

# Determinação dos Superávits do Governo Central Brasileiro: Influência da Política Monetária na Ótica de Regressões de Limiar ♦

**Bernardo P. Schettini**

Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)

Endereço: SBS (Setor Bancário Sul), Quadra 1, Bloco J, Ed. BNDES, Sala 1003

Brasília - DF - Brasil - CEP: 70076-900 - E-mail: bernardo.schettini@ipea.gov.br

Recebido em 28 de novembro de 2012. Aceito em 16 de dezembro de 2013.

## Resumo

Este artigo estuda a política fiscal no Brasil levando em consideração a influência da política monetária. A taxa de inflação do IPCA e os gastos com juros como razão do PIB representam variáveis de estado na determinação da sequência de superávits primários pelo Tesouro. Dessa forma, o modelo empírico de reação da política fiscal foi estimado com o auxílio de regressões de limiar. Em face dos resultados encontrados, não surpreende a tolerância do governo com superávits menores. Vale notar que cortes na taxa SELIC possuem efeitos mistos, pois menores despesas de juros possibilitam reduzir os superávits, porém mais inflação torna a política fiscal persistente. O inverso acontece na situação em que o Banco Central reduz a liquidez da economia.

## Palavras-Chave

superávits primários, dívida pública líquida, taxa de inflação, gastos com juros e regressões de limiar

## Abstract

This paper studies the fiscal policy in Brazil accounting for the influence of monetary policy. The CPI inflation rate and the interest outlays as a ratio of GDP represent state variables in the determination of the sequence of primary surpluses by the Treasury. Hence, the empirical model of the fiscal reaction function was estimated using threshold regressions. In the light of the empirical evidence, it is no surprise the tolerance of the government with lower surpluses. It is noteworthy that reductions in the SELIC rate have mixed effects, since the lower burden of interest expenses allow for lower surpluses, while more inflation makes the fiscal policy persistent. The inverse occurs when the Central Bank reduces the liquidity in the economy.

---

♦ O autor agradece as sugestões feitas por um parecerista anônimo da revista, além dos colegas Adolfo Sachsida, Raphael Rocha Gouvêa e Sérgio Wulff Gobetti, que comentaram versões preliminares do estudo. Contribuíram também os participantes do XLI Encontro Nacional de Economia – ANPEC 2013. Os erros remanescentes são de responsabilidade única do autor. O estudo se beneficiou dos códigos em R escritos por Bruce Hansen, disponíveis em: [http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/progs/progs\\_threshold.html](http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/progs/progs_threshold.html)

**Keywords**

primary surpluses, net public debt, inflation rate, interest outlays, and threshold regressions

**JEL Classification**

E63, H62, H68

**1. Introdução**

A teoria Ricardiana acerca da determinação da política fiscal prevê uma relação sistemática entre os valores do superávit primário e da dívida pública líquida, pois variações no nível de endividamento devem ser seguidas por medidas corretivas que assegurem a solvência intertemporal das contas públicas (Bohn, 1998).<sup>1</sup> Este artigo analisa a política fiscal no Brasil no período pós-Plano Real sob esta ótica, bem como examina a influência da política monetária na determinação dos superávits.

Antes de prosseguir, é importante lembrar que o período estudado é marcado por crises macroeconômicas e alterações relevantes no marco institucional que rege a política econômica. No que se refere à política fiscal, cabe mencionar, a título de exemplo, a introdução de metas de superávits primários em 1999, no contexto do acordo firmado com o Fundo Monetário Internacional, diante da necessidade de ajuda externa em face do desequilíbrio no balanço de pagamentos e nas próprias contas públicas. A isso se seguiu a Lei de Responsabilidade Fiscal em 2000, que trouxe diversas exigências acerca do planejamento e execução do orçamento, entre elas a necessidade de publicação das metas de superávits na Lei de Diretrizes Orçamentárias.

<sup>1</sup> Bohn (1998) propõe estimar a “equação de reação” da política fiscal para verificar se os superávits fazem com que a dívida pública reverta à média. Cabe notar que testes empíricos anteriores (e.g. Trehan e Walsh, 1991; Hakkio e Rush, 1991; Quintos, 1995) baseavam-se na ordem de integração de certas séries fiscais e na existência de relações de cointegração específicas. Bohn (1995) mostra que os pressupostos acerca dos fatores de desconto não são plausíveis, enquanto Bohn (1998) alerta para o baixo poder dos testes de raiz unitária. Por fim, Bohn (2007) evidencia que as restrições desenvolvidas constituem condições suficientes, porém não necessárias. Por motivos conhecidos, a literatura nacional sobre essa temática é bastante rica (e.g. Rocha, 1997; Issler e Lima, 2000; Luporini, 2000). As abordagens que exploram a natureza probabilística desse fenômeno (Garcia e Rigobon, 2005; Lima, Gaglianone e Sampaio, 2008) parecem especialmente atrativas no atual contexto. Porém, o presente estudo não aprofunda nessa temática.

Essa institucionalidade criada em torno das metas de superávits no Brasil introduziu grandes rigidezes na determinação da política fiscal, de modo que há clara inércia nos superávits na atualidade. Em decorrência dessa percepção, boa parte da literatura prévia acerca da determinação da política fiscal indica que a resposta marginal dos superávits primários a alterações na dívida pública se tornou pequena ou nula após o ajuste fiscal de 2003. Esses estudos então sugerem que a sequência de superávits como razão do PIB não deve ser alterada de modo relevante diante do declínio persistente da razão dívida-PIB que vem ocorrendo desde 2003.

Cabe observar que a estratégia empírica seguida geralmente envolve regressões de quebra estrutural, como fizeram, por exemplo, De Mello (2008) e Aguiar (2007). Com o intuito de examinar a presença de outra forma de não linearidade, Mendonça, Santos e Sachida (2009) empregaram a técnica *markov-switching*, porém a estimativa final se resume a um modelo com quebra em todos os parâmetros relevantes (probabilidade de transição nula entre os regimes). Por sua vez, Luporini (2012) buscou explorar a técnica de *rolling regressions*, mas os resultados foram semelhantes.

Em relação aos dados, vale ressaltar que as estatísticas fiscais usadas abrangem o setor público como um todo e possuem frequência mensal. Isso não é o ideal, pelos motivos apontados na sequência. Em primeiro lugar, é interessante notar que a resposta da política fiscal tipicamente envolve o processo de elaboração e revisão do orçamento, sendo indicada a utilização de dados de frequência mais baixa. Em segundo, cabe lembrar que os principais atores subnacionais tiveram a ação nessa esfera bastante limitada pelos acordos de renegociação das dívidas firmados no final da década de 1990. Já nos anos 2000, as principais empresas estatais foram excluídas das estatísticas fiscais.

Entre os estudos consultados, a exceção é Luporini (2002), pois utiliza dados anuais para analisar a política fiscal do governo federal numa perspectiva de longo prazo. No presente estudo, reportamos estimativas trimestrais que se referem ao governo central durante o período de 1996 a 2011. Os resultados encontrados mostram que a resposta dos superávits primários é significativa tanto em termos estatísticos como econômicos, havendo sinais de não linearidade no nível de endividamento.

Vale ressaltar, no entanto, que a principal inovação diz respeito a uma dimensão pouco explorada da relação entre a política fiscal e a política monetária.

Estudos anteriores, como Wyplosz (2005), De Mello (2008) e Mendonça *et al.* (2009), falham em encontrar influência da política monetária na determinação dos superávits, o que provavelmente decorre da maneira inadequada de considerar tal fenômeno. Em nossa visão, o mais indicado não é adicionar controles ao modelo empírico dos superávits, pois as variáveis relevantes não afetam de maneira direta os valores da arrecadação ou das despesas primárias. Visando colocar essa influência na perspectiva adequada, o presente estudo propõe estimativas de limiar (Hansen, 2000; Caner e Hansen, 2004).<sup>2</sup> Tal abordagem tem intuição simples e aderência à realidade atual. Por esta ótica, a taxa de inflação do IPCA (índice de preços ao consumidor amplo) e os gastos com juros como razão do PIB constituem variáveis de estado na determinação dos superávits primários pelo governo.

O restante do artigo está dividido em seis seções. A seção 2 apresenta o modelo empírico de reação da política fiscal na presença de limiar. A seção 3 aborda as temáticas da estimação e inferência quando o valor real do limiar é desconhecido. A seção 4 apresenta as séries de dados. A seção 5 mostra os resultados encontrados, enquanto a seção 6 faz a comparação das estimativas fora da amostra. A seção seguinte conclui.

## 2. Modelo Empírico

Vamos pressupor que a política fiscal é Ricardiana (Bohn, 1998; Canzoneri, Cumby e Diba, 2001), de modo que alterações na dívida pública provocam medidas corretivas por parte dos superávits primários, e que o governo suaviza os impostos ao longo do tempo (Barro, 1979), tal que os superávits variam também de acordo com despesas temporárias e com o nível de atividade econômica.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> Há estimativas para dados brasileiros da regra de política monetária (Salgado, Garcia e Me-deiros, 2005) e da curva de Phillips (Correa e Minella, 2010) baseadas na ideia de limiar. Na área de finanças públicas, Lima e Simonassi (2005) examinaram a hipótese de estabilização fiscal tardia usando dados anuais de longo prazo da série de tempo do déficit nominal.

<sup>3</sup> Rocha e Paschoalotto (2004) testaram a hipótese de política fiscal Ricardiana com dados de longo prazo do Brasil. Rocha (2001) examinou a hipótese de *tax smoothing*.

É indicado incluir um termo de inércia da política fiscal nas estimativas, comum em regras de Taylor para a política monetária, uma vez que o governo brasileiro evita grandes alterações repentinas nos superávits:

$$s_t = \rho s_{t-1} + (1 - \rho)(\alpha_0 + \alpha_G \tilde{g}_t + \alpha_Y \tilde{y}_t + \gamma d_t) + \epsilon_t \quad (1)$$

onde:  $s_t = S_t/Y_t$  representa os superávits como proporção do PIB;  $d_t = D_t/Y_t$  é a razão entre a dívida pública líquida (de início de período) e o PIB;  $\tilde{g}_t$  denota gastos temporários, como despesas de guerra (que não aparecem em nossas estimativas);  $\tilde{y}_t$  representa flutuações cíclicas no PIB; e  $\epsilon_t$  é um termo de erro.

De acordo com esse mecanismo de ajustamento parcial,  $0 < \rho < 1$  é o parâmetro de inércia e  $(1 - \rho)$  é o peso dado ao superávit de equilíbrio selecionado pelo governo. No que se refere aos demais parâmetros, cabe observar que a expectativa teórica é a de que  $\gamma > 0$ , enquanto  $\alpha_Y, \alpha_G < 0$ .<sup>4</sup>

O principal interesse reside no parâmetro  $\gamma$ . Como exposto anteriormente, a teoria Ricardiana prevê que o sinal seja positivo. É comum examinar a existência de não linearidade na variável dívida pública, por exemplo, por meio de um termo quadrático (desvio em relação à média amostral ao quadrado). Um valor negativo para o parâmetro relevante indica maior persistência para níveis elevados de endividamento, captando a ideia principal por trás de um ajuste nas contas públicas.<sup>5</sup>

Existe a tendência dos superávits aumentarem durante expansões econômicas e se reduzirem em cenários de desacelerações. Isto se dá endogenamente através de flutuações cíclicas nas bases tributárias e pela operação de estabilizadores automáticos. Segundo a teoria, a minimização dos custos relacionados à tributação leva o governo a não alterar as alíquotas dos impostos com frequência. Isto quer dizer que a política ótima é anticíclica, sendo negativo o sinal esperado do hiato do produto.<sup>6</sup>

<sup>4</sup> Os gastos temporários tendem a reduzir os superávits ou aumentar os déficits, uma vez que o governo se financia por meio de dívida pública nessas contingências. Entretanto, esta variável não foi considerada em nossas análises, pois a variabilidade dos superávits não guarda relação com despesas temporárias no período amostral.

<sup>5</sup> Ver Bohn (1998) e Luporini (2002). Este ponto é retomado na parte empírica.

<sup>6</sup> Ver Rocha (2009) e Schettini *et al.* (2011) para análises acerca da ciclicidade da política fiscal no Brasil.

Essa representação conta uma história limitada acerca da política fiscal brasileira, pois não considera a influência que a política monetária exerce nesta esfera. De acordo com o nosso melhor entendimento, tal influência se dá por intermédio da taxa de inflação do IPCA e dos gastos com juros como razão do PIB. A intuição é a de que a equação que rege a determinação dos superávits varia de acordo com o estado da natureza. A transição entre os regimes acontece quando uma das variáveis de estado ultrapassa certo patamar desconhecido que é considerado aceitável pelo governo. A estratégia econométrica usada para analisar este fenômeno consistiu de regressões de limiar.

Boa parte das aplicações de regressões de limiar (TR – *threshold regressions*) se dá no contexto de autorregressões, sendo a variável de estado a própria variável dependente defasada. Estes modelos são denominados TAR (*threshold autoregression*) ou SETAR (*self-exciting threshold autoregression*).<sup>7</sup> Apesar disto, não há restrição para estimação na presença de variáveis exógenas, como mostra Hansen (1999). Isto nos permitiu examinar a influência da política monetária. Estimaram-se equações com limiar na tendência (quebra estrutural), na taxa de inflação do IPCA de 12 meses ( $\pi$ ) e nas despesas de juros anualizadas como proporção do PIB ( $r$ ), ambas defasadas em 1 período.

A fim de exemplificar, a seguinte especificação mostra o modelo empírico na situação em que há um limiar na taxa de inflação:

$$s_t = (\rho_1 s_{t-1} + (1 - \rho_1)(\alpha_{0,1} + \alpha_{Y,1} \tilde{y}_t + \gamma_1 d_t)) \mathbf{1}(\pi_{t-1} \leq \pi^*) + (\rho_2 s_{t-1} + (1 - \rho_2)(\alpha_{0,2} + \alpha_{Y,2} \tilde{y}_t + \gamma_2 d_t)) \mathbf{1}(\pi_{t-1} > \pi^*) + \epsilon_t \quad (2)$$

onde:  $\mathbf{1}(\cdot)$  é uma variável indicadora que assume o valor 1 quando seu argumento é verdadeiro e 0 caso contrário; e  $\pi^*$  é o valor do limiar.

A hipótese de que o peso dos gastos juros importa para a sequência de superávits selecionada pelo governo encontra suporte nas análises de Giambiagi (2002) e Giambiagi e Ronci (2004), que dão conta

<sup>7</sup> Por exemplo, Lima e Simonassi (2005) trabalharam com a ideia de limiar na série anual de déficit público do Brasil de 1947 a 1999. Por meio de regressões TAR com raiz unitária, encontraram evidências de estabilização fiscal tardia, dado que a reversão à média se dá apenas quando o déficit nominal ultrapassa 1,7% do PIB (2,2% do PIB quando incluíram as receitas de senhoriagem).

da existência de um teto para o déficit nominal entre 1999 e 2002. Favero e Giavazzi (2005) notaram também que os gastos financeiros sempre impactam o superávit requerido para estabilizar a razão dívida-PIB. Portanto, a expectativa é de que um menor peso desses gastos no orçamento resulte em menores primários ao longo do tempo. Porém, o nível que desencadeia a mudança na política fiscal é desconhecido, necessitando ser estimado. É incerto, ademais, como se altera a relação entre os superávits e a dívida pública.

O mesmo pode-se dizer acerca da influência da inflação nas contas públicas. A análise mais conhecida é a de Bacha (1994), que evidenciou, para o período que precedeu o Plano Real, que o adiamento de desembolsos tendia a reduzir o déficit público em valores constantes, uma vez que as receitas eram indexadas e os gastos fixados em valores nominais pela Lei Orçamentária. Atualmente, este canal não é relevante.

Porém, apesar de essa influência ter se tornado imaterial (pois não afeta o valor real do déficit público de maneira direta), isto não quer dizer que a inflação seja irrelevante no campo fiscal. Vamos supor que a inflação em 12 meses está acima do patamar considerado aceitável para o governo, digamos, a atual meta de 4,5% fixada pelo CMN (Conselho Monetário Nacional). Nessa situação, percebem-se duas principais alterações na política fiscal, como fica claro pela experiência recente.

A primeira e mais evidente mudança são as desonerações fiscais, como os descontos no IPI (imposto sobre produtos industrializados) de veículos e bens duráveis da linha branca, além de materiais de construção. Isto reduz a inflação porque os bens que obtêm desconto na tributação integram a cesta do IPCA. Os produtos da cesta básica foram recentemente beneficiados. A manipulação da CIDE-combustíveis (contribuição de intervenção no domínio econômico) também se enquadra nesse rol de medidas. A segunda mudança que se percebe é na execução do orçamento, pois o ritmo dos desembolsos ligados a gastos discricionários diminui em certos cenários para a inflação. Diferentemente das desonerações, a contenção dessas despesas contribui para elevar os superávits.

### 3. Estimação e Inferência

Esta seção explica a técnica econométrica. Inicialmente são apresentados os estimadores OLS (mínimos quadrados ordinários) para o valor do limiar e os outros parâmetros. Em seguida os estimadores 2SLS (mínimos quadrados em dois estágios) para o limiar e GMM (método dos momentos generalizado) para os demais parâmetros são mostrados. Para encerrar, na sequência é feita uma breve exposição sobre inferência quando o valor real do limiar não é conhecido.

#### 3.1. Estimação OLS

Para facilitar, vamos reescrever a Equação (2). Denota-se por  $x_t$  o vetor linha de variáveis explicativas de dimensão  $k = 4$ . Indica-se por  $\theta_1$  e  $\theta_2$  os vetores  $k \times 1$  de parâmetros.

Deste modo, chega-se na seguinte relação:

$$s_t = x_t \theta_1 \mathbf{1}(\pi_{t-1} \leq \pi^*) + x_t \theta_2 \mathbf{1}(\pi_{t-1} > \pi^*) + \epsilon_t \quad (3)$$

que equivale a:

$$s_t = x_t(\pi^*) \theta + \epsilon_t \quad (4)$$

para  $x_t(\pi^*) = (x_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} \leq \pi^*), x_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} > \pi^*))$  de dimensão  $1 \times 2k$  e  $\theta = (\theta_1' \ \theta_2')'$  de tamanho  $2k \times 1$ .

Os estimadores OLS são válidos quando todas as variáveis independentes são exógenas. A maneira mais simples de se chegar a tais estimadores é por concentração. Ver, por exemplo, Hansen (1997).

Condicional a  $\pi^*$ , a equação de regressão é linear nos parâmetros, resultando no estimador de mínimos quadrados condicional:

$$\hat{\theta}(\pi^*) = \left( \sum_{t=1}^n x_t(\pi^*)' x_t(\pi^*) \right)^{-1} \sum_{t=1}^n x_t(\pi^*)' s_t \quad (5)$$

onde os resíduos  $\hat{\epsilon}_t(\pi^*) = y_t - \hat{\theta}(\pi^*)'x_t(\pi^*)$  têm variância dada pela soma dos quadrados (SSR) dividida por  $n$ :

$$\hat{\sigma}_n^2(\pi^*) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\epsilon}_t(\pi^*)^2 \quad (6)$$

O estimador de mínimos quadrados do limiar é encontrado resolvendo:

$$\hat{\pi}_{OLS}^* = \underset{\pi^* \in \Pi}{\operatorname{argmin}} \hat{\sigma}_n^2(\pi^*) \quad (7)$$

em que  $\pi^*$  deve estar limitado a um subconjunto restrito do suporte de  $\pi$ , representado por  $\Pi = (\underline{\pi}, \bar{\pi})$ , de modo a assegurar um número mínimo de observações em cada parte da amostra.

A estimativa OLS dos demais parâmetros é encontrada substituindo  $\hat{\pi}_{OLS}^*$  no estimador condicional,  $\hat{\theta}_{OLS} = \hat{\theta}(\hat{\pi}_{OLS}^*)$ :

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_1(\hat{\pi}_{OLS}^*) &= \left( \sum_{t=1}^n x_t' x_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} \leq \hat{\pi}_{OLS}^*) \right)^{-1} \sum_{t=1}^n x_t' s_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} \leq \hat{\pi}_{OLS}^*) \\ \hat{\theta}_2(\hat{\pi}_{OLS}^*) &= \left( \sum_{t=1}^n x_t' x_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} > \hat{\pi}_{OLS}^*) \right)^{-1} \sum_{t=1}^n x_t' s_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} > \hat{\pi}_{OLS}^*) \end{aligned} \quad (8)$$

### 3.2. Estimação 2SLS e GMM

Havendo regressores endógenos, as estimativas OLS serão viesadas. O nível de atividade da economia é determinado de maneira simultânea ao superávit primário.<sup>8</sup> Portanto, para verificar a robustez dos resultados a esse possível viés de simultaneidade, o passo

<sup>8</sup> De um lado, o nível de atividade impacta o primário através da influência direta que exerce nas receitas e despesas públicas (devido à flutuação cíclica das bases tributárias e à operação de estabilizadores automáticos), além da resposta do governo na forma de políticas anticíclicas discricionárias. Por outro lado, o superávit primário impacta o nível de atividade por meio de impulso ou contração fiscal. A regra nos estudos aplicados para o Brasil é utilizar o hiato do produto defasado, o que não é o mais indicado, principalmente para dados trimestrais.

indicado é instrumentalizar o hiato do produto. Para tal, faz-se necessário utilizar o estimador proposto por Caner e Hansen (2004), que consiste de 2SLS para o valor do limiar e GMM para os demais parâmetros. A estimação é feita de forma sequencial, de acordo com os passos mostrados a seguir.

É necessário dividir  $x_t$ , tal que  $x_t = (x_{1t}, x_{2t})$  onde  $x_{1t}$  é a partição contendo apenas as variáveis endógenas e  $x_{2t}$  as variáveis exógenas. Estima-se uma forma reduzida por OLS para as variáveis endógenas,  $x_{1t}$ , por meio de um conjunto apropriado de instrumentos,  $z_t$ . Vamos supor que a forma reduzida apropriada seja conhecida:

$$x_{1t} = z_t \delta + \varepsilon_t \quad (9)$$

A estimativa OLS  $\hat{\delta}$  é tal que  $\hat{x}_{1t} = z_t \hat{\delta} \perp \varepsilon_t$ . Em seguida, estima-se o valor do limiar utilizando  $\hat{x}_{1t}$  no lugar de  $x_{1t}$ . Vamos reescrever  $\tilde{x}_t = (\hat{x}_{1t}, x_{2t})$ . Novamente por concentração chega-se à estimativa 2SLS para o limiar. Agora o estimador condicional é dado pela seguinte expressão:

$$\tilde{\theta}(\pi^*) = \left( \sum_{t=1}^n \tilde{x}_t(\pi^*)' \tilde{x}_t(\pi^*) \right)^{-1} \sum_{t=1}^n \tilde{x}_t(\pi^*)' s_t \quad (10)$$

Isto possibilita encontrar a SSR e a variância para todos os valores possíveis da variável de estado:

$$\tilde{\sigma}_n^2(\pi^*) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \tilde{\varepsilon}_t(\pi^*)^2 \quad (11)$$

O estimador 2SLS do limiar resulta de:

$$\tilde{\pi}_{2SLS}^* = \operatorname{argmin}_{\pi^* \in \Pi} \sigma_n^2(\pi^*) \quad (12)$$

Estimam-se, por fim, os demais parâmetros por GMM na amostra dividida segundo a estimativa do limiar. Para tal, cabe notar que  $\tilde{\theta}_{2SLS} = \tilde{\theta}(\tilde{\pi}_{2SLS}^*)$ . De tais resultados, calculam-se as matrizes de pesos:

$$\begin{aligned}\tilde{\Omega}_1 &= \sum_{t=1}^n z_t' z_t \tilde{\epsilon}_t^2 \mathbf{1}(\pi_{t-1} \leq \tilde{\pi}_{2,SLs}^*) \\ \tilde{\Omega}_2 &= \sum_{t=1}^n z_t' z_t \tilde{\epsilon}_t^2 \mathbf{1}(\pi_{t-1} > \tilde{\pi}_{2,SLs}^*)\end{aligned}\quad (13)$$

Finalmente, os estimadores GMM são dados por:

$$\begin{aligned}\tilde{\theta}_1(\tilde{\pi}_{2,SLs}) &= \left( \sum_{t=1}^n x_t' z_t \tilde{\Omega}_1^{-1} z_t' x_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} \leq \tilde{\pi}_{2,SLs}) \right)^{-1} \sum_{t=1}^n x_t' z_t \tilde{\Omega}_1^{-1} z_t' s_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} \leq \tilde{\pi}_{2,SLs}) \\ \tilde{\theta}_2(\tilde{\pi}_{2,SLs}) &= \left( \sum_{t=1}^n x_t' z_t \tilde{\Omega}_2^{-1} z_t' x_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} > \tilde{\pi}_{2,SLs}) \right)^{-1} \sum_{t=1}^n x_t' z_t \tilde{\Omega}_2^{-1} z_t' s_t \mathbf{1}(\pi_{t-1} \geq \tilde{\pi}_{2,SLs})\end{aligned}\quad (14)$$

### 3.3. Testes de Hipóteses

Chan (1993) mostra que a estimativa do limiar é superconsistente, chegando à sua distribuição assintótica, que é não padrão e depende de uma série de parâmetros não identificados sob a hipótese nula, inviabilizando testes de hipóteses. Para citar um exemplo concreto, para um limiar de valor desconhecido, a aproximação chi-quadrada para a distribuição dos testes da razão de verossimilhança (LR) será inválida, dado que o limiar foi selecionado de tal maneira a depender dos dados.

Hansen (1996) estuda a teoria assintótica com aplicação a regressões TAR, partindo da contribuição de Davies (1987), que explora a classe de testes supremos com base no princípio da máxima verossimilhança. A exposição que se segue é baseada em Hansen (2000), que desenvolve uma aproximação para a distribuição assintótica que resulta em menor taxa de convergência, mas permite chegar a valores críticos.<sup>9</sup>

<sup>9</sup> Carrasco (2002) também estuda a classe de testes supremos baseados no princípio da máxima verossimilhança, mostrando que o teste para a presença de limiar exibe poder contra instabilidade paramétrica devido à quebra estrutural ou *markov-switching*. Nas simulações de Monte Carlo, o teste para instabilidade paramétrica resultante de processos *markov-switching* também mostrou poder, identificando o regime correto na maior parte das vezes, seja para a alternativa de quebra estrutural ou de limiar. Por outro lado, testes de quebra estrutural não aparentaram exibir poder quando a alternativa correta é uma regressão de limiar ou *markov-switching*.

Resulta do processo de estimação a estatística LR para testar hipóteses no valor do limiar, bem como para construir o intervalo de confiança para tal parâmetro. Vamos indicar por  $\pi_0^*$  o valor verdadeiro do limiar. Sob a hipótese auxiliar de que  $\epsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2)$ , as estatísticas apropriadas para testar  $H_0: \pi^* = \pi_0^*$ , com base nas estimativas OLS e 2SLS do limiar, são dadas por:

$$LR_n^*(\pi^*) = \frac{LR_n(\pi^*)}{\hat{\eta}^2} = n \frac{SSR_n(\pi^*) - SSR_n(\hat{\pi}^*)}{\hat{\sigma}_n^2 (\hat{\pi}^*)^2} \quad (15)$$

onde:  $\hat{\pi}^* = \hat{\pi}_{OLS}^*$  ou  $\hat{\pi}_{2SLS}^*$ ; e  $\eta^2 = E(r_{1t} | \pi_{t-1} = \pi_0^*) / E(r_{2t} | \pi_{t-1} = \pi_0^*)$ , para  $r_{1t} = ((\theta_2 - \theta_1)' x_t)^2 (\epsilon_t^2 / \sigma^2)$  e  $r_{2t} = ((\theta_2 - \theta_1)' x_t)^2$ .

Na presença de homocedasticidade, sabe-se que  $\eta^2 = 1$  e a distribuição do teste LR é não padrão, mas não depende de tal parâmetro, sendo o valor crítico dado por  $c(1 - \alpha) = -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ , onde  $\alpha$  denota o nível de significância assintótico do teste. No teste robusto a heterocedasticidade,  $\eta^2$  necessita ser estimado. Vamos denotar os análogos amostrais de  $r_{jt}$  por  $\hat{r}_{jt}$ ,  $j = 1, 2$ .

Pode-se chegar a uma estimativa OLS por meio de uma regressão quadrática na variável de limiar, que é  $\pi_{t-1}$  no nosso caso. Para  $j = 1, 2$  regride-se:

$$\hat{r}_{jt} = \hat{\lambda}_{j0} + \hat{\lambda}_{j1} \pi_{t-1} + \hat{\lambda}_{j2} \pi_{t-1}^2 + \hat{u}_{jt} \quad (16)$$

Essas estimativas possibilitam calcular:

$$\hat{\eta}^2 = \frac{\hat{\lambda}_{10} + \hat{\lambda}_{11} \hat{\pi}^* + \hat{\lambda}_{12} \hat{\pi}^{*2}}{\hat{\lambda}_{20} + \hat{\lambda}_{21} \hat{\pi}^* + \hat{\lambda}_{22} \hat{\pi}^{*2}} \quad (17)$$

Fica claro que o valor crítico do teste LR robusto a heterocedasticidade é dado por  $c^*(1 - \alpha) = c(1 - \alpha) \hat{\eta}^2$ , o que permite construir um intervalo de confiança para a estimativa do limiar.

#### 4. Dados

O período amostral cobre os anos de 1996 a 2011. Em relação à frequência das séries de tempo, torna-se necessário considerar o fato de que a resposta da política fiscal envolve defasagens, não sendo indicada a utilização de dados mensais. Como o período de interesse não conta com séries longas de dados anuais, optamos por analisar os dados trimestrais que vão até junho de 2012.

Os dados de finanças públicas, superávits primários e endividamento público líquido, além dos gastos com juros, referem-se ao governo central. Este conceito de governo engloba o Tesouro Nacional e o INSS (Instituto Nacional do Seguro Social), além do Banco Central.<sup>10</sup> Ficam de fora os governos regionais e as empresas estatais. Isto porque estados e municípios têm comportamento fiscal bastante distinto do governo federal, o que é amplamente reconhecido, devido a acordos de renegociação de dívidas e limites para operações de crédito. Empresas estatais têm contribuído pouco para o resultado fiscal (Petrobrás e Eletrobrás foram excluídas das estatísticas fiscais), exceto via pagamentos de dividendos (que comparecem no balanço do Tesouro).

O superávit primário e os gastos com juros consistem de valores acumulados em 12 meses, enquanto a dívida é o valor de final de período, que nas regressões é utilizado como aproximação para a cifra no início do período seguinte. A fonte destes dados é o Banco Central, que produz as estatísticas fiscais abaixo da linha. Tais variáveis encontram-se mensuradas como proporção do PIB nominal, que é compilado pelo IBGE. As séries de dados são mostradas nas Figuras de 1 a 3.<sup>11,12</sup>

<sup>10</sup> A consolidação desses balanços traz implicações práticas relevantes. No caso do Tesouro e do INSS, leva-se em consideração o fato de o déficit da previdência ser encarado como uma despesa orçamentária qualquer, impactando o endividamento público de forma não discriminada. No caso do Banco Central, ressalta-se que desaparecem os itens de relacionamento com o Tesouro, como o saldo da Conta Única e os títulos parados na carteira do Banco. Passam a integrar a dívida líquida as obrigações do Banco (base monetária e demais depósitos, além das operações compromissadas), bem como seus haveres (como empréstimos a instituições financeiras, mas as reservas internacionais são o item de maior peso no total).

<sup>11</sup> Não foram feitas correções nos valores dos superávits divulgados (por exemplo, seguindo alguma definição de receitas não recorrentes ou contabilidade criativa). Isto porque os superávits registrados sempre impactam a dívida pública, independentemente da forma que tenham sido gerados. É exatamente isso o que importa na ótica deste estudo.

<sup>12</sup> Cabe notar que o PIB nominal foi revisado pelo IBGE em 2007, retroagindo até 1995. Ademais, o PIB das Contas Trimestrais fica sempre sujeito a revisões, até a compatibilização com as Contas Nacionais do ano, o que é feito no Brasil com uma defasagem de mais de dois anos. Portanto, não se tratando de dados em tempo real para o PIB, é importante ter clareza de que os valores das variáveis fiscais (como razão do PIB) diferem dos primeiros dados divulgados.



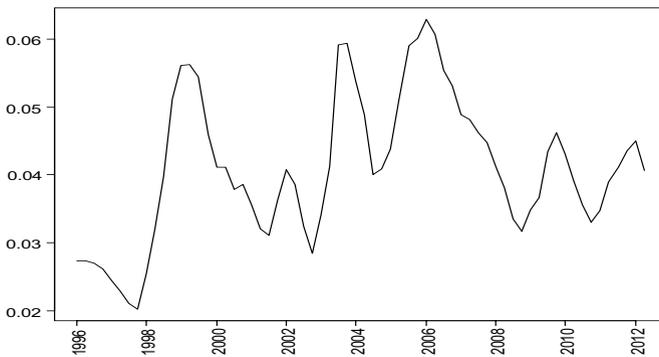
**Figura 1 – Superávit primário,  $s$  – razão do PIB, 1996:I a 2012:II.**

Fonte: Banco Central.



**Figura 2 – Endividamento público líquido,  $d$  – razão do PIB, 1996:I a 2012:II.**

Fonte: Banco Central.



**Figura 3 – Gastos com juros,  $r$  – razão do PIB, 1996:I a 2012:II.**

Fonte: Banco Central.

As estimações propostas pressupõem que as variáveis envolvidas sejam estacionárias. Por isso, havendo incerteza em relação à ordem de integração das séries fiscais, faz-se necessário testar para a presença de raízes unitárias. Lee e Strazicich (2003) propuseram um teste que permite a existência de duas quebras estruturais (inclusive sob a hipótese nula de tendência estocástica). Lee e Strazicich (2004) examinaram o caso de apenas uma quebra nos dados. Cabe observar que os testes de Lee e Strazicich são inspirados na contribuição de Schmidt e Phillips (1992), que desenvolveram testes LM (multiplicador de Lagrange) de raiz unitária.

A vantagem do teste LM de Schmidt e Phillips se refere ao fato de os termos deterministas (nível e tendência) manterem o mesmo significado sob a hipótese nula e a alternativa. Vale lembrar que isso não acontecia nas especificações ADF (augmented Dickey-Fuller) que geravam resultados ambíguos.<sup>13</sup> No teste de Zivot e Andrews (1992), que é a versão do teste ADF com quebra endógena, os resultados também podem ter mais de um sentido. A rejeição da nula não significa a ausência de tendência estocástica, pois a quebra comparece somente sob a hipótese alternativa. Os testes LM de Lee e Strazicich admitem quebra tanto sob a nula quanto sob a alternativa. Dessa forma, a rejeição da primeira implica a ausência de tendência estocástica.

A Tabela 1 traz os resultados relevantes. Para selecionar os termos deterministas, iniciamos com regressões mais gerais, com duas quebras tanto no nível como na inclinação da função tendência. Em seguida, restringimos a regressão do teste de acordo com a significância das *dummies* de quebra, fazendo também um julgamento baseado nas propriedades das séries de tempo. De um modo geral, observou-se que os resultados qualitativos não foram sensíveis a alterações nos termos deterministas.

Para a série de superávits primários, com duas quebras no nível da função, tal teste indica a rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 1% de significância. No caso do endividamento, com uma quebra tanto na constante como na inclinação, também se rejeita a nula de

<sup>13</sup> No teste ADF, a regressão que tem a constante implica um passeio aleatório com *drift* sob a hipótese nula e um processo estacionário em nível na alternativa. A estatística é inconsistente contra a alternativa de *trend-stationarity*. A regressão que tem o termo de tendência é consistente se a alternativa é *trend-stationarity*, mas esse termo determinista é irrelevante sob a nula, o que acarreta perda de poder do teste.

tendência estocástica a 1% de significância. Para as despesas de juros, é possível rejeitar a hipótese nula a 5% de significância trabalhando com duas quebras em ambos os termos deterministas.

**Tabela 1 – Testes para a presença de raiz unitária nas séries fiscais**

Período amostral: 1996:I a 2012:II, T = 66						
Variável $\alpha$	s		d		r	
	Estimativa	t-stat	Estimativa	t-stat	Estimativa	t-stat
$\mu$	0,001	2.299**	0,027	6.351***	0,003	3.202***
S(1)	-0,404	-4.608***	-1,002	-5.313***	-0,346	-6.144**
D1	0,005	1.765*	-0,047	-2.822***	-0,002	-0.675
DT1	-	-	-0,021	-5.432***	-0,004	-2.831***
D2	-0,008	-2.789***	-	-	0,015	5.195***
DT2	-	-	-	-	-0,001	-1,484
Lags $\beta$	3		7		1	
Quebras	1999:II, 2008:IV		2003:I		2000:II, 2003:II	

\* Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\* a 5% e \*\*\* a 1%.

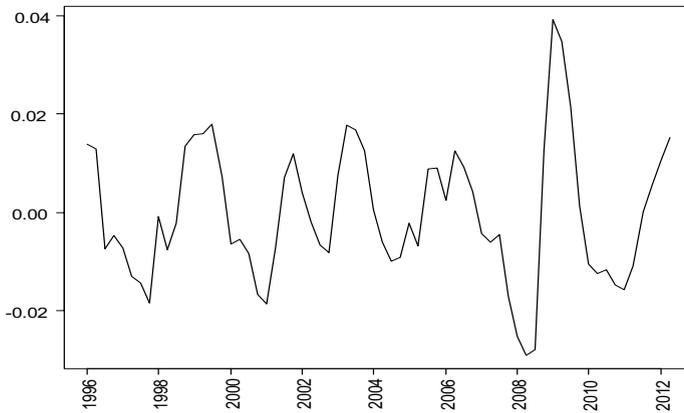
$\alpha$  Regressão do teste:  $\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \hat{S}_{t-1} + u_t$ ,  $H_0: \phi < 0$ . Em tal regressão,  $Z_t$  é um vetor de variáveis exógenas. Havendo duas quebras de nível (como no caso do superávit),  $Z_t = (1, t, D_{1t}, D_{2t})'$ . No caso de uma quebra de nível e inclinação (como na dívida pública),  $Z_t = (1, t, D_{1t}, DT_{1t})'$ . E, para duas quebras na constante e na tendência (como nos gastos com juros),  $Z_t = (1, t, D_{1t}, DT_{1t}, D_{2t}, DT_{2t})'$ . Se  $T_{Bj}$  denota a data de uma quebra,  $j = 1, 2$ ,  $D_{jt} = 1$  para  $t \geq T_{Bj} + 1$  e o caso contrário; e  $DT_{jt} = t - T_{Bj}$  para  $t \geq T_{Bj} + 1$  e 0 caso contrário. Por sua vez,  $\hat{S}_t$  é dado por  $y_t - \hat{\psi}_x - Z_t \delta$ , onde  $\delta$  são coeficiente da regressão de  $\Delta y_t$  em  $\Delta Z_t$ , e  $\hat{\psi}_x = y_1 - Z_1 \delta$  (o subscrito 1 denota a primeira observação).

$\beta$  Defasagens escolhidas, partindo de um máximo de 8 lags, de acordo com o critério de informação de Akaike – AIC.

Fonte: Elaboração própria.

Para estimar o hiato do produto, utiliza-se o índice encadeado do PIB das Contas Nacionais Trimestrais do IBGE. Tal variável resultou da estimação de um modelo estrutural com o auxílio do filtro de Kalman. Na representação de espaço de estados, emprega-se a especificação cuja tendência tem nível fixo e inclinação estocástica (smooth trend) (Koopman *et al.*, 2009). Esta modelagem estrutural inclui também um ciclo curto, com flutuações que são estocásticas, porém estacionárias, devido à existência de um fator de amortecimento. Para lidar com uma característica marcante dos dados do PIB, um termo de sazonalidade estocástica comparece neste modelo estrutural.

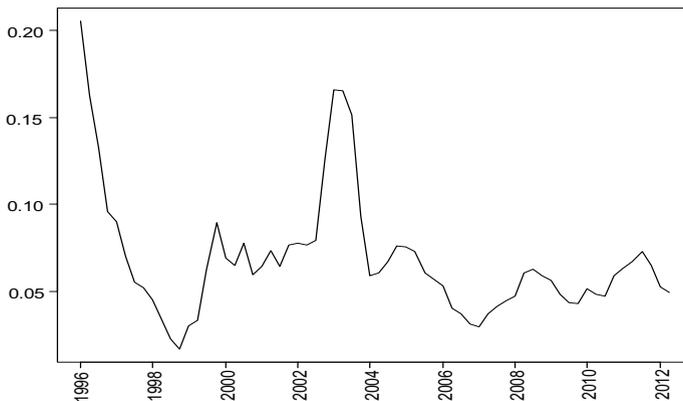
A Figura 4 apresenta a aproximação resultante do hiato do produto, utilizando a estimativa do PIB sem sazonalidade, bem como sua parte tendencial, que é o PIB potencial. Por sua vez, a Figura 5 mostra a taxa de inflação, que consiste na mudança percentual no IPCA acumulada em 12 meses. Esses dados evidenciam que ambas as variáveis exibem a propriedade de reversão à média. Enquanto o hiato do produto é estacionário por construção, pode-se dizer que a estacionariedade da taxa de inflação não é contestada pela teoria ou estudos empíricos.



**Figura 4 – Hiato do produto, 1996:I a 2012:II.\***

\* Tal série foi calculada como  $\hat{y}_t = 1 - y_t / y_t^p$  onde  $y_t$  é o PIB (sem sazonalidade) e  $y_t^p$  denota o produto potencial.

Fonte: IBGE.



**Figura 5 – Inflação – mudança % no IPCA, 1996:I a 2012:II.**

Fonte: IBGE.

## 5. Resultados Empíricos

Há correlação positiva entre os valores dos superávits primários e da dívida líquida na amostra como um todo, como mostra a Figura 6. Porém, as observações aglutinam-se nas regiões sudoeste (endividamento e superávits baixos em relação à média) e nordeste (dívida pública e superávits elevados) do diagrama. Esta constatação sugere a existência de dois equilíbrios no período.

Decorre disto que duas hipóteses necessitam ser examinadas: houve uma quebra estrutural nos dados, o que representou uma mudança de uma vez por todas na sequência de superávits; e a política fiscal envolve alguma forma de não linearidade no nível de endividamento, compatível com a persistência dos superávits observada para níveis elevados de endividamento.

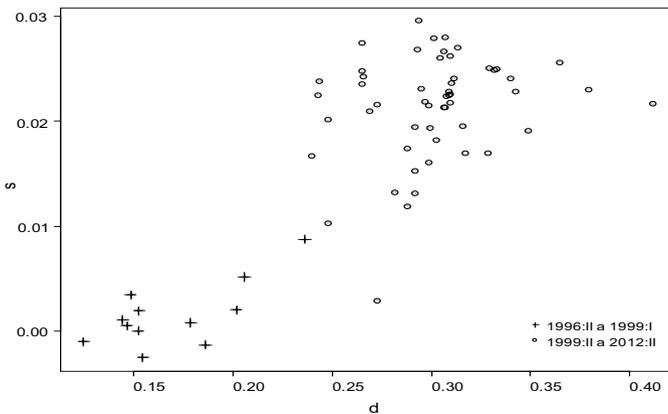


Figura 6 – Superávits primários e dívida pública líquida do governo central (razão do PIB), 1996:II a 2012:II.

Fonte: Banco Central.

Estimativas de limiar levam em consideração a influência da política monetária. Por meio desta abordagem, examinam-se duas hipóteses adicionais: o comportamento fiscal do governo altera-se quando a taxa de inflação do IPCA em 12 meses ultrapassa certo patamar; e, apesar de não integrarem as despesas primárias, os gastos com juros influenciam a determinação dos superávits primários, pois impactam o déficit nominal e a dinâmica da dívida pública.<sup>14</sup>

<sup>14</sup> A divisão do período amostral (segundo a tendência, taxa de inflação do IPCA ou gastos com juros como proporção do PIB) resultou em subamostras pequenas. Como se sabe, nessa situ-

### 5.1. Divisão do Período Amostral

Os primeiros resultados são mostrados na Tabela 2. Na primeira coluna, reportam-se as estimativas da regressão linear. O restante da tabela mostra estimativas de quebra estrutural. Porém, vamos nos concentrar apenas no último regime por limitações de espaço: na segunda coluna, por exemplo, apresentam-se os resultados do segundo trimestre de 1999 em diante; na terceira coluna, mostram-se as estimativas a partir do segundo trimestre de 2001; e assim por diante.

É possível testar a hipótese nula de linearidade contra a alternativa de quebra estrutural por meio do arcabouço de limiar, sendo a variável de estado a tendência, o que resulta essencialmente na técnica de Bai (1997). De acordo com esse procedimento, o ponto mais provável de quebra estrutural é o primeiro trimestre de 2001 (ver estatística LR, computada conforme a Equação (15), na Tabela 2). No entanto, nota-se grande incerteza em relação ao ponto correto da quebra estrutural, havendo dois outros mínimos locais, localizados no terceiro trimestre de 2003 e 2007, em que se rejeita a nula. É possível que exista mais de uma quebra. Na quarta e quinta colunas, respectivamente, apresentam-se as estimativas do quarto trimestre de 2003 e 2007 em diante.

Na regressão linear, todas as variáveis apresentam o sinal correto, bem como magnitudes plausíveis. Estima-se que uma elevação (queda) de 1% do PIB no endividamento gerou em média um acréscimo (corte) de 0,15% do PIB no superávit primário anualizado no equilíbrio. Este ajustamento dos superávits se deu ao longo de vários trimestres, dado que, em cada período, o peso atribuído ao superávit defasado é de mais de 70%. Observa-se que o hiato do produto não é significativo, o que é surpreendente, apesar de também apresentar o sinal correto.<sup>15</sup>

---

ação os estimadores são imprecisos e a inferência não é indicada. Dessa forma, recomenda-se cautela na interpretação dos resultados, notadamente nos casos em que há muito poucas observações.

<sup>15</sup> A impressão que fica é de que a política fiscal discricionária não teria sido anticíclica durante boa parte do período amostral. Ver Rocha (2009) e Schettini *et al.* (2011), por exemplo. Entretanto, no período recente de crises financeiras, a política fiscal aparenta ter atuado para conter a desaceleração da economia, por meio de desonerações fiscais e gastos públicos. Independente disto, as flutuações cíclicas nas bases tributárias e a operação dos estabilizadores automáticos fazem com que haja uma relação entre o nível de atividade e os superávits. Ver seção 2.

Tabela 2 – Regressões de quebras estruturais

Var. dep.: superávit primário/PIB – s					
Amostra	De 1996:II em diante	De 1999:II em diante	De 2001:II em diante	De 2003:IV em diante	De 2007: IV em diante
$\rho$	0.733*** (0.063)	0.710*** (0.055)	0.768*** (0.042)	0.752*** (0.040)	0.623*** (0.038)
$\alpha_0$	-0.022*** (0.005)	-0.002 (0.015)	-0.005 (0.014)	0.002 (0.015)	0.117*** (0.020)
$\alpha_Y$	-0.272 (0.186)	-0.316* (0.167)	-0.565*** (0.143)	-0.591*** (0.148)	-0.962*** (0.116)
$\gamma$	0.147*** (0.017)	0.080* (0.048)	0.089* (0.047)	0.066 (0.050)	-0.324*** (0.074)
<i>T</i> (n. obs.)	65	53	45	35	19
$LR_n(t)$	-	10.859	0.000***	4.443***	4.002***
$R^2$ adj.	0,902	0,687	0,770	0,786	0,793
$\sigma$	2,83E-03	2,80E-03	2,52E-03	2,64E-03	3,18E-03
$SSR$	4,89E-04	3,85E-04	2,59E-04	2,16E-04	1,51E-04
$BP$	8.761**	29.271***	30.598***	28.472***	12.498***
$BG$	0,109	0,115	4.091**	4.586**	5.624**

\* Significante a 10%, \*\* a 5%, e \*\*\* a 1%.

( ) = Erros-padrão HAC (pelo método Newey-West, janela  $L = 4$ ). Erros-padrão dos coeficientes de longo prazo calculados conforme Bårdsen (1989), fórmula (11).  $\sigma$  = erro-padrão da regressão,  $SSR$  = soma dos quadrados dos resíduos,  $BP$  = Teste F de Breusch-Pagan para a presença de heterocedasticidade,  $BG$  = Teste LM de Breusch-Godfrey para detectar correlação serial de primeira ordem.

Fonte: Elaboração própria.

As regressões de quebra estrutural em 1999 ou 2001 obtiveram resultados semelhantes. Em relação à equação linear, as principais mudanças se deram nos valores do intercepto e na resposta dos superávits diante de alterações na dívida. Os interceptos tiveram estimativas pontuais maiores (valores mais próximos de zero e não significantes), o que retrata a tendência à geração de superávits maiores, para valores fixos das covariadas. Por sua vez, alterações na dívida pública tiveram impacto menor na sequência de primários. Vale ressaltar que esses resultados corroboram com estimativas de outros autores. Porém, os erros-padrão desses parâmetros foram maiores. A principal diferença entre essas regressões (quebra estrutural em 1999:II versus 2001:II) diz respeito ao parâmetro de suavização, uma vez que a persistência dos superávits foi maior a partir de 2001.

É interessante observar que o hiato do produto torna-se significativo quando se divide a amostra. Tal resultado se mantém nas demais estimativas. Porém, com duas ou três quebras estruturais (regime final de 2003:IV ou 2007:IV em diante), os graus de liberdade disponíveis para a estimação são bem menores, sendo recomendável cuidado na interpretação dessas estimativas. Apesar de apresentar o sinal correto, a resposta da política fiscal diante de alterações na dívida pública não é significativa na subamostra que se inicia no final de 2003. Já a partir do final de 2007, o sinal trocado (negativo) para tal parâmetro reflete o peso de observações atípicas.

## 5.2. Relação não Linear

Dando sequência às análises empírica, notamos que a dispersão dos dados mostrada na Figura 6 sugere haver uma relação não linear entre os valores dos superávits primários e da dívida pública líquida. Devido a este fato, a Tabela 3 mostra estimativas da equação de reação da política fiscal em que a resposta marginal dos superávits depende do nível de endividamento em relação à média amostral,  $d^*$ . Os resultados encontrados indicam que a sensibilidade dos superávits é decrescente no nível de endividamento (o que está de acordo com o padrão de aglutinação das observações).<sup>16</sup>

Dessa forma, a resposta da política fiscal é relativamente pequena para valores elevados da dívida pública. Contudo, é provável que o declínio persistente no nível de endividamento faça com que o governo altere a sequência de superávits. Cabe observar que essa representação também capta a principal ideia por trás um ajuste fiscal (como o que ocorreu no Brasil em 2003).<sup>17</sup> Note-se que, diferentemente de certas estimativas de quebra estrutural, o superávit não é exógeno em qualquer parte da amostra. Em face desta intuição simples, acreditamos que esta representação da política fiscal é mais atrativa. As implicações fora da amostra são bastante distintas.

<sup>16</sup> Nas estimativas de Bohn (1998) com dados anuais de longo prazo dos Estados Unidos, os resultados indicaram uma resposta marginal dos superávits que é crescente no nível de endividamento. Nas aplicações para o Brasil, apenas Luporini (2002) examinou termos não lineares na dívida pública, não encontrando significância estatística.

<sup>17</sup> Um choque grande na dívida pública eleva o nível dos superávits primários, que se tornam pouco sensíveis a mudanças no nível de endividamento. Como resultado da política fiscal mais austera, a dívida pública diminui e abre espaço para que o superávit também seja reduzido com o passar dos anos.

A segunda coluna da Tabela 3 contém um termo quadrático, enquanto a terceira coluna evidencia que o termo cúbico não é significativo, o que também se aplica para ordens superiores. O intercepto é um pouco maior, porém permanece negativo e significativo, enquanto o hiato do produto permanece com o sinal correto, mas é significativo apenas a 15%. A regressão quadrática indica uma suavização menor na comparação com a regressão linear reportada novamente na primeira coluna. Porém, a não linearidade na regra de política fiscal implica persistência maior dos superávits para níveis elevados de endividamento.

**Tabela 3 – Não linearidades na variável dívida pública**

Var. dep.: superávit primário/PIB – s				
Período amostral: 1996:II a 2012:II, T=65				
	Linear	Quadrática	Cúbica	Quebra em $d^*$
$\rho$	0.733*** (0.063)	0.688*** (0.054)	0.692*** (0.058)	0.690*** (0.060)
$\alpha_0$	-0.022*** (0.005)	-0.012* (0.007)	-0.009 (0.013)	-0.031*** (0.005)
$\alpha_Y$	-0,272 (0.186)	-0,243 (0.160)	-0,250 (0.166)	-0,232 (0.170)
$Y$	0.147*** (0.017)	0.115*** (0.019)	0.103** (0.040)	0.187*** (0.023)
$Y_{quad}$	-	-0.519** (0.204)	-0.491*** (0.176)	-
$Y_{cub}$	-	-	1,071 (2.577)	-
$Y_{break}$	-	-	-	-0.131* (0.070)
$R^2_{adj}$	0,902	0,907	0,906	0,906
$\sigma$	2,83E-03	2,76E-03	2,78E-03	2,78E-03
$SSR$	4,89E-04	4,57E-04	4,56E-04	4,62E-04
$BP$	8.761**	16.791***	17.305***	23.369***
$BG$	0,109	0,142	0,116	0,092

\* Significante a 10%, \*\* a 5%, e \*\*\* a 1%.

( ) = Erros-padrão HAC (pelo método Newey-West, janela  $L=4$ ). Erros-padrão dos coeficientes de longo prazo calculados conforme Bårdsen (1989), fórmula (11).  $\sigma$  = erro-padrão da regressão,  $SSR$  = soma dos quadrados dos resíduos,  $BP$  = Teste F de Breusch-Pagan para a presença de heterocedasticidade,  $BG$  = Teste LM de Breusch-Godfrey para detectar correlação serial de primeira ordem. O coeficiente  $Y_{quad}$  denota o efeito parcial da variável quadrática  $(d-d^*)^2$ , enquanto  $Y_{cub}$  representa o coeficiente da variável cúbica  $(d-d^*)^3$ , sendo  $d^*=0.277$  a média do endividamento no período amostral. Finalmente,  $Y_{break}$  denota o coeficiente da função  $\max(0, d-d^*)$ .

Fonte: Elaboração própria.

Como mencionado, a resposta marginal dos superávits primários é decrescente no nível da dívida pública. Para níveis baixos de endividamento, digamos 10% do PIB, uma elevação (queda) de um 1% do PIB na dívida gera um acréscimo (corte) de 0,3% do PIB no superávit primário. Esta resposta decresce até se tornar nula quando a dívida pública chega a 40% do PIB, mas este nível sequer é observado para o governo central durante o período amostral. Para um nível de endividamento de 23% do PIB, que é próximo ao atual, a regra fiscal não linear indica uma resposta de 0,16% do PIB (cerca de duas vezes superior ao nível indicado pelas regressões de quebra).

Em vez de potências em  $(d - d^*)$ , a quarta coluna inclui uma quebra no nível médio da dívida pública por meio da função  $\max(0, d - d^*)$ . Como seria de se esperar, essa regressão indica uma resposta menor dos superávits para níveis de endividamento acima da média. Em tal cenário, uma elevação (queda) de 1% do PIB no endividamento produz um acréscimo (corte) de apenas 0,06% do PIB no superávit primário. De outro lado, para valores da dívida pública abaixo da média, como no cenário atual, tal resposta é de 0,19% do PIB (nível próximo ao foi obtido pela regressão quadrática).

### 5.3. Estimativas de Limiar

Em nossa visão, as estimativas reportadas até o momento contam uma história limitada da política fiscal no período analisado, pois não levam em consideração a influência da política monetária. Na sequência, testamos as hipóteses de limiar na taxa de inflação do IPCA e nas despesas de juros como razão do PIB, bem como mostramos os resultados das regressões para as diferentes subamostras.

Cabe notar que, não obstante a ideia de limiar na taxa de inflação do IPCA seja intuitiva, a atuação do governo dificulta a extração do sinal correto através da série temporal dos superávits. A experiência recente mostra que o Tesouro se vale de dois expedientes para controlar a inflação: o primeiro é conter a expansão dos gastos públicos, pois tal medida, além de elevar os superávits, reduz a pressão sobre a inflação; o segundo é a desoneração fiscal de bens selecionados, pois reduzem tanto os superávits como a inflação medida pelo IPCA.

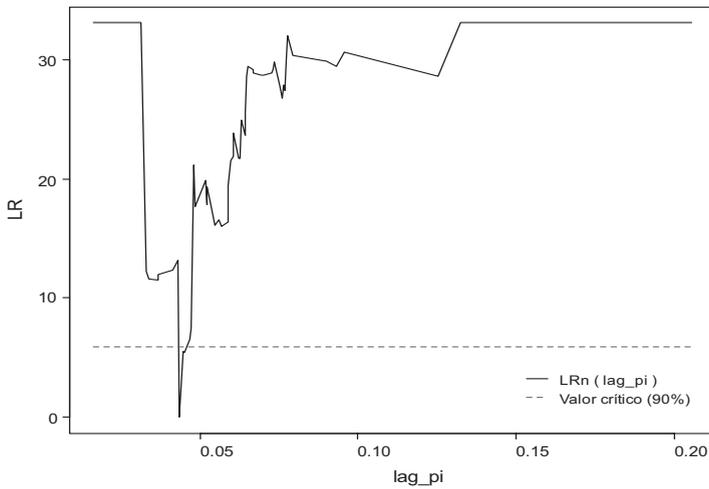


Figura 7 – Teste para a presença de threshold na taxa de inflação defasada ( $\pi_{t-1}$ ), estimativa do valor do limiar ( $\pi^*$ ) e intervalo de 90% de confiança.

Fonte: Elaboração própria.

A Figura 7 mostra a sequência de estatísticas LR, evidenciando que não se rejeita a existência de limiar na taxa de inflação do IPCA acumulada em 12 meses. O valor estimado para o limiar via OLS é de 4,34%. Vale ressaltar que o intervalo de confiança encontrado cobre valores até 4,52%, revelando menor incerteza na comparação com o teste de quebra estrutural.

De fato, faz sentido imaginar que o valor do limiar se encontre nessa faixa, pois a meta de inflação é 4,5% ao ano desde 2005. A estimativa do valor do limiar se mostrou robusta à instrumentalização do hiato do produto pela técnica 2SLS, bem como o intervalo de confiança não muda. A Tabela 4 reporta os resultados das regressões estimadas via OLS e GMM.

De um modo geral, as estimativas OLS dos parâmetros exibiram os sinais esperados. Segundo as estimativas GMM, esses resultados foram também razoavelmente robustos à utilização de variáveis instrumentais. A estatística J do teste de sobreidentificação de Hansen não rejeita as condições de momento exploradas.<sup>18</sup>

No entanto, os erros-padrão maiores mostram que, apesar de a instrumentalização em tese corrigir o viés, ela aumenta substancialmente a incerteza em relação ao valor real dos parâmetros em algumas subamostras.<sup>19</sup>

Essas regressões não incluem não linearidade no nível de endividamento, pois se constatou que isto prejudica o desempenho na previsão. O reduzido número de observações abaixo do valor do limiar, além de inviabilizar um refinamento maior, impede a inferência para tal regime. Na situação em que a inflação está acima do limiar, nota-se persistência maior da política fiscal.<sup>20</sup> Com efeito, o parâmetro de suavização encontrado pela técnica OLS indica que o superávit primário do trimestre anterior tem um peso de 87% na determinação da política fiscal. O método GMM estimou um peso de 92%.

<sup>18</sup> O seguinte procedimento foi empregado para selecionar as variáveis instrumentais. Primeiro, regredimos o hiato do produto em suas próprias defasagens, quatro defasagens dos superávits primários acumulados em 12 meses como proporção do PIB, da dívida pública como proporção do PIB, da taxa juros SELIC nominal acumulada no ano, da taxa de câmbio R\$/US\$ nominal e da taxa de inflação do IPCA acumulada em 12 meses. Segundo, selecionamos as variáveis que sobreviveram ao procedimento de exclusão do geral para o particular, mantendo fixas as variáveis exógenas que aparecem na regra de política fiscal. Em seguida, para verificar a robustez da seleção com base na significância, certas estratégias de seleção de defasagens propostas por Brüggemann e Lütkepohl (2001), que minimizam o critério AIC, foram examinadas. Vale ressaltar que as variáveis selecionadas foram praticamente as mesmas.

<sup>19</sup> O fato de as variáveis instrumentais explicarem boa parte da variabilidade do hiato do produto na amostra como um todo não exclui a possibilidade de nos defrontarmos com o problema de instrumentos fracos em algumas subamostras. Cabe observar que, enquanto as estimativas GMM tiveram erros-padrões bem maiores no modelo empírico de limiar na taxa de inflação, o mesmo não se verificou quando a variável de estado são os gastos com juros.

<sup>20</sup> Apenas este regime é relevante para a previsão, dado que desde o final de 2009 a inflação tem permanecido acima de 4,34%. Isto faz com que a capacidade preditiva não seja prejudicada pela imprecisão decorrente do reduzido número de observações no regime que tem inflação abaixo da estimativa do limiar.

Tabela 4 – Regressões de limiar na taxa de inflação defasada

	OLS		GMM	
	$\pi_{t-1} \leq 0.0434$	$\pi_{t-1} > 0.0434$	$\pi_{t-1} \leq 0.0434$	$\pi_{t-1} > 0.0434$
$\rho$	0.428*** (0.025)	0.874*** (0.041)	0.408*** (0.047)	0.921*** (0.058)
$\alpha_0$	-0.030*** (0.001)	-0.043*** (0.013)	-0.028*** (0.002)	-0,084 (0.066)
$\alpha_Y$	0.139** (0.046)	-0.907* (0.454)	0,078 (0.050)	-1,505 (1.202)
$Y$	0.168*** (0.005)	0.210*** (0.044)	0.163*** (0.009)	0,345 (0.213)
Est. OLS: $\pi^* = 0.0434$ , IC – 90% sign. = [0.0434, 0.0452] $T_{[\pi_{t-1} \leq 0.043]} = 13, T_{[\pi_{t-1} > 0.043]} = 52$ .		Est. 2SLS: $\pi^* = 0.0434$ , IC – 90% sign. = [0.0434, 0.0452]. $T_{[\pi_{t-1} \leq 0.043]} = 13, T_{[\pi_{t-1} > 0.043]} = 49$ .		
R <sup>2</sup> adj. = 0.930, $\sigma = 2.45E-03$ SSR = 3.42E-04		Exog.: 1's, $S_{t-1}$ , $d_t$ . End.: YVAR <sub>t</sub> . IV's: YVAR <sub>t-1</sub> , YVAR <sub>t-2</sub> , $i_{t-3}$ , $i_{t-4}$ , $\theta_{t-1}$ , $\theta_{t-4}$ . J-stat <sub>[<math>\pi_{t-1} \leq 0.0434</math>]} = 3.3381, J-stat<sub>[<math>\pi_{t-1} &gt; 0.0434</math>]} = 4.3808.</sub></sub>		

\* Significante a 10%, \*\* a 5%, e \*\*\* a 1%.

( ) = Erros-padrão robustos (Newey-West nas estimativas OLS). Erros-padrão dos coeficientes de longo prazo calculados conforme Bårdsen (1989), fórmula (11).  $\sigma$  = erro-padrão da regressão, SSR = soma dos quadrados dos resíduos. Na lista de instrumentos,  $i$  é a taxa nominal de juros SELIC (acumulada no ano, média do trimestre) e  $\theta$  é a taxa no nominal de câmbio R\$/US\$ (média entre taxas de compra e venda, média no trimestre). Regressores exógenos foram omitidos da lista de variáveis instrumentais. J-stat é a estatística J do teste de sobreidentificação de Hansen.

Fonte: Elaboração própria.

A estimativa OLS indica que uma elevação (queda) de 1% do PIB na dívida pública tende a provocar um acréscimo (corte) de 0,21% do PIB no superávit primário anualizado. Essa resposta é bem maior pela técnica GMM. Para se ter uma ideia da imprecisão, basta notar que o erro-padrão é cinco vezes maior. O mesmo acontece com a estimativa do coeficiente do hiato do produto que é significativa apenas pela técnica OLS (o erro-padrão obtido por GMM é quase três vezes maior). A expectativa prévia é de que tal parâmetro fosse significativa.

Isto porque, de um lado, o nível de atividade afeta diretamente as receitas e despesas públicas em qualquer cenário (devido a flutuações cíclicas nas bases tributárias e pela operação de estabilizadores automáticos); e, de outro, inflação acima do limiar não aparenta constituir empecilho para uma política anticíclica discricionária, uma vez que desonerações fiscais tendem a estimular a economia e ao mesmo tempo contribuem para conter a inflação no curto prazo.

Em relação aos gastos com juros, cumpre notar que tal variável influencia a dinâmica da dívida pública, pois representa parte substancial do déficit nominal brasileiro no período amostral. Isto justifica o teste empírico apresentado a seguir. No que se refere à equação estimada, incluímos o termo quadrático no endividamento para lidar com o impacto de choques grandes na dívida pública. Vale notar que, em algumas experimentações com os dados, observou-se uma melhora marginal na previsão.<sup>21</sup>

É possível visualizar na Figura 8 que não se rejeita a existência de limiar nas despesas de juros acumuladas em 12 meses como razão do PIB. A estimativa OLS do valor do limiar é de 3,81% do PIB, porém, o intervalo de confiança cobre observações entre 3,67 e 4,31%. A estimativa 2SLS do valor do limiar e do intervalo de confiança é idêntica. A Tabela 5 apresenta os resultados das regressões estimadas via OLS e GMM.

<sup>21</sup> O mesmo pode ser dito sobre as regressões que têm, em vez do termo quadrático, uma quebra no valor médio da dívida pública na amostra. No caso de limiar na taxa de inflação, tal refinamento leva a uma piora notável no desempenho fora da amostra. Ver estatísticas de previsão na Tabela 6, seção 6.

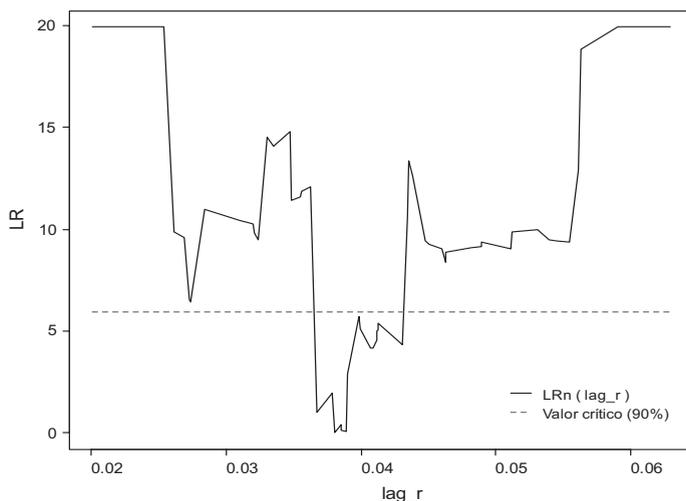


Figura 8 – Teste para a presença de threshold nos gastos com juros/PIB defasados ( $r_{t-1}$ ), estimativa do valor do limiar ( $r^*$ ) e intervalo de 90% de confiança.

Fonte: Elaboração própria.

As estimativas OLS foram particularmente robustas à utilização de variáveis instrumentais. Isto fica claro pela regressão GMM, cabendo observar que o teste de Hansen novamente valida as condições de momento. Cabe observar também que a divisão das observações entre os dois regimes é bem menos desigual.<sup>22</sup>

Na situação em que o gasto com juros se situa abaixo do limiar encontrado, o termo quadrático não é significativo, de modo que uma elevação (queda) de 1% do PIB na dívida pública provoca sempre um acréscimo (corte) de 0,17% do PIB no superávit primário anualizado de acordo com a estimativa OLS. A técnica GMM encontrou uma resposta marginal parecida (variação de 0,2% do PIB no superávit primário acumulado em 12 meses no equilíbrio). Nesse cenário, toda a inércia da política fiscal é captada pelo parâmetro de suavização. O peso dado ao superávit defasado na determinação da política fiscal é de 81% pelas estimativas OLS e GMM.

<sup>22</sup> Nas estimativas com limiar na taxa de inflação apenas um regime importa para a previsão (taxa de inflação acima do limiar). No caso de limiar nos gastos com juros, a variável de estado oscilou acima e abaixo do limiar ao longo do horizonte de previsão. Desta forma, o bom desempenho fora da amostra passa a depender de não haver imprecisões grandes nas duas partes da amostra.

Tabela 5 – Regressões de limiar nos gastos com juros defasados

Var. dep.: superávit primário/PIB – s				
Período amostral: 1996:II a 2012:II, T=65				
	OLS		GMM	
	$r_{t-1} \leq 0.0381$	$r_{t-1} > 0.0381$	$r_{t-1} \leq 0.0381$	$r_{t-1} > 0.0381$
$\rho$	0.813*** (0.094)	0.629*** (0.033)	0.806*** (0.095)	0.633*** (0.058)
$\alpha_0$	-0.031* (0.017)	0,001 (0.005)	-0,037 (0.022)	0,004 (0.007)
$\alpha_Y$	-0,740 (0.555)	-0,011 (0.093)	-0.738* (0.377)	-0,041 (0.099)
$Y$	0.174*** (0.056)	0.076*** (0.019)	0.196** (0.071)	0.069*** (0.022)
Yquad	-0,198 (0.325)	-1.023*** (0.343)	-0,620 (0.367)	-1.156*** (0.402)
Est. OLS: $r^* = 0.0381$ , IC – 90% sign. = [0.0367, 0.0431] $T_{[r_{t-1} \leq 0.0381]} = 26$ , $T_{[r_{t-1} > 0.0381]} = 39$ R2 adj. = 0.927, $\sigma = 2.55E-03$ SSR = 3.59E-04		Est. 2SLS: $r^* = 0.0381$ , IC – 90% sign. = [0.0367, 0.0431]. $T_{[r_{t-1} \leq 0.0381]} = 23$ , $T_{[r_{t-1} > 0.0381]} = 39$ Exog.: 1's, $s_{t-1}$ , $d_t$ , End.: YVAR. IV's: YVAR $_{t-1}$ , YVAR $_{t-2}$ , $i_{t-3}$ , $i_{t-4}$ , $\theta_{t-1}$ , $\theta_{t-4}$ . J-stat $_{[r_{t-1} \leq 0.0381]} = 7.3489$ , J-stat $_{[r_{t-1} > 0.0381]} = 6.2116$ .		

\* Significante a 10%, \*\* a 5%, e \*\*\* a 1%.

( ) = Erros-padrão robustos (Newey-West nas estimativas OLS). Erros-padrão dos coeficientes de longo prazo calculados conforme Bårdsen (1989), fórmula (11).  $\sigma$  = erro-padrão da regressão, SSR = soma dos quadrados dos resíduos. Na lista de instrumentos,  $i$  é a taxa nominal de juros SELIC (acumulada no ano, média do trimestre) e  $\theta$  é a taxa no nominal de câmbio R\$/US\$ (média entre taxas de compra e venda, média no trimestre). Regressores exógenos foram omitidos da lista de variáveis instrumentais. J-stat é a estatística J do teste de sobreidentificação de Hansen. Fonte: Elaboração própria.

O hiato do produto apresenta o sinal correto, porém é significativo apenas a 20 e 10%, respectivamente, de acordo com as estimativas OLS e GMM. Contudo, quando os gastos com juros estão acima do limiar, o hiato nunca é significativo. Isto provavelmente reflete uma propensão menor da política fiscal a estabilizar o nível de atividade em tal situação. A própria estimativa do intercepto, que antes era negativo e agora não é estatisticamente diferente de zero, indica uma tendência maior à contenção fiscal quando as despesas financeiras representam um peso maior no orçamento.

No que diz respeito ao parâmetro de suavização, cumpre notar que o peso dado ao superávit do trimestre anterior na determinação da política fiscal é de 63% independentemente do método de estimação.

Contudo, isto dá uma dimensão incorreta da inércia da política fiscal para níveis elevados de endividamento, pois o termo quadrático é significativo e a resposta da política fiscal decresce rapidamente de acordo com o nível da dívida pública. Com efeito, a sensibilidade dos superávits é nula para uma dívida um pouco acima de 30% do PIB. Porém, para um nível de endividamento como o atual, próximo a 23% do PIB, a técnica OLS indica que uma elevação (queda) de 1% do PIB na dívida provoca um acréscimo (corte) de 0,17% do PIB no superávit primário. A estimativa GMM é similar.

## 6. Estatísticas de Previsão

Para a comparação fora da amostra, as regressões relevantes foram re-estimadas com a amostra truncada no segundo trimestre de 2010. Portanto, as projeções foram feitas para dois anos, até o segundo trimestre de 2012. Em “previsões um passo a frente”, como são conhecidas, os valores reais atualizam a equação em cada etapa, ao longo do horizonte de previsão.

A métrica básica empregada é a raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE), que penaliza erros de previsão grandes.<sup>23</sup> Foi feita a decomposição entre erros de previsão sistemáticos (proporção de viés e variância) e não sistemáticos (proporção da covariância).<sup>24</sup> Esta avaliação é mostrada na Tabela 6. A última coluna reporta o coeficiente U de Theil, que compara os resultados com a previsão trivial de um passeio aleatório.<sup>25</sup>

<sup>23</sup> RMSE =  $\sqrt{\text{do erro quadrático médio} - \text{MSE}}$ . Se  $\alpha_t$  são os valores observados,  $f_t$  as previsões e  $n$  o horizonte de previsão, então:  $\text{MSE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (a_t - f_t)^2$

<sup>24</sup> Vamos denotar por “barras” as médias, enquanto os  $\sigma$ 's representam desvios-padrão e  $\rho$  a correlação durante o horizonte de previsão. Viés e variância, como proporção do MSE, são dados respectivamente por  $\mu = (\bar{f} - \bar{a})^2 / \text{MSE}$  e  $\sigma^2 = (\sigma_f - \sigma_a)^2 / \text{MSE}$ . O restante do MSE integra a proporção dos erros não sistemáticos de previsão, que é dada por  $\text{Cov} = 2(1 - \rho_{f,a})\sigma_f\sigma_a / \text{MSE}$ .

<sup>25</sup> O cálculo é feito do seguinte modo:  $U = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n \left( \frac{f_{t+1} - a_{t+1}}{a_t} \right)^2}{\sum_{t=1}^n \left( \frac{a_{t+1} - a_t}{a_t} \right)^2}}$ , onde, novamente,  $\alpha_t$  denota os

valores reais,  $f_t$  as previsões, e  $n$  o horizonte de previsão. Sempre que se tiver  $U < 1$ , a regressão ganha de um passeio aleatório, enquanto  $U > 1$  e  $U = 1$  indicam, respectivamente, previsão pior e igual à previsão trivial. Fica evidente que  $U = 0$  significa previsão perfeita.

É possível verificar que as especificações que têm uma quebra estrutural, seja em 1999 ou 2001, exibem melhor desempenho na comparação com a regressão linear (ver linhas i a iii), o que já era esperado em face da dispersão dos dados. Além de o MSE ser menor, percebe-se menor proporção de erros sistemáticos de previsão.

Os modelos de duas e três quebras, no entanto, claramente sobreparametrizaram os dados (linhas iv e v), uma vez que obtiveram resultados ruins fora da amostra. O que surpreende é o fato de a regressão de três quebras perder para o passeio aleatório, como mostra o U de Theil.

**Tabela 6 – Avaliação das previsões\***

Var. predita: superávit primário/PIB – s					
Período amostral: 1996:II a 2010:II, T=57. Horizonte de previsão – h: 8 trimestres					
Regressão	RMSE $\times 10^3$	Viés – %	Variância – %	Covariância – %	U de Theil
i. Linear	3,99	66,77	0,24	32,99	0,92
ii. Uma quebra (em 1999:I)	3,76	60,35	0,80	38,85	0,89
iii. Uma quebra (em 2001:I)	3,59	52,81	2,99	44,20	0,87
iv. Duas quebras (última em 2003:III)	4,04	64,93	1,85	33,22	0,93
v. Três quebras (última em 2007:III)	4,58	73,44	1,20	25,36	1,02
vi. Quadrática	3,68	63,13	0,10	36,77	0,84
vii. Cúbica	4,05	70,86	0,02	29,12	0,90
viii. Degrau em $d^*$	3,71	63,52	0,13	36,34	0,85
ix. Limiar em $\pi_{t-1}$	3,65	48,46	4,42	47,13	0,91
x. Limiar em $r_{t-1}$	3,21	34,66	0,62	64,72	0,78
xi. Limiar em $\pi_{t-1}$ (termo quadrático)	3,76	49,23	4,95	45,82	0,94
xii. Limiar em $\pi_{t-1}$ (quebra em $d^*$ )	3,92	50,33	5,52	44,15	0,99
xiii. Limiar em $r_{t-1}$ (termo quadrático)	3,17	36,94	0,31	62,75	0,76
xiv. Limiar em $r_{t-1}$ (quebra em $d^*$ )	3,21	36,78	0,27	62,95	0,75

\* Para as projeções, utilizaram-se estimativas OLS. Este exercício envolveu a reestimação com a amostra truncada no segundo trimestre de 2010. Portanto, as previsões foram feitas para oito períodos, do terceiro trimestre de 2010 até o segundo trimestre de 2012.

Fonte: Elaboração própria.

Estimativas que incluem não linearidades na variável dívida pública, exceto a que tem o termo cúbico não significativo, obtiveram desempenho razoável (linhas vi a viii). Esses resultados não destoaram das regressões de quebra estrutural. Passando para as estimativas básicas de limiar (linhas ix e x), começamos por observar que a regressão

que divide a amostra segundo a taxa de inflação defasada apresentou uma proporção maior de erros não sistemáticos. Porém, a regressão de limiar nos gastos com juros mostrou um ganho bem maior nesta ótica. Percebe-se que o próprio valor do RMSE e do U de Theil tiveram uma redução expressiva.

Para encerrar, vale destacar os resultados obtidos pelas regressões que incluem, além do limiar, um termo não linear na dívida pública (linhas xi a xiv). Embora não se observe qualquer melhora nas previsões das estimativas de limiar na inflação, nota-se uma redução no RMSE da regressão que tem limiar nos juros e um termo quadrático, além de uma queda no U de Theil. Pode-se dizer que, no geral, esta regressão apresentou o melhor desempenho na previsão.

## 7. Considerações Finais

Boa parte da literatura prévia sugere que os superávits primários se tornaram exógenos em relação à dívida pública após o ajuste fiscal de 2003, devido à institucionalidade criada em torno das metas fiscais no Brasil. Além disso, nem a taxa de inflação e tampouco os gastos com juros influenciam a determinação da política fiscal. O presente estudo possibilita compreender a tolerância do governo com superávits menores na atualidade. Segundo os resultados encontrados, a política fiscal não é exógena em relação à dívida pública. No que diz respeito à influência da política monetária, a taxa de inflação do IPCA e os gastos com juros como razão do PIB constituem variáveis de estado na determinação da política fiscal pelo governo.

Apesar da persistência dos superávits primários após 2003, a melhor opção do ponto de vista prático não parece ser trabalhar com regressões de quebra. A maneira encontrada para lidar com tal inércia foi incluir, além da variável dependente defasada (ajustamento parcial), um termo quadrático na equação de regressão. O sinal negativo encontrado sugere que a resposta da política fiscal é menor para níveis elevados de endividamento. Isto capta a principal ideia por trás de um ajuste fiscal, sendo compatível com o padrão de dispersão verificado nos dados. Em síntese, nossas estimativas sugerem que o governo tende a selecionar uma sequência de valores menores (maiores) para o superávit primário como razão do PIB diante de um declínio

(crescimento) do quociente entre a dívida pública e o PIB. Vale ressaltar que quanto menor (maior) for esta proporção, maior (menor) tende a ser a resposta dos superávits como razão do PIB.

A principal contribuição do estudo se refere à influência que a política monetária exerce no campo fiscal. Com o auxílio de regressões de limiar, foi possível colocar tal relação na perspectiva adequada. A taxa de inflação do IPCA e os gastos com juros como razão do PIB não afetam de maneira direta os valores dos superávits. Portanto, o mais adequado não é inclui-las como controles na equação de determinação da política fiscal. Neste estudo, elas integram o modelo empírico (regressões de limiar) como variáveis de estado. Cortes na taxa SELIC possuem efeitos mistos, pois menores gastos com juros possibilitam reduzir os superávits, porém, mais inflação torna a política fiscal persistente. O inverso acontece na situação em que o Banco Central reduz a liquidez da economia. Este é, em nosso melhor entendimento do fenômeno estudado, o principal canal pelo qual a política monetária influencia as decisões do Tesouro.

## Referências

- AGUIAR, M. *Dominância fiscal e a regra de reação fiscal: uma análise empírica para o Brasil*. 57 p. Dissertação (Mestrado) – FEA/USP, São Paulo, 2007.
- BACHA, E. O fisco e a inflação: uma interpretação do caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 14, n. 1, p. 5-17, 1994.
- BÅRDSSEN, G. Estimation of long run coefficients in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 51, n. 2, p. 345-350, 1989.
- BAI, J. Estimating multiple breaks one at a time. *Econometric Theory*, v. 13, n. 3, p. 315-352, 1997.
- BARRO, R. On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 5, p. 940-971, 1979.
- BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, v. 54, n. 7, p. 1837-1847, 2007.
- \_\_\_\_\_. The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 949-963, 1998.
- \_\_\_\_\_. The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 27, n. 1, p. 257-271, 1995.
- BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Lag selection in subset VAR models with an application to a U.S. monetary system. In: FRIEDMANN, R.; KNÜPPEL, L.; LÜTKEPOHL, H. (eds.), *Econometric Studies: a festschrift in honour of Joachim Frohn*. Münster: LIT Verlag, p. 107-128, 2001.
- CANER, M.; HANSEN, B. Instrumental variable estimation of a threshold model. *Econometric Theory*, v. 40, p. 813-843, 2004.

- CANZONERI, M.; CUMBY, R; DIBA, B. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? *American Economic Review*, v. 91, n. 5, p. 1221-1238, 2001.
- CARRASCO, M. Misspecified structural change, threshold, and markov-switching models. *Journal of Econometrics*, v. 109, p. 239-273, 2002.
- CHAN, K. Consistency and limiting distribution of the least square estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, v. 21, n.1, p. 520-533, 1993.
- CORREA, A.; MINELLA, A. nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips Curve model with threshold for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 3, p. 231-243, 2010.
- DAVIES, R. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternatives. *Biometrika*, v. 74, n. 1, 33-43, 1987.
- De MELLO, L. Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. *Applied Economics*, v. 40, n. 3, p. 271-284, 2008.
- FAVERO, A.; GIAVAZZI, F. Inflation targeting and debt: lessons from Brazil. In: GIAVAZZI, F.; GOLDFAJN, I.; HERRERA, F. (eds.) *Inflation targeting, debt, and the Brazilian experience, 1999 to 2003*. Cambridge, MA: The MIT Press, p. 85-108, 2005.
- GARCIA, M.; RIGOBON, R. A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data. In: Giavazzi, F.; Goldfajn, I.; Herrera, F. (eds.) *Inflation targeting, debt, and the Brazilian experience, 1999 to 2003*. Cambridge, MA: The MIT Press, p. 163-188, 2005.
- GIAMBIAGI, F. Do déficit de metas às metas de déficit: a política fiscal do período 1995-2002. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n.1, p. 1-48, 2002.
- \_\_\_\_\_; RONCI, M. *Fiscal policy and debt sustainability: Cardoso's Brazil, 1995-2002*. Washington, D.C.: IMF, 2004. 43 p. (Working paper, 04/156).
- HAKKIO, C.; RUSH, M. Is the budget deficit "too large"? *Economic Inquiry*, v. 29, n.7, p. 429-445, 1991.
- HANSEN, B. Inference in TAR models. *Studies in nonlinear dynamics and econometrics*, v. 2, n. 1, p. 1-14, 1997.
- \_\_\_\_\_. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, v. 62, n. 4, p. 413-430, 1996.
- \_\_\_\_\_. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.
- \_\_\_\_\_. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, v. 43, p. 345-368, 1999.
- ISSLER, J.; LIMA, L. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947-1992. *Journal of Development Economics*, v. 62, n. 1, p. 131-147, 2000.
- KOOPMAN, S.; HARVEY, A.; DOORNIK, J.; SHEPHARD, N. *Stamp 8.2: structural time series analyser, modeler and predictor*. London: Timberlake Consultants, 2009.
- LEE, J.; STRAZIČIĆ, M. *Minimum LM unit root test with one structural break*. Boone – North Carolina: Appalachian State University – Department of Economics, 2004. 15 p. (Working paper, 04-17).
- \_\_\_\_\_. Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, v. 84, n. 4, p. 1082-89, 2003.
- LIMA, L.; GAGLIANONE, W.; SAMPAIO, R. Debt ceiling and fiscal sustainability in Brazil: a quantile autoregression approach. *Journal of Development Economics*, v. 86, n. 2, p. 313-335, 2008.
- LIMA, L.; SIMONASSI, A. Dinâmica não-linear e sustentabilidade da dívida pública brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 2, p. 327-244, 2005.

- LUPORINI, V. The behavior of the Brazilian federal domestic debt. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4, p. 713-733, 2002.
- \_\_\_\_\_. *Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time*. XL Encontro Nacional de Economia, Porto de Galinhas, Pernambuco. 18 p. Trabalho apresentado na reunião anual da ANPEC, 2012.
- \_\_\_\_\_. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000.
- MENDONÇA, M.; SANTOS, C.; SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime. *Estudos Econômicos*, v. 39, n. 4, p. 873-894, 2009.
- QUINTOS, C. Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 13, n. 4, p. 409-417, 1995.
- ROCHA, F. Is there any rationale to the Brazilian fiscal policy? *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, n. 3, p. 315-331, 2001.
- \_\_\_\_\_. Long-run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 4, p. 447-470, 1997.
- \_\_\_\_\_. Política fiscal através do ciclo e operação dos estabilizadores fiscais. *Revista Economia*, v. 10, n. 3, 483-499, 2009.
- \_\_\_\_\_; Paschoalotto, E. Teoria fiscal do nível de preços: um teste para a economia brasileira no período 1966-2000. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n. 3, p. 419-435, 2004.
- SALGADO, M.; GARCIA, M.; MEDEIROS, M. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank's reaction function. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, p. 61-79, 2005.
- SCHETTINI, B.; GOUVÊA, R.; ORAIR, R. GOBETTI, S. Resultado estrutural e impulso fiscal: uma aplicação para as administrações públicas no Brasil – 1997-2010. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 41, n. 2, p. 233-285, 2011.
- SCHMIDT, P.; PHILLIPS, P. LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, p. 257-287, 1992.
- 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. Further evidence on the Great Cash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.
- WYPLOSZ, C. Institutions for debt sustainability in Brazil. In: Giavazzi, F.; Goldfajn, I.; Herrera, F. (eds.) *Inflation targeting, debt, and the Brazilian experience, 1999 to 2003*. Cambridge, MA: The MIT Press, p. 193-222, 2005.