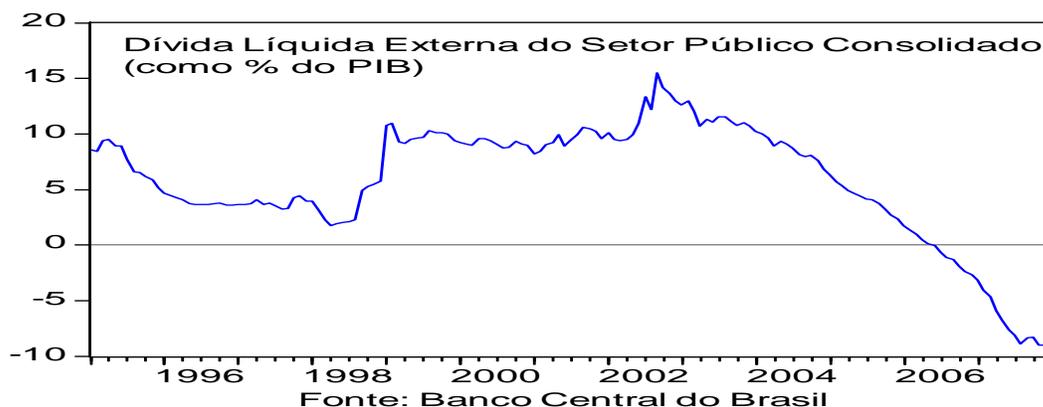
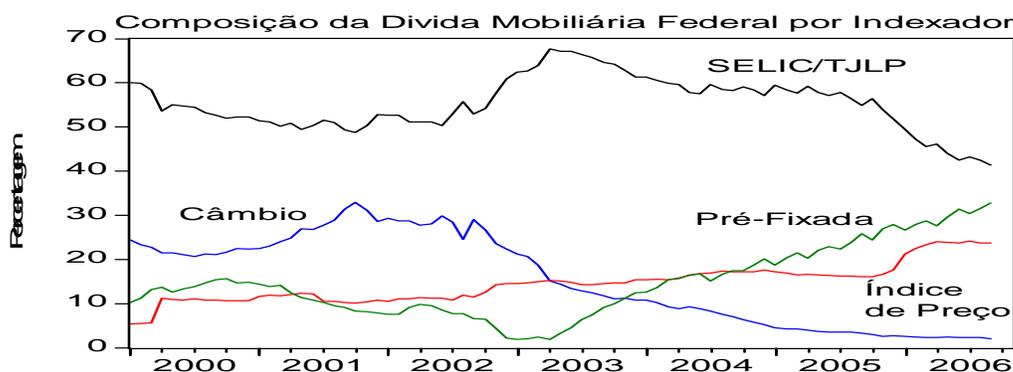


Gráfico 6 (Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional)



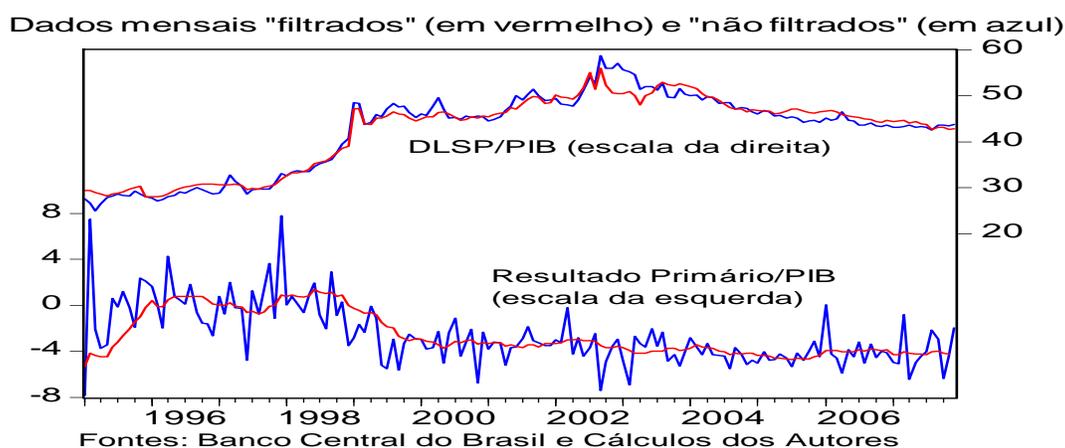
Antes de passarmos adiante, cumpre destacar que, assim como vários outros autores (e.g. Rocha e Pichetti, 2003; Garcia e Rigobon, 2004; Mello, 2005; Bicalho, 2005, *inter alia*) utilizamos dados mensais da DLSP e de resultados primários tal como publicados em vários números do “Boletim do Banco Central” (disponíveis a partir de janeiro de 1991). Esse fato é importante por pelo menos dois motivos. Primeiro porque, com a exceção do resultado primário do governo central (para o qual existem dados também “acima da linha”), os resultados primários das demais esferas de governo são calculados pelo Banco Central pelo método “abaixo da linha” (i.e. indiretamente, pela variação nos estoques de dívida e hipóteses sobre o pagamentos de juros e os ajustes patrimoniais). Com efeito, até onde sabemos não existem dados com frequências maiores que a anual sobre as receitas e despesas “primárias” de esferas de governo outras que não o governo central<sup>8</sup>.

Além disso, a utilização de dados mensais - notoriamente sazonais e “ruidosos” - implica que decisões não triviais (e freqüentemente não neutras do ponto de vista dos

<sup>8</sup>O que, aliás, impossibilita a aplicação dos testes de Hakkio e Rush (1991) e Bohn (1991) a dados com frequências maiores que a anual para essas esferas de governo.

resultados econométricos) devem ser tomadas sobre como “filtrar” esses últimos e sobre como interpretar o “timing” da tomada de decisões dos formuladores da política fiscal (que, a principio, seria bem maior do que um mês<sup>9</sup>). O procedimento mais utilizado para “filtrar” os dados mensais do resultado primário consiste em utilizar o valor do mesmo acumulado nos últimos 12 meses (Mello, 2005) dividindo-o pelo PIB (também acumulado dessa forma), enquanto que o procedimento para “filtrar” os dados mensais da DLSP consiste em dividir o mesmo pelo valor acumulado do PIB “valorizado” nos últimos 12 meses, i.e. pela soma dos 12 últimos PIBs mensais medidos a preços do último mês (utilizando o IGP-DI como deflator). Defensores desse procedimento, como Garcia e Rigobon (2004, p.4), por exemplo, argumentam que o mesmo tem a vantagem de “suavizar” consideravelmente os “outliers” observados nas séries medidas “mês a mês” ao mesmo tempo que retira dessas últimas seu componente sazonal (ver gráfico 7, com dados sobre o “setor público consolidado”<sup>10</sup>).

**Gráfico 7**



Finalmente, cumpre destacar – ainda que, por ora, apenas informalmente – a aparente existência de várias quebras estruturais em ambas as séries da DLSP e do resultado primário do setor público consolidado medidas em relação ao PIB, *mesmo quando utilizamos os dados “filtrados” descritos acima*. Tais quebras são amplamente reconhecidas pela literatura, que não se cansa de mencionar as “inflexões” da política fiscal brasileira em 1995 (com o final das “receitas inflacionárias” e a ausência de disciplina fiscal do primeiro governo FHC), em 1999 (com o “aperto” que se seguiu à crise cambial daquele ano), e em 2003 (com o novo “aperto” que marcou o início do governo Lula). Com efeito, as descrições “históricas” encontradas na literatura – freqüentemente nas “primeiras partes dos trabalhos econométricos” e, em maior detalhe, em Giambiagi (2002 e 2006) – são compatíveis com a noção de que diferentes regimes fiscais foram adotados no Brasil mesmo após o Plano Real.

<sup>9</sup> Bohn (1998), por exemplo, utiliza dados anuais.

<sup>10</sup> Os dados “não filtrados” foram calculados simplesmente dividindo as séries mensais nominais do resultado primário e da DLSP (multiplicadas por 100) pela série de PIB nominal mensal (multiplicada por 12) – tal como as mesmas aparecem no sítio do Banco Central na Internet – e dessazonalizando-se o resultado através da aplicação do método X-11 aditivo (ver Quantitative Micro Software, 2001).

### 3. Metodologia

O estudo de modelos econométricos de séries temporais não lineares tem ganhado crescente importância em períodos recentes [ver, por exemplo, os manuais de Franses e Van Dijk (2000) e Lutkepohl e Kratzig (2004)]. Quando uma relação linear é submetida a uma quebra estrutural – o que pode ocorrer nos coeficientes das variáveis, no intercepto e também na variância dessa relação – os parâmetros do modelo de regressão relevante variam com tempo, resultando em não-linearidades e, via de regra, em violações das hipóteses de estacionariedade e normalidade dos erros dos modelos convencionais. Uma alternativa nesse caso é tratar as quebras estruturais (e, portanto, as “mudanças de regime”) como exógenas, com a introdução de variáveis *dummy* em modelos lineares convencionais. Contudo, tal procedimento exige que se conheça antecipadamente o momento exato onde ocorreram as quebras, o que raramente é o caso na prática. E mesmo no caso improvável do pesquisador “acertar” a data exata da(s) quebra(s) relevante(s), a mera introdução de *dummies* não resolve problemas relacionados a mudanças de regime na variância dos erros do modelo. Como aponta Sims (2001), é um equívoco grave ignorar essas últimas ou quaisquer outras fontes de não normalidade nos resíduos ao mesmo tempo em que se leva em conta mudanças nos parâmetros das variáveis.

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, um número finito (e geralmente pequeno) de “regimes” ou “estados” podem ocorrer, sem que se saiba ao certo qual deles está sendo observado. Apenas para citar um exemplo intuitivo, parece razoável supor que uma economia em recessão se comporte de modo (ou tenha parâmetros) diferente(s) de uma economia em rápido crescimento. Nesse caso poder-se-ia pensar em dois “regimes”, i.e. um “recessivo” e outro “de crescimento”, com características bastante diferentes entre si e que se alternam de tempos em tempos, sem que os macroeconomistas tenham absoluta certeza sobre qual está ocorrendo em cada período específico. Convém frisar, portanto, que modelos MS não assumem que as “mudanças de estado” – por exemplo, a passagem do regime “de crescimento” para o regime “recessivo” – sejam eventos determinísticos. A hipótese é que existem “probabilidades de transição” de um regime para o outro, probabilidades essas estimadas endogenamente pelos modelos MS<sup>11</sup>. Voltando ao exemplo dos regimes “recessivo” e de “crescimento” (ou seja, ao caso de modelos MS com 2 regimes), as “probabilidades de transição” relevantes seriam quatro, quais sejam, as probabilidades da economia (i) estar no regime recessivo e continuar em recessão no período posterior; (ii) estar no regime recessivo e passar ao regime “de crescimento” no período posterior; (iii) estar no regime de “crescimento” e continuar nesse mesmo regime no período posterior; e (iv) estar no regime “de crescimento” e passar ao regime “recessivo” no período posterior.

Como mencionado anteriormente, a análise econométrica da função de reação fiscal tem por objetivo testar as hipóteses de que o superávit primário se ajusta em resposta às mudanças na dívida de modo a assegurar a sustentabilidade dessa última no longo prazo e/ou que a política fiscal é utilizada como instrumento de estabilização seja do produto ou

---

<sup>11</sup> Mais tecnicamente, modelos MS se enquadram naquilo que Chib (1996) denomina de “hidden Markov chain models”. Uma ampla variedade desses modelos é apresentada em Kim e Nelson (1999).

da inflação. Assim sendo, e seguindo a literatura empírica [Bohn (1998), Gali e Perotti (2003)] sobre o tema, nos propomos a estimar a função de reação fiscal por meio de um modelo Markov-switching que assume a seguinte especificação,

$$NFSP_t = a(s_t) + \sum_{m=1}^P b_{1m}(s_t)NFSP_{t-m} + \sum_{m=1}^P b_{2m}(s_t)DLSP_{t-m} + \sum_{m=1}^P b_{3m}(s_t)PIB_{t-m} + \sum_{m=1}^P b_{4m}(s_t)INFLA_{t-m} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{com } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(s_t));$$

onde  $NFSP_t$  é a necessidade de financiamento primária do setor público consolidado no período  $t$ ;  $DLSP_t$  é a dívida líquida do setor público consolidado no período  $t$  medida como proporção do PIB;  $PIB_t$  é o produto interno bruto no período  $t$ ; e  $INFLA_t$  é a inflação no período  $t$ ; e  $s_t$  é uma variável estocástica não observada que determina o estado  $k$  que o modelo assume a cada período  $t$ .

Note-se que, por hipótese, a “variável latente”  $s_t$  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:

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

$$p_{ij} \geq 0 \text{ para } i, j = 1, 2, \dots, K \quad (5)$$

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, i.e. de  $s_{t-1}$ . Com  $k$  regimes existentes, as probabilidades de transição entre estados podem assim ser representadas pela matriz de transição de probabilidade  $P$ , com dimensão  $(k \times k)$ .

Os parâmetros do modelo acima são estimados a partir da maximização da função de verossimilhança do modelo por meio do algoritmo EM (Dempster, Laird e 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 desse processo, o que garante que o resultado final seja suficientemente próximo do valor máximo da verossimilhança na vizinhança relevante<sup>12</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 da algoritmo EM freqüentemente leva a obtenção de um máximo local “razoável”, com casos patológicos sendo relativamente raros (Hamilton, 1994).

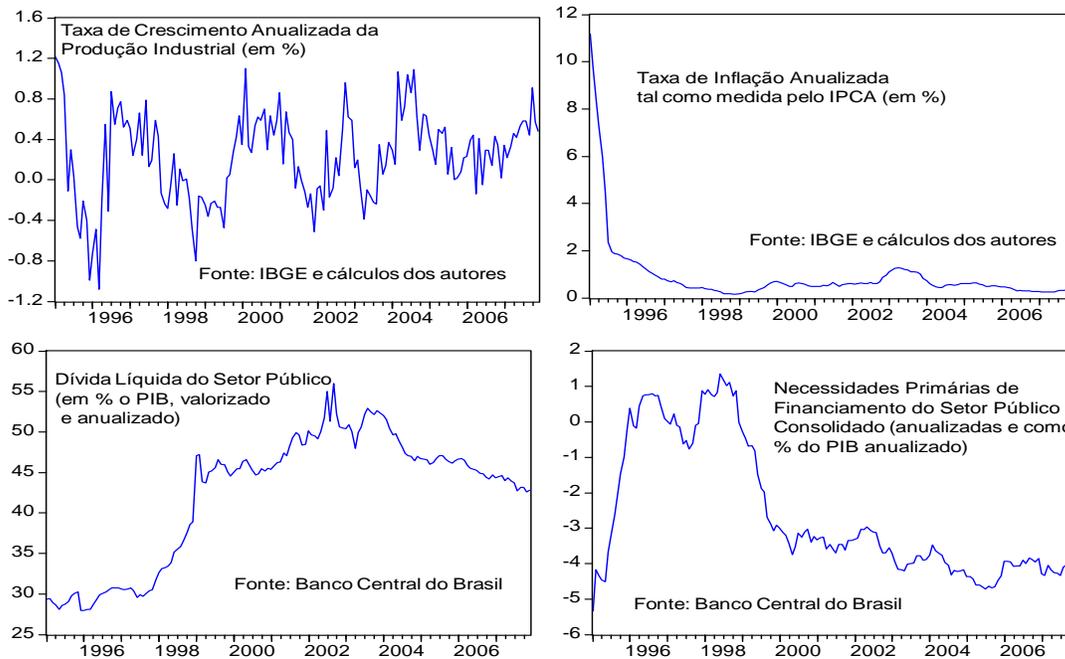
<sup>12</sup> Em geral esse método se mostra robusto quando os valores iniciais são arbitrados de maneira arbitrária ou pouco eficiente.

## 4. Análise Empírica da Função Fiscal de Reação no Brasil.

### 4.1. Fontes e Descrição Gráfica dos Dados .

Utilizamos nesta pesquisa dados mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. As variáveis usadas neste estudo (cujos gráficos aparecem abaixo) são descritas da seguinte forma:

**Gráfico 8:** Variáveis Utilizadas nas Regressões Econométricas



*NFSP*: valor da necessidade de financiamento primária do setor público consolidado sem valorização cambial acumulado nos últimos 12 meses dividido pelo PIB (também acumulado dessa forma). Fonte: Banco Central do Brasil;

*DLSP*: razão entre o valor mensal da dívida líquida do setor público consolidado e o PIB (acumulado nos últimos 12 meses e valorizado pelo IGP-DI). Fonte: Banco Central do Brasil;

*INFLA*: taxa anualizada de inflação medida pelo IPCA em  $t^{13}$ . Fonte: IBGE;

*PIND*: taxa anualizada de crescimento do produto industrial em  $t^{14}$ , *proxy* para o crescimento anualizado do PIB real<sup>15</sup>. Fonte: IBGE.

<sup>13</sup> Essa taxa é calculada subtraindo-se 1 da razão entre a soma dos IPCAs entre os períodos  $t$  e  $t-12$  e a soma dos IPCAs entre os períodos  $t-1$  a  $t-13$  e multiplicando esse resultado por 100.

<sup>14</sup> Essa taxa é calculada subtraindo-se 1 da razão entre a soma dos índices do quantum da produção industrial entre os períodos  $t$  e  $t-12$  e a soma desses índices entre os períodos  $t-1$  a  $t-13$  e multiplicando esse resultado por 100.

<sup>15</sup> Naturalmente, poderíamos ter usado também a série de PIB mensal disponibilizada pelo Banco Central (anualizada e valorizada pelo IGP-DI e depois deflacionada por esse último índice). Optamos por não fazer isso por dois motivos básicos, quais sejam (i) os resultados obtidos com essa última série foram

## 4.2. Forma Funcional

Conforme mencionado anteriormente, a função de reação fiscal a ser estimada neste estudo assume o seguinte formato:

$$NFSP_t = b_0(S_t) + b_1(S_t)NFSP_{t-1} + b_2(S_t)DLSP_{t-1} + b_3(S_t)INFLA_{t-1} + b_4(S_t)PIND_{t-1} + \sigma(S_t)\varepsilon_t \quad (6)$$

Alguns comentários se fazem necessários antes de apresentarmos os resultados econométricos que obtivemos com base na equação (6)<sup>16</sup>. Primeiramente, notamos que esperar-se-ia, a princípio, que houvesse uma relação negativa entre a NFSP e a dívida pública (i.e que  $b_2$  fosse negativo), visto que quando a dívida aumenta é prudente aumentar o superávit primário (e, portanto reduzir a NFSP<sup>17</sup>) a fim de garantir uma trajetória sustentável para o endividamento. Em segundo lugar, espera-se que o parâmetro da inflação ( $b_3$ ) seja negativo no caso do Tesouro atuar em cooperação com a Autoridade Monetária – já que, nesse caso, um aumento da inflação induziria o Tesouro a gerar um superávit maior (NFSP menor). Em terceiro lugar, notamos que uma política fiscal anticíclica (voluntária ou não) implica em um sinal negativo para o parâmetro do produto ( $b_4$ ) – i.e. diminuições/aumentos no produto induziriam aumentos/diminuições nas NFSP. Por fim, notamos que a inclusão do valor defasado da variável dependente entre as variáveis explicativas tem o intuito de captar algum elemento de inércia na série suavizada da NFSP que deve perder sua força no caso da economia experimentar saltos e/ou mudanças bruscas de ambiente.

Em segundo lugar, notamos que a especificação adotada na equação (6) para a função fiscal de reação é do tipo “backward-looking”. Gali e Perotti (2003), em contraste, utilizam uma especificação forward-looking introduzindo a expectativa do hiato do produto com uma das variáveis explicativas do modelo. Essa distinção não é particularmente importante no caso de modelos de uma só equação, entretanto, uma vez que se pode provar que, nesse caso, especificações “forward-looking” sempre possuem equivalentes “backward-looking” (Sims 1999, 2001).

Em terceiro lugar, e talvez mais importante, cumpre destacar que a estimação da função de reação acima é defensável *mesmo na presença de raiz unitária nas variáveis do modelo*. Esse fato é importante no nosso caso porque a aplicação de diversos testes nas series acima mostra que as variáveis NFSP e DLSP parecem apresentar raiz unitária<sup>18</sup>.

---

qualitativamente similares aos obtidos com a variável PIND; e (ii) não temos conhecimento dos procedimentos precisos de interpolação utilizados pelo Banco Central no cálculo dessa última série a partir do dado oficial trimestral disponibilizado pelo IBGE.

<sup>16</sup> A descrição feita neste parágrafo quanto aos sinais esperados para os coeficientes da função fiscal de reação está em concordância com a literatura sobre este tema [Bohn (1998), Taylor (2000), Gali e Perotti (2003), Thams (2007), *inter alia*]

<sup>17</sup> Note-se que a NFSP é o superávit primário com sinal trocado.

<sup>18</sup> Pudemos rejeitar a hipótese de estacionaridade para várias especificações do teste “KPSS” enquanto não pudemos rejeitar a hipótese de raiz unitária para diversas especificações dos testes “ADF-t” e de “Perron”. Naturalmente, tais resultados (que podem ser obtidos por meio de contato direto com os autores) devem ser vistos com cuidado na presença de quebras estruturais.

Felizmente, o problema da “regressão espúria” pode ser contornado por meio da introdução dos valores defasados das variáveis I(1) entre as variáveis explicativas da regressão [Hamilton (1994), Sims *et alli* (1990)]. Com efeito, Hamilton (1994, pp.561-562) assinala que tal procedimento assegura uma estimação consistente para o modelo sem mudanças de regime. Ademais, pode ser demonstrado que, nesse último caso, as estatísticas “t” para os coeficientes individuais são assintoticamente normais. Assim sendo, deveríamos incluir os valores defasados de ambas as variáveis NFSP e DLSP entre as variáveis explicativas do nosso modelo (a fim de evitar complicações relacionadas a regressões espúrias). Contudo para simplificar a interpretação de nossos resultados – e também porque a introdução do valor defasado da DLSP não altera nossos resultados de modo relevante – preferimos apresentar o modelo com apenas o valor defasado da NFSP. Por fim, notamos que um argumento adicional contra uma ênfase excessiva na ordem de integração das variáveis em questão é o fato das variáveis NFSP e DLSP terem sofrido fortes quebras de regime ao longo período amostral (ver seção 2), de modo a (potencialmente, pelo menos) impor considerável viés aos resultados dos testes de raiz unitária convencionais.

### 4.3. Resultados Econométricos

Nesta seção apresentamos os resultados do modelo Markov-Switching (MS) seguindo o procedimento descrito na seção 3. Inicialmente na tabela 1 são apresentadas as estimativas dos parâmetros com os t-valores<sup>19</sup> da equação (6) para uma especificação MSIAH do modelo<sup>20</sup>, i.e. para uma especificação permitindo mudanças no intercepto (I), nos parâmetros das variáveis (A) e nas variâncias (H) em cada regime. De acordo com os resultados do modelo podemos considerar a existência de dois momentos/regimes para a política fiscal logo após a introdução do Plano Real (ver tabela 1 e apêndice 1)<sup>21,22</sup>. Com efeito, a aplicação do teste de razão de verossimilhança (LR) rejeita a hipótese nula de linearidade ( $LR = 44.31$ ,  $X^2_{(6)} = [0.000]^{**}$  e  $X^2_{(8)} = [0.000]^{**}$ )<sup>23,24</sup>, ratificando a opção pelo modelo MS(2)IAH(1)<sup>25</sup> para a base de dados analisada.

**Tabela 1**  
**Modelo MS(2)-AIH(1)\***

<sup>19</sup> As estatísticas de erro padrão foram numericamente calculadas por meio do Hessiano da função de log verossimilhança no ponto de máximo. Infelizmente, essas aproximações não são necessariamente precisas.

<sup>20</sup> Essa terminologia é adotada por Krolzig (1997).

<sup>21</sup> Utilizamos o software MSVAR130 em nossas estimações. Esse último, escrito em OX, está disponível gratuitamente na Internet.

<sup>22</sup> 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.

<sup>23</sup> Essa opção é ratificada também pelo teste de Davies (1977).

<sup>24</sup> 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 devera necessariamente fazê-lo. Contrariamente, se não houver rejeição da hipótese de linearidade por ambas então o mesmo devera acontecer para o teste LR. Em qualquer outra situação nada poderá ser dito.

<sup>25</sup> Modelo MS-IAH para dois regimes e uma defasagem.

Variável dependente: NFSP		
	Regime 1	Regime 2
Const	1.3353 (4.567)	-0.2002 (-0.4531)
NFSP(-1)	0.8529 (22.3511)	0.9251 (23.9239)
DLSP(-1)	-0.0389 (-4.8349)	-0.0015 (-0.1798)
INFLA(-1)	-0.0402 (-1.246)	-0.0094 (-0.1044)
PIND(-1)	-0.1917 (-2.2808)	-0.0706 (-1.3055)
Desvio-Padrão	0.30499	0.15167
Observações	65	90
Verossimilhança	23.79	

\**t*-valor entre parênteses.

Como se percebe da análise da tabela acima e do gráfico A1 do Apêndice 1 (notadamente da trajetória da probabilidade suavizada<sup>26</sup>), existe uma clara diferença na condução do superávit primário antes e depois de meados dos anos 2000<sup>27</sup>. Esse resultado nos parece perfeitamente compatível com a idéia de que a introdução do regime de metas fiscais representou uma mudança “once and for all” na política fiscal brasileira. Notamos, adicionalmente, que o regime 1 (pré-2000) se mostra bastante mais instável do que o regime 2 (pós-2000) – com efeito, a volatilidade medida pelo desvio padrão do regime 1 é o dobro da volatilidade do regime 2 (ver a sétima linha da tabela 1).

Resumindo os resultados da tabela 1, notamos que no regime 1 a autoridade fiscal aparentemente se vê obrigada a reagir às mudanças na DLSP (já que esta variável possui coeficiente negativo e significativo) – enquanto que no regime 2 a dinâmica do superávit é determinada fundamentalmente pela “meta fiscal”, não respondendo a variações de curto prazo na DSLP. Notamos, ainda, que em ambos os regimes o superávit parece reagir positivamente ao produto – ou seja, a política fiscal parece ser moderadamente anticíclica – ainda que o coeficiente do produto não seja significativo no regime 2 (o que não nos parece surpreendente, dados os limites impostos pela “meta”)<sup>28</sup>. E, embora o coeficiente defasado da NFSP seja significativo em ambos os regimes, ele é menor no regime 1 – o que sugere um grau de discricionariedade relativamente maior da política fiscal no período pré-2000. Finalmente, notamos que em nenhum dos estados a variável inflação apresentou significância. Deduz-se, assim, que não parece ter existido uma atuação conjunta do

<sup>26</sup> A probabilidade suavizada (smoothed) considera informações de toda 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  $t-1$ .

<sup>27</sup> Essa conclusão é obtida também quando se utiliza a taxa suavizada de crescimento do PIB real tal como medida pelo Banco Central no lugar da variável PIND.

<sup>28</sup> Note-se que essa conclusão não se verifica quando se utiliza a taxa suavizada de crescimento do PIB real tal como medida pelo Banco Central (no lugar da variável PIND). Nesse último caso, a resposta da política fiscal ao PIB não é significativa em nenhum dos dois regimes.

Tesouro e do Banco Central no sentido de controlar a inflação<sup>29</sup>. Naturalmente, essa interpretação pode não ser estritamente válida para o regime pós-2000, uma vez que a imposição de metas fiscais rígidas e públicas por si só pode ter ajudado a manter o controle inflacionário.

**Tabela 2**  
**Probabilidades de Transição**

	Regime 2	Regime 1
Regime 2	1.0000	0.0000
Regime 1	0.01508	0.9849

Passando agora à análise da matriz de transição de probabilidades (tabela 2), notamos que, uma vez dentro de um dos dois regimes, existe uma alta probabilidade de permanência dentro de tal regime. No regime 2, em particular, o retorno ao regime 1 é muito improvável, o que sugere que a mudança na política fiscal ocorrida após a crise de 1999 foi de caráter estrutural e permanente.

#### 4.4 - Análise de Robustez

A fim de investigar a robustez dos resultados que obtivemos com o modelo MS(2)-IAH(1) devemos compará-los aos resultados obtidos com modelos alternativos. Ficamos tentados, primeiramente, a investigar a possibilidade de que um modelo MS(2)-IH(1) de dois regimes – i.e. um modelo onde apenas o intercepto e a variância variam em cada regime, enquanto que os parâmetros das variáveis explicativas se mantém inalterados – pudesse se ajustar melhor aos dados do que o modelo apresentado na seção anterior. A idéia que está por traz do uso de um modelo desse tipo é que não teria havido mudança significativa na condução da política fiscal ao longo de todo o período 1995-2007 (como parece sugerir Simonassi, 2007). O que fundamentalmente teria ocorrido, nesse caso, seria uma alternância entre momentos de “crise” e “tranquilidade”, sendo que nesses últimos a condução da política fiscal seria mais “fácil”<sup>30</sup>. A tabela 3 apresenta os resultados para o modelo MS(2)-IH(1). Conforme se pode observar, excetuando-se a inflação todas as variáveis são significativas e apresentam os sinais esperados. De acordo com esse modelo, a condução da política fiscal teria objetivado a sustentabilidade da dívida e sido anticíclica ao longo de todo período, sem responder a variações na inflação<sup>31</sup>.

**Tabela 3**  
**Modelo MS(2)-IH(1)\***

<sup>29</sup> Note-se que essa conclusão não se verifica quando se utiliza a taxa suavizada de crescimento do PIB real tal como medida pelo Banco Central (no lugar da variável PIND). Nesse último caso, a política fiscal parece responder à inflação no regime 1. Essa mesma conclusão é obtida também no modelo com a variável PIND quando se adiciona o segundo “lag” da variável DLSP entre as variáveis explicativas.

<sup>30</sup> Uma análise desta natureza para o estudo da política monetária para os EUA aparece em Sims (1999, 2001).

<sup>31</sup> No que se refere ao gráfico da probabilidade suavizada e à matriz de transição para este modelo, observamos que os mesmos são praticamente iguais aos do modelo MS(2)-AIH(1). Por motivos de economia de espaço não apresentamos essas informações – que podem, entretanto, ser obtidas mediante contato direto com os autores.

Variável dependente: NFSP		
	Regime 1	Regime 2
Const	0.4640 (2.7752)	0.4773 (2.0674)
NFSP(-1)	0.9401 (39.9803)	
DLSP(-1)	-0.0147 (-3.2330)	
INFLA(-1)	0.0282 (1.3476)	
PIND(-1)	-0.1124 (-2.5641)	
Desvio Padrão	0.33183	0.15615
Observações	92	63
Verossimilhança	17.2031	

\**t*-valor entre parênteses.

Na busca pelo melhor modelo, faz-se necessário observar o comportamento dos distintos critérios de escolha Akaike (AIC), Schwartz (BIC) e Hannah-Quinn (HQ) para os nossos dois modelos competitivos MS(2)-IAH(1) versus MS(2)-IH(1). A tabela 4 mostra os valores desses critérios assim como o valor da verossimilhança. Inspeccionando-se essa tabela, percebe-se que o AIC indica que o modelo da tabela 1 é melhor que o da tabela 3. Diferentemente, o BIC assinala preferência pelo modelo MS(2)-IH(1), enquanto os valores dos critérios HQ são praticamente iguais nos dois casos. Contudo é importante notar que o BIC penaliza o modelo mais parametrizado, enquanto que o AIC favorece esse último modelo. Neste caso cabe a observação que o valor da verossimilhança para o modelo MS(2)-IAH(1) é superior em quase 40% em relação ao modelo concorrente. Assim tendemos a aceitar que MS(2)-IAH(1) é um modelo superior ao modelo competitivo MS(2)-IH(1)<sup>32</sup>.

**Tabela 4**  
**Crítérios para Seleção de Modelos Concorrentes**

	AIC	HQ	BIC	Verossimilhança
MS(2)-IAH(1)	-0.1263	-0.0147	0.1486	23.7900
MS(2)-IH(1)	-0.0929	-0.0132	0.1034	17.2031
LINEAR	0.1129	0.1607	0.2307	-2.7493

Um segundo modelo alternativo que nos parece importante investigar é o modelo de cointegração linear *c/* quebra estrutural – uma vez que (i) nosso modelo preferido parece indicar que há uma quebra estrutural no sentido estrito do termo por volta do ano 2000 (ao invés de uma alternância de regimes ao longo do período analisado); e (ii) há observações

<sup>32</sup> Todos as passos acima foram replicados para o modelo de duas defasagens sem obtenção de nenhuma mudança significativa nos resultados. Os resultados podem ser obtidos por meio de contato direto com os autores.

suficientes antes e depois dessa quebra para investigar a existência da mesma a partir de modelos convencionais. Inicialmente, nos concentramos no comportamento conjunto das variáveis NFSP e DLSP e alguma variável de produto em nível – seja o quantum “suavizado” da produção industrial<sup>33</sup> ou o PIB mensal anualizado e valorizado do Banco Central deflacionado pelo IGP-DI. Tendo em vista a não rejeição da presença de raiz unitária nessas séries (tanto na amostra total como nas sub-amostras relevantes), o procedimento padrão sugere verificar se existe ou não cointegração entre as mesmas. Ocorre que os testes convencionais de cointegração [Engle e Granger (1987), Johansen (1991)] tendem a ser significativamente viesados na presença de quebras estruturais [Leybourne e Newbold (2003); Noh e Kim (2003)]. Isso que faz com que a literatura seja forçada a trabalhar com sub-amostras sem quebras relevantes ou adotar testes de cointegração alternativos que levam essas quebras explicitamente em consideração [Gregory e Hansen (1996); Johansen *et alli* (2000); *inter allia*].

À luz dos demais resultados obtidos na literatura (ver introdução), não é surpreendente que os testes de cointegração convencionais – i.e. Engle e Granger (1987) e Johansen (1991) – sejam unânimes em apontar a existência de cointegração entre as variáveis NFSP, DLSP e qualquer uma das *proxies* para o produto mencionadas acima quando toda a amostra é levada em consideração. A evidência em favor da interpretação convencional fica bem mais fraca, entretanto, quando se nota (i) que os modelos VAR que servem como ponto de partida para a aplicação do procedimento de Johansen apresentam erros não normais e heteroscedásticos; (ii) que a cointegração é perdida quando os testes de cointegração mencionados acima são aplicados aos dados do período 2001-2007 (como, aliás, seria de se supor à luz dos resultados reportados na seção anterior); e (iii) que a aplicação do teste de cointegração com quebra estrutural de Gregory e Hansen (1996) aos dados do período 1995-2007 indica a inexistência de cointegração entre as referidas séries – com quebra estimada para agosto de 1997 no caso da produção industrial e (não surpreendentemente) agosto de 1999 no caso do PIB mensal<sup>34</sup>.

A fim de submeter nossa interpretação dos dados a um último teste, apresentamos os resultados de várias regressões para a função de reação fiscal estimada por mínimos quadrados ordinários para duas sub-amostras. A primeira sub-amostra se refere ao período de janeiro de 1995 até a outubro de 2000 (a data da mudança de regime de acordo com o modelo da tabela 1), sendo que a segunda sub-amostra começa a partir de então e vai até o final do período amostral. Os resultados são apresentados na tabela 5. As colunas 1 e 2 mostram regressões onde além do valor defasado da NFSP somente o valor defasado da DLSP aparece com variável dependente, enquanto as colunas 3-4 incluem também a inflação e a variável PIND. Conforme pode ser visto na tabela 5, os resultados parecem corroborar as conclusões que obtivemos com o modelo MS da tabela 1. Os resultados das colunas 1 e 3 identificam claramente que a dinâmica da NFSP foi afetada pela dinâmica da NFSP apenas no primeiro regime enquanto que os resultados das colunas 3 e 4 identificam que a reação da NFSP ao PIB foi positiva nos dois regimes. Além disso, todas as variáveis

---

<sup>33</sup> Ou seja, a soma dos índices dos últimos 12 meses dividida por 12.

<sup>34</sup> Nenhum desses resultados é apresentado nesse texto, mas estão disponíveis àqueles que quiserem contactar os autores. Os testes de Johansen foram realizados no software E-Views, enquanto que os testes de Engle e Granger e Gregory e Hansen foram realizados no software RATS, utilizando, respectivamente, os procedimentos `egtest.src` e `gregoryhansen.src` disponíveis gratuitamente em [www.estima.com](http://www.estima.com).

significativas possuem os sinais esperados. Observa-se, assim, que o modelo da tabela 5 gerou resultados bastante parecidos com o modelo MS mostrado na tabela 1.

**Tabela 5**  
**Resultados Estimados – OLS\***

	Variável dependente: NFSP (*p-valor entre parênteses.)			
	01/1995 – 10/2000 (1)	11/2000– 12/2007 (2)	01/1995 – 10/2000 (3)	11/2000– 12/2007 (4)
Const	0.950 (0.000)	-0.447 (0.2530)	1.336 (0.000)	-0.485 (0.3252)
NFSP(-1)	0.910 (0.000)	0.912 (0.000)	0.847 (0.000)	0.902 (0.000)
DLSP(-1)	-0.028 (0.000)	0.002 (0.7495)	-0.0388 (0.000)	0.003 (0.7233)
INFLA(-1)	-	-	-0.045 (0.265)	-0.0516 (0.5847)
PIND(-1)	-	-	-0.178 (0.0327)	-0.0930 (0.0742)
R <sup>2</sup>	0.97	0.88	0.97	0.88
OBS	69	86	69	86

## 5. Comentários Finais

Os vários modelos econométricos discutidos nesse trabalho parecem dar suporte a visão de que a política fiscal brasileira sofreu um importante ponto de inflexão após a crise cambial de 1999. Em particular, a adoção do regime de metas explícitas e relativamente invariantes para o superávit primário parece ter diminuído consideravelmente a variância dessa última variável, assim como a sensibilidade da mesma a variações de curto prazo na DLSP e do produto. Naturalmente, isso não significa que a política fiscal tenha deixado de enfatizar a sustentabilidade da DLSP – a elevação da meta para a NFSP em 2003, após a crise cambial de 2002, e a contínua diminuição da DLSP medida como percentagem do PIB ocorrida desde então deixam claro que esse não foi o caso. Com efeito, a experiência brasileira ao longo da primeira década do século XXI parece indicar que a “reação” do superávit primário à DLSP – no sentido econométrico da expressão – não é condição necessária para a sustentabilidade dessa última variável. Na verdade, a intuição por trás desse fato é simples: metas elevadas e relativamente fixas para o superávit primário garantem a sustentabilidade da dívida pública sem que impliquem que a dinâmica de curto prazo da primeira variável dependa da segunda variável de nenhuma maneira relevante.

## 6. Bibliografia

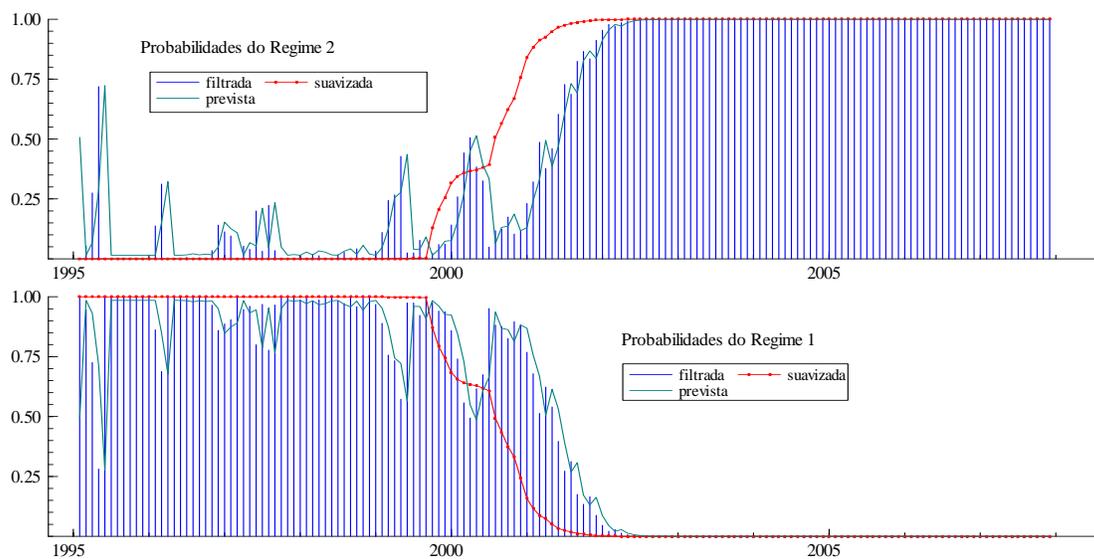
- AGUIAR, M. T. (2007). *Dominância Fiscal e a regra de Reação Fiscal: Uma Análise Empírica para o Brasil*. Dissertação de mestrado não publicada. FEA/USP. São Paulo.
- BICALHO, A. (2005). *Testes de Sustentabilidade e Ajuste Fiscal no Brasil Pós-Real*. Dissertação de mestrado não publicada. EPGE-FGV. Rio de Janeiro.
- BLANCHARD, O. e GIAVAZZI, F. (2004). *Improving the Stability and Growth Pact through a Proper Accounting of Public Investment*. Discussion Paper 4220. Centre for Economic Policy Research. Londres.

- BOHN, H. (1991). "The Sustainability of Budget Deficits with Lump-Sum and with Income-Based Taxation". *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(3), 581-604.
- \_\_\_\_\_ (1998). The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113: 949-963.
- CHIB, S. (1996). "Calculating Posterior Distributions and Modal Estimates in Markov Mixtures Models". *Journal of Econometrics*, 75: 79-97.
- CLARIDA, R., GALI, J. and GERTLER, M. (2000). Monetary Policy Rule and Macroeconomic Stability: evidence and some theory. *Quarterly Review of Economics*, CXV, 147-180.
- COOK, S. (2004). Spurious rejection by cointegration tests incorporating structural change in the cointegrating relationship. *Applied Economics Letters* 11, 879-884.
- DAVIES, R.B., 1977. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative, *Biometrika* 64, 247-54
- DEMPSTER, A. P., LAIRD, N. M. and RUBIN, D. B. (1977). "Maximum Likelihood From Incomplete Data via the EM Algorithm"., *Journal of Royal Statistical Society*, 39:1-38.
- ENGLE, R. and GRANGER, C. (1987) Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55: 251-276.
- FRANSES, P. H. and DIJK, D. V. (2000). Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance. Cambridge University Press.
- GALI, J. and PERROTI, R. (2003). Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe. *Economic Policy*, 18(37): 533-72.
- GARCIA, M and RIGOBON, R. (2004). *A Risk Management Approach to Emerging Market's Sovereign Debt Sustainability with an Application to Brazilian Data*. NBER Working Paper 10336.
- GIAMBIAGI, F. (2002). *Do Déficit de Metas às Metas de Déficit: A Política Fiscal do Governo Fernando Henrique Cardoso 1995/2002*. Texto para Discussão 93. BNDES. Rio de Janeiro.
- \_\_\_\_\_ (2006). *A Política Fiscal do Governo Lula em Perspectiva Histórica: Qual é o Limite para o Aumento do Gasto Público?* Texto para Discussão 1169. IPEA. Rio de Janeiro.
- GOLDFAJN, I. (2002). Are There Reasons to Doubt Fiscal Sustainability in Brazil? Technical Note n.25. Banco Central do Brasil.
- GOLDFAJN, I. and GUARDIA, E. R. (2003). Fiscal Rules and Debt Sustainability in Brazil. Banco Central do Brasil Technical Note 39.
- GRANGER, C. W. J. (1993). Strategies for Modelling non-Linear Relationships. *The Economic Record*, 69: 233-8.
- GREGORY, A. W. and HANSEN, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1): 99-126.
- HAKKIO, C. and RUSH, M. (1991). Is the Budget Deficit Too Large? *Economic Inquiry*, 29(7): 429-445.
- HAMILTON, J. (1996). Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models. *Journal of Econometrics*, 70: 127-57.
- \_\_\_\_\_ (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- \_\_\_\_\_ (1991). "A Quasi-Bayesian Approach to Estimating Parameters for Mixtures of Normal Distributions". *Journal of Business and Economic Statistics*, 9(1): 27-39.
- \_\_\_\_\_ (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica* 57(2): 357-384.
- HAMILTON, J. D. and FLAVIN, M. (1986). A. "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing." *American Economic Review*, (76) September, 809-819, 1986.
- HATHAWAY, R. (1985) "A Constraint Formulation of Maximum Likelihood Estimation for Normal Mixture Distribution". *The Annals of Statistics*, 13: 795-800.
- ISSLER, J. and LIMA R. (2000). Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: Time Series Evidence from 1947-92. *Journal of Development Economics*, 62(1): 131-147.
- JOHANSEN, S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica* 59, 1551-1580.

- JOHANSEN, S.; MOSCONI, R. e NIELSEN, B. (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Econometrics Journal*. 3, 216-249.
- KIEFER, N. (1978). “Discrete Parameter Estimation of a Switching Regression Model”. *Econometrica*, 46: 427-434.
- KIM, C. and NELSON, C. (1999). *State-Space Models with Regime Switching*. MIT Press.
- KOOP, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. John Wiley.
- KROLZIG, H. (1997). M. Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis. Springer-Verlag, Berlin.
- LEYBOURNE, S. e NEWBOLD, P. (2003). Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks. *Applied Economics*. 35, 1117–1121.
- LIMA, L. R.; SAMPAIO, R.; e GAGLIANONE, W.(2006). *Debt Ceiling and Fiscal Sustainability in Brazil: A Quantile Autoregression Approach*. Mimeo. EPGE/FGV. Rio de Janeiro.
- LUPORINI, V. (2000). Sustainability of the Brazillian Fiscal Policy and Central Bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, 54(2): 201-226.
- LUTKEPOHL, H. e KRATZIG, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MANFRINI, S. e FREIRE, F. (2003) Meta de superávit primário fica em 4,25% do PIB, a maior da história. *Folha de São Paulo*, 08/02/2003.
- MELLO, L. (2005). *Estimating a Fiscal Reaction Function: the Case of Debt Sustainability in Brazil*. Working paper 423, OECD.
- NOH e KIM (2003). Behaviour of Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks in Variance. *Applied Economics Letters*. 10, 999-1002.
- QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. (2001). *E-Views 4.1 Users’ Guide*. Irvine, California
- REDNER, R. (1981). “Note on the Consistence of the Maximum Likelihood Estimate for Nonidentifiable Distributions”. *The Annals of Statistics*, 9: 225-228.
- ROCHA, F. (1997). Long-run Limits on the Brazilian Government Debt. *Revista Brasileira de Economia*, 4: 447-470, 1997.
- ROCHA, F. e PICHETTI, P. (2003). Fiscal Adjustment in Brazil. *Revista Brasileira de Economia* 57 (1): 239-252. Janeiro/Março.
- SIMONASSI, A. (2007) *Função de Resposta Fiscal, Múltiplas Quebras Estruturais e a Sustentabilidade da Dívida Pública no Brasil*. Artigo apresentado no trigésimo quinto encontro da ANPEC.
- SIMS, C. (2005). *Hidden Markov Chain Models*. Lecture Notes. Princeton University.
- \_\_\_\_\_ (2001). *Stability and Instability in US Monetary Policy Behavior*. Discussion Paper, Princeton University.
- \_\_\_\_\_ (1999). *Drifts and Breaks in Monetary Policy*. Discussion Paper, Princeton University.
- SIMS, C., STOCK, J. and WATSON, M. (1990). Inference in Linear TimeSeries Models with Some Unit Roots. *Econometrica* 58 (1): 161–82.
- TAYLOR, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.
- \_\_\_\_\_ (2000). Reassessing discretionary fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, 14, 21-36.
- THAMS, A. (2007). *Fiscal Policy Rules in Practice*. SFB 649 Discussion Paper 2007-016.
- ZIVOT, E. and ANDREWS, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3): 251-270

## APÊNDICE 1. OS GRÁFICOS DO MODELO MS(2)-IAH(1)

## A1. Probabilidades Suavizada, Filtrada e Prevista



## A2. Ajustamento e Previsão um Passo a Frente

