

# Determinação dos superávits do governo central brasileiro: influência da política monetária na ótica de regressões de limiar

Bernardo P. Schettini (IPEA)

XLI Encontro Nacional de Economia

ANPEC 2013

Área 4: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

## Resumo

Este artigo estuda a política fiscal do governo central brasileiro, levando em consideração a influência da política monetária, por intermédio da taxa de inflação do IPCA e dos gastos com juros como proporção do PIB, que constituem variáveis de estado na determinação da sequência de superávits primários. Para tal, estimaram-se regressões de limiar, que tem intuição simples e aderência à realidade atual. Para lidar com a inércia percebida na série de dados, comparecem nas estimativas o mecanismo de ajustamento parcial e um termo não linear no nível de endividamento. Essas regressões foram confrontadas com modelos de quebra estrutural com o auxílio de estatísticas de previsão. Em face dos resultados encontrados, não surpreende a tolerância do governo com superávits mais baixos. O cenário para os próximos anos depende de como as variáveis de estado irão se comportar diante dos cortes na SELIC feitos no ciclo recente de expansão monetária.

**Palavras-chave:** Superávits primários, dívida pública líquida, taxa de inflação, gastos com juros e regressões de limiar.

## Abstract

This paper studies the fiscal policy of the Brazilian central government, accounting for the interaction with monetary policy, by the means of the CPI inflation rate and the interest outlays as a proportion of GDP, which represent state variables in the determination of the sequence of primary surpluses. To that end, we estimated threshold regressions, which have a simple interpretation and are coherent with the recent macroeconomic facts. To handle the inertia in the time series, the estimates contain the mechanism of partial adjustment and nonlinearities in the level of public debt. Those regressions were confronted with structural break models with the aid of forecast statistics. In the light of the empirical evidence, it is no surprise the tolerance of the government with lower surpluses nowadays. The scenario for the next years depends on how the state variables will behave after the changes in the SELIC rate in the recent cycle of monetary expansion.

**Keywords:** Primary surpluses, net public debt, inflation rate, interest outlays, and threshold regressions.

**JEL classification:** E63, H62, H68.

## I. Introdução

Este artigo estuda a determinação da política fiscal do governo central brasileiro. Especificamente, estima-se a relação entre os superávits primários e seus principais determinantes segundo a teoria econômica, entre eles a dívida pública líquida. Os dados são trimestrais e cobrem o período de 1996 até 2012:II. A análise econométrica examinou a existência de quebra estrutural nos dados, bem como não linearidade no nível de endividamento, dada a maior persistência que se observa na política fiscal após 1999, para níveis elevados da razão dívida-PIB. Vale ressaltar que as regressões propostas levam em consideração a influência que a política monetária exerce no campo fiscal, por intermédio da taxa de inflação e da apropriação de juros, que constituem variáveis de estado na determinação da sequência de superávits pelo governo.

É importante perceber que o período amostral é marcado por crises de dimensões macroeconômicas e alterações relevantes no marco institucional que rege a política econômica no Brasil. 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 se publicar as metas de superávits anualmente na Lei de Diretrizes Orçamentárias.

Essa institucionalidade que se criou 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 desta percepção, boa parte da literatura prévia indica que a resposta marginal dos superávits a alterações na dívida pública se tornou muito pequena ou nula. Portanto, sugere que a sequência de superávits como proporção do PIB não deve ser alterada de modo relevante diante do declínio persistente da razão dívida-PIB.

Várias dessas estimativas são baseadas em modelos de quebra estrutural com dados mensais, como, por exemplo, Aguiar (2007) e Wyplosz (2005). Mendonça, Santos e Sachsida (2009), por seu turno, empregaram a técnica markov-switching, mas que resultou em uma regressão com quebra em todos os parâmetros, dada a probabilidade de transição nula. Luporini (2012) complementa esses estudos com resultados de rolling regressions. Segundo as estimativas trimestrais reportadas, a resposta marginal dos superávits é significativa, tanto em termos estatísticos como econômicos.

É importante observar também que estudos anteriores, como Wyplosz (2005) e De Mello (2008), além de Mendonça et al. (2009), falham em encontrar influência da política monetária na determinação dos superávits primários. Isto provavelmente decorre da maneira inadequada de lidar com as variáveis relevantes. Certamente, o mais indicado para o período amostral não é incluir a taxa de inflação e os gastos com juros como variáveis de controle na regressão dos superávits. Para colocar tal influência em perspectiva adequada, este estudo propõe estimativas de limiar (Hansen, 2000; Caner e Hansen, 2004). Esta abordagem tem intuição simples e grande aderência à realidade atual. Por esta ótica, a taxa de inflação e os gastos com juros constituem variáveis de estado na determinação dos superávits primários pelo governo.

Para dados brasileiros, há estimativas da regra de política monetária (Salgado, Garcia e Medeiros, 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, com dados anuais de longo prazo da série de déficit nominal. No presente estudo, esta técnica permitiu evidenciar a influência da política monetária na determinação dos superávits pelo governo. De uma maneira geral, os resultados mostram que o cenário para a política fiscal dos próximos anos depende de como a taxa de inflação do IPCA e os gastos com juros como proporção do PIB irão se comportar diante dos cortes na taxa SELIC feitos no ciclo recente de expansão monetária.

O artigo inclui, além desta introdução, seis seções. A seção II apresenta a estratégia econométrica, que consiste na estimação de equações para os superávits com base no arcabouço de regressões de limiar. A seção III aborda a temática da estimação por mínimos quadrados e variáveis instrumentais, além da inferência quando o valor real do limiar é desconhecido. A seção IV mostra as séries de dados. A seção V traz os resultados encontrados, enquanto a seção VI faz a comparação das estimativas fora da amostra. A

seção seguinte conclui.

## II. Estratégia econométrica

Na parte empírica, examinaram-se certas hipóteses acerca da política fiscal brasileira na atualidade. Para tal, estimaram-se regressões que mostram como os superávits primários se alteram diante de mudanças nos seus determinantes básicos, isto é, a “regra” de política fiscal subjacente aos dados. Para delimitar os determinantes dos superávits, é preciso recorrer à teoria econômica.

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>1</sup>

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  $\alpha_Y, \alpha_G < 0$ .

O principal interesse empírico usualmente reside na significância estatística e no sinal da variável dívida pública nas regressões, além do valor do parâmetro. O sinal esperado é positivo porque uma política Ricardiana requer medidas corretivas por parte dos superávits diante de choques na dívida pública. É comum examinar a existência de não linearidade no nível da dívida pública, por exemplo, por meio de um termo quadrático (desvio com 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>2</sup>

Existe a tendência dos superávits aumentarem durante expansões econômicas e se reduzirem em cenários de desacelerações, o que se dá endogenamente, através de flutuações cíclicas nas bases tributárias e pela operação de estabilizadores automáticos. De acordo com a teoria, decorre da minimização dos custos relacionados à tributação que o governo não altera 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>3</sup>

Vale ressaltar que 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. Isto porque aparentemente a variabilidade dos superávits não guarda relação com despesas temporárias no período amostral.

Essa representação conta uma história limitada acerca da política fiscal brasileira, em especial porque não considera a influência que a política monetária exerce nesta esfera, por intermédio da taxa de inflação e das despesas de juros. Para lidar com esta influência, a estratégia econométrica consistiu de regressões de limiar, que têm intuição simples e aderência à realidade atual. A ideia geral é de que a política fiscal muda quando a variável de estado ultrapassa certo patamar.

Boa parte das aplicações de regressões de limiar (threshold – TR’s) se dá no contexto de autorregressões, sendo a variável de estado a própria variável dependente defasada, modelos estes

<sup>1</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.

<sup>2</sup> Ver Bohn (1998) e Luporini (2002). Este ponto é retomado na parte empírica.

<sup>3</sup> Ver Rocha (2009) e Schettini et al. (2011), que trazem análises acerca da ciclicidade da política fiscal no Brasil.

denominados TAR ou SETAR.<sup>4</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 de 12 meses ( $\pi$ ) e nas despesas de juros anualizadas como proporção do PIB ( $r$ ), ambas defasadas em 1 período.

Por exemplo, a seguinte especificação pressupõe a existência de um limiar na taxa de inflação:

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

onde:  $1(\cdot)$  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 das despesas de 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 da existência de um teto para o déficit nominal entre 1999 e 2002. Favero e Giavazzi (2005) notaram também que os gastos financeiros 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. Este canal não é relevante na atualidade. Porém, apesar dessa 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.

Em um cenário de inflação elevada – por exemplo, quando o IPCA ultrapassa a meta de 4,5% ao ano fixada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) –, o governo faz duas principais alterações na política fiscal, como fica claro pela experiência recente.

Em tal situação, certas desonerações fiscais se tornaram comuns, como os descontos no IPI de veículos e bens duráveis da linha branca, além de materiais de construção. Isto reduz a inflação, independentemente do que aconteça com a demanda agregada, porque os bens que obtêm desconto na tributação integram a cesta do IPCA. A manipulação da CIDE-combustíveis é outro exemplo. Essas desonerações constituem renúncia de arrecadação e tendem a reduzir os superávits. Entretanto, a própria execução do orçamento aparenta depender da taxa de inflação. Vale lembrar ainda que a situação das contas públicas representava uma ameaça para a estabilidade da moeda no início do Plano Real, tendo reforçado a necessidade de conter a expansão das despesas. Atualmente, o ritmo dos desembolsos relacionados à programação de investimentos públicos tem diminuído em certos cenários para a inflação. Essa contenção dos gastos públicos contribui para elevar os superávits primários.

### III. Estimação e inferência

Esta seção detalha tópicos de extrema relevância para a investigação empírica proposta. Inicialmente, apresentam-se os passos da estimação por mínimos quadrados (OLS) do valor do limiar e dos demais parâmetros, adequada para o caso em que as variáveis do lado direito são exógenas. Em seguida, explora-se o caso em que há regressores endógenos, dado que o hiato do produto é determinado de forma simultânea à política fiscal. Isto torna necessária a estimação do limiar em dois estágios (2SLS) e dos demais parâmetros pelo método dos momentos generalizado (GMM). Para finalizar, aborda-se a

<sup>4</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 senhoriaagem).

temática da inferência quando há parâmetros não identificados sob a hipótese nula.

### III.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:

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

que equivale a:

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

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

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

Condicional a  $\pi^*$ , tal 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):

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

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  $\pi^*$  fica limitado a um subconjunto restrito do suporte de  $\pi$ , que foi denominado de  $\Pi = [\underline{\pi}, \bar{\pi}]$ , de modo a assegurar um número mínimo de observações em cada parte da amostra.

Torna-se evidente que a estimativa OLS dos demais parâmetros é encontrada por  $\hat{\theta}_{OLS} = \hat{\theta}(\hat{\pi}_{OLS}^*)$ :

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

### III.2. Estimação 2SLS e GMM

Havendo regressores endógenos, as estimativas OLS serão enviesadas. Existe claramente simultaneidade entre o superávit primário e o hiato do produto, este, portanto, necessitando ser instrumentalizado.<sup>5</sup> 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. Tal 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

<sup>5</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 da operação de estabilizadores automáticos), além da resposta do governo na forma de políticas anticíclicas. Por outro lado, o superávit primário impacta o nível de atividade, principalmente por meio de impulso ou contração fiscal, através do mecanismo econômico da curva de Phillips. 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.

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 LS  $\hat{\delta}$  é tal que  $\hat{x}_{1t} = z_t \hat{\delta} \perp \varepsilon_t$ . Estima-se, em seguida, o limiar utilizando  $\hat{x}_{1t}$  no lugar de  $x_{1t}$ . Reescreva  $\tilde{x}_t = (\hat{x}_{1t}, x_{2t})$ . Também por concentração, chega-se à estimativa 2SLS para o limiar. De:

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

encontra-se a SSR:

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

O estimador 2SLS do limiar resulta de:

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

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:

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

Os estimadores GMM são dados por:

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

### III.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 em 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>6</sup>

<sup>6</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 a 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

Resulta do processo de estimação a estatística LR para testar hipóteses no valor do limiar, utilizada 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:

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

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

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

para chegar na estimativa:

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

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

#### IV. Dados

O período amostral cobre os anos de 1996 a 2011. Na ausência de uma série longa de dados anuais para o período pós-Plano Real, trabalha-se com dados trimestrais que vão até junho de 2012.<sup>7</sup> Os dados de finanças públicas, superávits primários e endividamento público líquido, além da apropriação de juros, referem-se ao governo central. Esse conceito de governo engloba o Tesouro Nacional e o Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), além do Banco Central.<sup>8</sup> Ficam de fora os governos regionais e as empresas estatais. Isto porque estados e municípios têm comportamento fiscal bastante distinto do governo federal e as empresas estatais têm contribuído pouco para o resultado fiscal, exceto via pagamentos de dividendos, que evidentemente compõem no balanço do Tesouro.

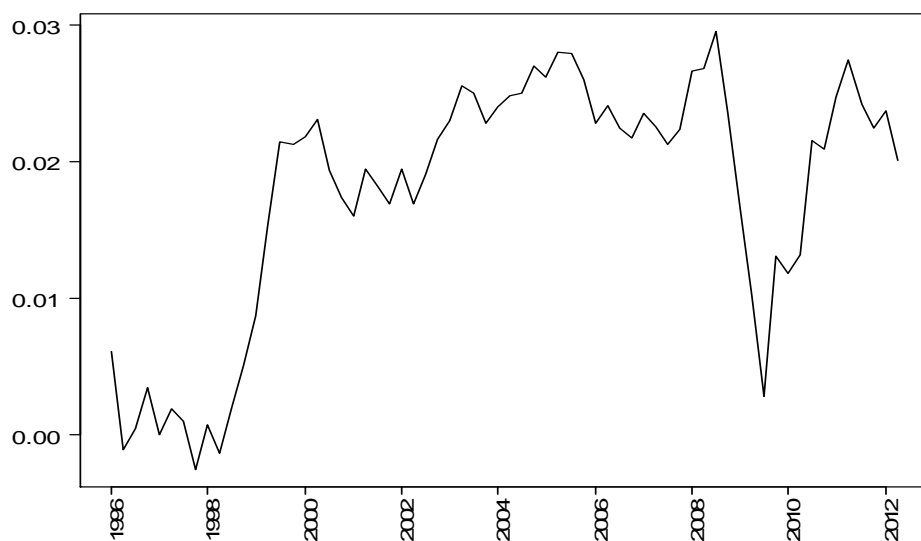
O superávit primário e a apropriação de juros consistem de valores acumulados em 12 meses, enquanto a dívida é o valor de final de período, que nas regressões é utilizado como aproximação para a cifra no início do período seguinte. A fonte destes dados é o Banco Central, que produz as estatísticas fiscais 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.

---

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.

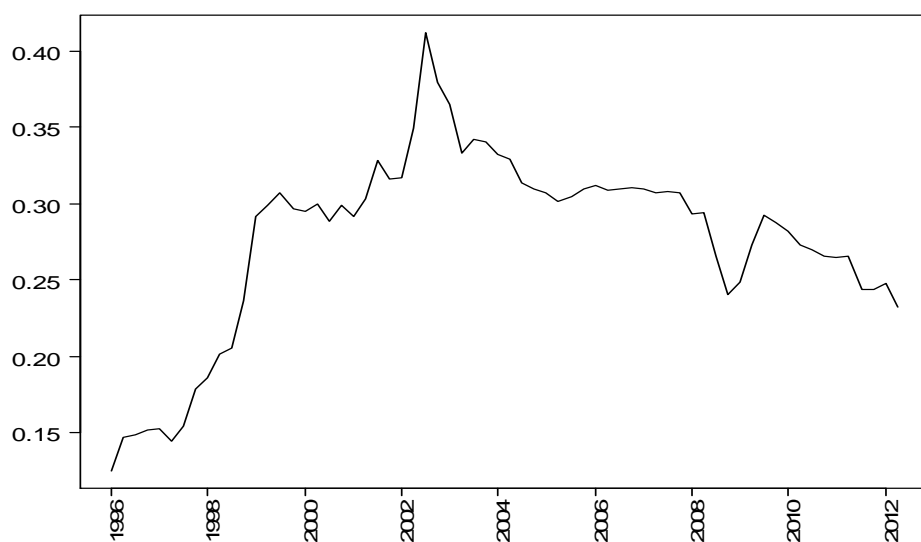
<sup>7</sup> Três foram as razões principais que nos levaram a não trabalhar com dados mensais. Em primeiro lugar, há grande persistência nesses dados, não havendo mudanças relevantes na política fiscal em alta frequência. Segundo, a utilização de dados mensais introduz grande variabilidade nas variáveis, o que via de regra não tem a ver com fenômenos econômicos de interesse, reduzindo a precisão das estimativas econométricas. Em terceiro lugar, desconhecemos um indicador de quantidade adequado para o nível de atividade da economia como um todo disponível na periodicidade mensal.

<sup>8</sup> Cabe observar que a consolidação desses balanços traz implicações práticas relevantes. No caso do Tesouro e do INSS, leva-se em conta o fato do 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, sendo as reservas internacionais o item que de longe tem o maior peso no total).



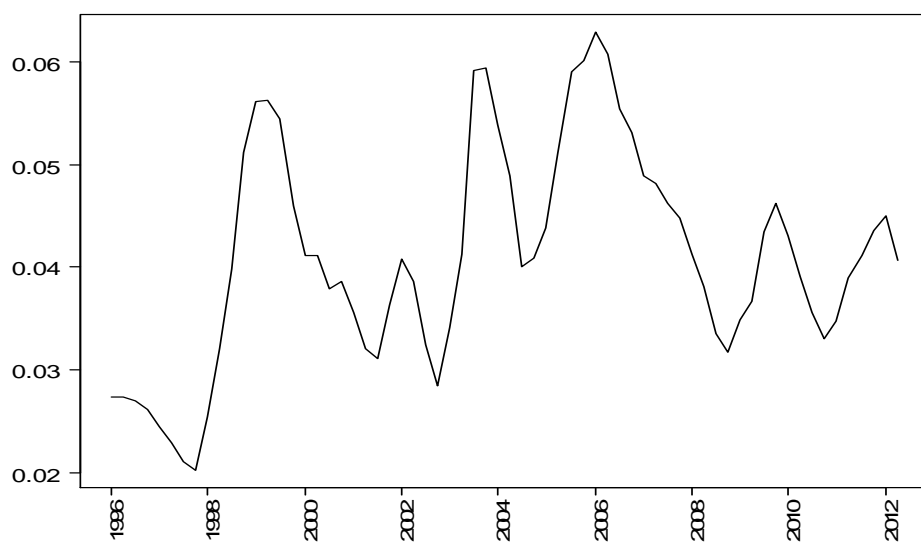
**Figura 1** – Superávit primário,  $s$  – razão do PIB, 1996:I a 2012:II.

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 com 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 admite a existência de duas quebras estruturais, inclusive sob a hipótese nula de tendência estocástica. Por sua vez, Lee e Strazicich (2004) examinaram o caso de apenas uma quebra. Este procedimento parece ser o mais indicado para lidar com as séries de dados fiscais.

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. E, posteriormente, restringimos a regressão de 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 rejeita-se a nula de 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 <sup>a</sup>	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 <sup>b</sup>	3		7		1	
Quebras	1999:II, 2008:IV		2003:I		2000:II, 2003:II	

Elaboração própria.

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

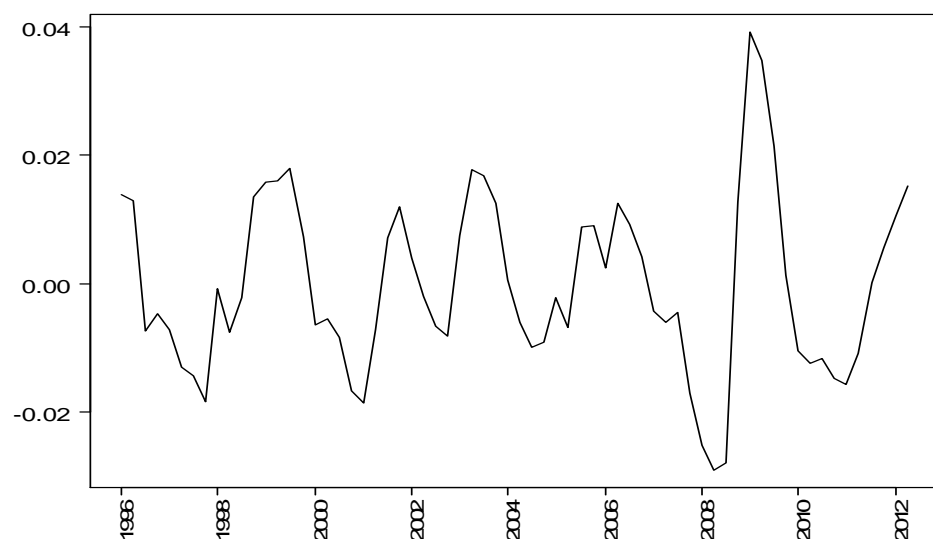
<sup>a</sup> Regressão do teste:  $\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t$ ,  $H_0: \phi < 0$ . Em tal regressão,  $Z_t$  é um vetor de variáveis exógenas. Havendo duas quebras de nível (como no caso do superávit),  $Z_t = (1, t, D_{1t}, D_{2t})'$ . No caso de uma quebra de nível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

<sup>b</sup> Defasagens escolhidas, partindo de um máximo de 8 lags, de acordo com o critério de informação de Akaike – AIC.

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

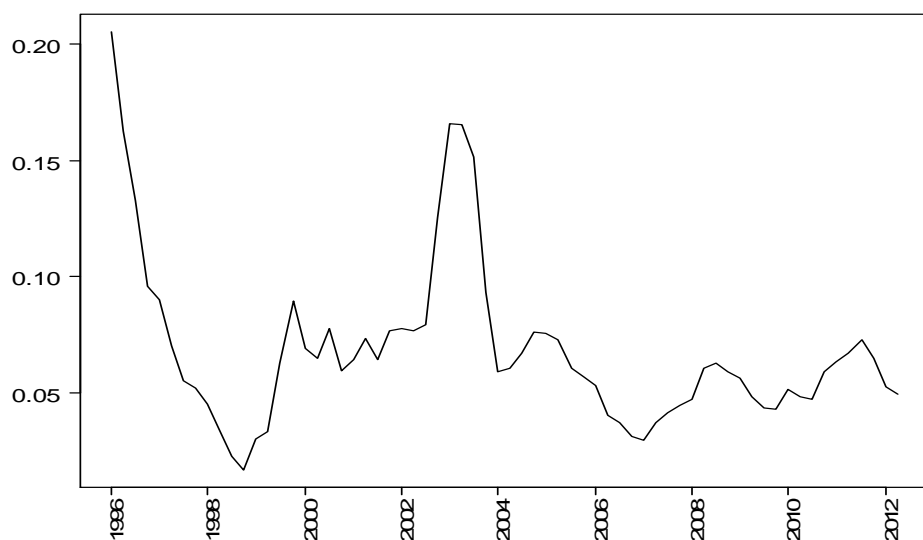
contestada pela teoria ou estudos empíricos.



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

Fonte: IBGE.

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



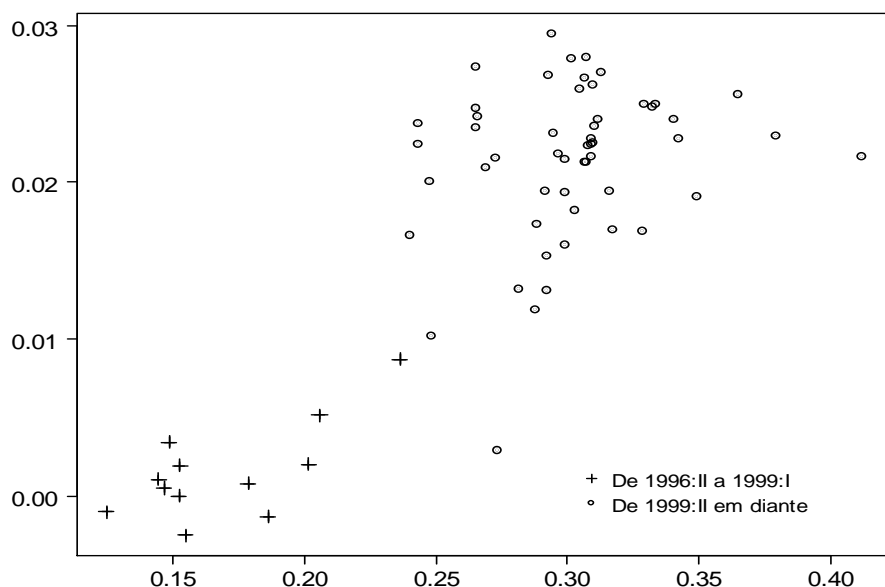
**Figura 5** – Inflação – mudança % no IPCA, 1996:I a 2012:II.

Fonte: IBGE.

## V. Resultados empíricos

Há uma 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 com relação à média) e nordeste (dívida pública e superávits elevados) do diagrama.

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 da razão dívida-PIB.



**Figura 6** – Superávits primários e dívida pública líquida do governo central, 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 de juros sobre a dívida pública influenciam a determinação dos superávits primários, por impactarem o déficit nominal e a dinâmica da dívida pública.

#### V.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, apresentam-se os resultados do segundo trimestre de 1999 em diante, por exemplo. E, na terceira coluna, mostram-se as estimativas a partir do segundo trimestre de 2001.

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 com 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>9</sup>

<sup>9</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 II.

**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)
$\alpha_\gamma$	-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)
$T$ (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.

Elaboração própria.

As regressões de uma quebra estrutural em 1999 ou 2001 obtiveram resultados semelhantes. As principais mudanças se deram nos valores do intercepto e na resposta diante de alterações na dívida. Os interceptos tiveram estimativas pontuais maiores, passando de negativos para não significantes, o que retrata a tendência à geração de superávits maiores, para valores fixos das covariadas. Alterações na dívida pública tiveram impacto menor na sequência de primários. Esses resultados corroboram com estimativas de outros autores. Porém, os erros-padrão desses parâmetros foram maiores.

A principal diferença entre essas regressões diz respeito ao parâmetro de suavização. A persistência dos superávits foi maior a partir de 2001. Afora isso, nota-se que o hiato do produto torna-se significativo quando se divide a amostra. Esse resultado se mantém nas demais estimativas, de duas e três quebras (sendo a última, respectivamente, no terceiro trimestre de 2003 e 2007).

Entretanto, os graus de liberdade disponíveis para a estimação são bem menores, o que aumenta a incerteza com relação às estimativas. A estimativa da resposta marginal dos superávits diante de mudanças na dívida é menor do final de 2003 em diante, além de ter se tornado não significativa. A partir do final de 2007, encontra-se um valor significativo, porém negativo para tal parâmetro, o que certamente não faz o menor sentido, refletindo o peso de observações atípicas.

## V.2. Relação não linear

É possível obter um bom ajuste por meio de uma relação entre superávits e dívida que é não linear no nível de endividamento. Nessas estimativas a resposta marginal dos superávits depende do nível da dívida pública com relação à média amostral,  $d^*$ . Os resultados aparecem na tabela 3 e estão de acordo com o padrão de aglutinação dos dados observado no diagrama de dispersão.<sup>10</sup>

Esta forma de representação da política fiscal parece ser mais atrativa do que regressões de quebra estrutural, em decorrência das implicações fora da amostra. É provável que, havendo um choque grande

<sup>10</sup> Nas estimativas de Bohn (1988) 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.

no endividamento público, a sequência de superávits deve ser alterada, assim como a própria resposta marginal.

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

<i>Var. dep.: superávit primário/PIB – s</i>				
<i>Período amostral: 1996:II a 2012:II, T=65</i>				
	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)
$\alpha_\gamma$	-0.272 (0.186)	-0.243 (0.160)	-0.250 (0.166)	-0.232 (0.170)
$\gamma$	0.147*** (0.017)	0.115*** (0.019)	0.103** (0.040)	0.187*** (0.023)
$\gamma_{quad}$	-	-0.519** (0.204)	-0.491*** (0.176)	-
$\gamma_{cub}$	-	-	1.071 (2.577)	-
$\gamma_{break}$	-	-	-	-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  $\gamma_{quad}$  denota o efeito parcial da variável quadrática  $(d - d^*)^2$ , enquanto  $\gamma_{cub}$  representa o coeficiente da variável cúbica  $(d - d^*)^3$ , sendo  $d^* = 0.277$  a média do endividamento no período amostral. Finalmente,  $\gamma_{break}$  denota o coeficiente da função  $\max(0, d - d^*)$ .  
Elaboração própria.

A segunda coluna 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 continua com o sinal correto, mas é significativo apenas a 15%. A regressão quadrática indica uma suavização menor na comparação com a regressão linear, reportada na primeira coluna. No entanto, a não linearidade na regra de política fiscal implica persistência maior dos superávits para níveis elevados de endividamento, o que é compatível com o padrão achatado de dispersão dos dados.

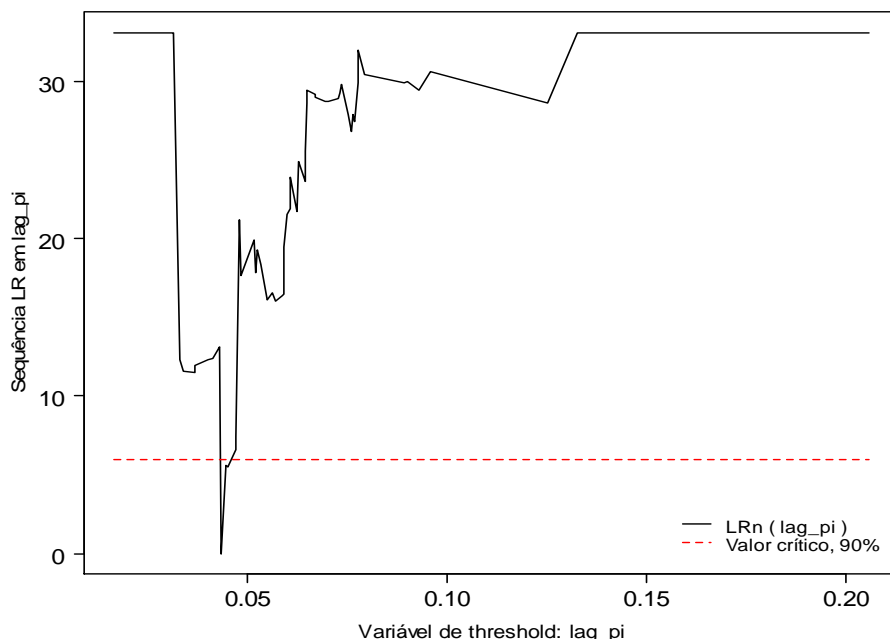
Estima-se que a resposta marginal dos superávits primários é decrescente com relação ao nível de endividamento. Para níveis baixos de endividamento, digamos 10% do PIB, uma elevação (queda) de um 1% do PIB na dívida gera um acréscimo (corte) de 0,3% do PIB no superávit primário. Esta resposta decresce até se tornar nula quando a dívida pública chega a 40% do PIB, mas este nível sequer é observado 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, que é 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  $\max(0, d - d^*)$ . 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 0,06% do PIB no superávit primário. É importante observar que, para valores da dívida pública abaixo da média, como no cenário atual, tal resposta é de 0,19% do PIB, sendo próxima do que foi obtido pela regressão quadrática.

### V.3. Estimativas de limiar

Essas estimativas contam uma história limitada da política fiscal no período, pois não levam em consideração a influência da política monetária. Na sequência, examina-se a existência de limiar na taxa de inflação de 12 meses e das despesas de juros anualizadas, bem como as representações resultantes da política fiscal.

É preciso reconhecer que, não obstante a ideia de limiar na taxa de inflação do IPCA seja plausível, a própria atuação do governo dificulta a extração do sinal correto através da série temporal dos superávits primários. A experiência recente mostra que quando a taxa de inflação anualizada ultrapassa certo patamar, isto altera a atuação do governo de duas maneiras, que provocam impactos distintos sobre os superávits.



**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. Elaboração própria.

Em tal situação, percebe-se uma tendência geral para contenção dos gastos públicos, de modo a não pressionar a inflação, o que tende a ampliar os superávits. Entretanto, as desonerações fiscais promovidas resultam em menor inflação de acordo com o IPCA e, ao mesmo tempo, tendem a reduzir os primários.

Apesar disto, não se rejeita a existência de limiar na inflação de 12 meses do IPCA, como mostra a figura 7. O valor estimado para o limiar via OLS é de 4,34%. O intervalo de confiança cobre valores até 4,52% ao ano, o que indica uma incerteza menor na comparação com o teste de quebra estrutural. 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, como é mostrado na tabela 4, junto com as estimativas dos demais parâmetros da regressão.

De um modo geral, as estimativas OLS dos demais parâmetros exibiram os sinais esperados. De acordo com as estimativas GMM, esses resultados foram razoavelmente robustos à utilização de variáveis instrumentais. A estatística J do teste de sobreidentificação de Hansen não rejeita as condições de momento exploradas.<sup>11</sup> Entretanto, os erros-padrão maiores e a própria significância estatística das

<sup>11</sup> Para selecionar as variáveis instrumentais, regrediu-se o hiato do produto em suas próprias defasagens, além de quatro lags 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, média do trimestre), da taxa de câmbio R\$/US\$ nominal (média entre taxas de compra e venda, média no trimestre) e da taxa de inflação do IPCA acumulada em 12 meses. Selecionaram-se as

estimativas indicam que, apesar da instrumentalização corrigir o viés, ela aumenta a incerteza com relação ao valor real dos parâmetros.

**Tabela 4** – Regressões de limiar na taxa de inflação defasada

Var. dep.: superávit primário/PIB – s				
Período amostral: 1996:II a 2012:II, T=65				
	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)
$\alpha_\gamma$	0.139** (0.046)	-0.907* (0.454)	0.078 (0.050)	-1.505 (1.202)
$\gamma$	0.168*** (0.005)	0.210*** (0.044)	0.163*** (0.009)	0.345 (0.213)
	Est. OLS: $\pi^* = 0.0434$ ,		Est. 2SLS: $\pi^* = 0.0434$ ,	
	IC – 90% sign. = [0.0434, 0.0452]		IC – 90% sign. = [0.0434, 0.0452].	
	$T_{\{\pi_{t-1} \leq 0.043\}} = 13$ , $T_{\{\pi_{t-1} > 0.043\}} = 52$ .		$T_{\{\pi_{t-1} \leq 0.043\}} = 13$ , $T_{\{\pi_{t-1} > 0.043\}} = 49$ .	
			Exog.: 1's, $s_{t-1}$ , $d_t$ . End.: YVAR $_t$ .	
	$R^2$ adj. = 0.930, $\sigma = 2.45E-03$		IV's: YVAR $_{t-1}$ , YVAR $_{t-2}$ , $i_{t-3}$ , $i_{t-4}$ ,	
	SSR = 3.42E-04		$\theta_{t-1}$ , $\theta_{t-4}$ . J-stat $_{\{\pi_{t-1} \leq 0.0434\}} = 3.3381$ ,	
			J-stat $_{\{\pi_{t-1} > 0.0434\}} = 4.3808$ .	

\* 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.

Elaboração própria.

Essas regressões não incluem qualquer forma de 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 impedir um refinamento maior dessas estimativas, inviabiliza a inferência para tal regime.

De qualquer maneira, no regime em que a inflação de 12 meses do IPCA está acima desse patamar, observa-se uma persistência maior da política fiscal pelas estimativas OLS. De acordo com o parâmetro de suavização encontrado, na determinação da política fiscal em um dado trimestre, o peso atribuído ao superávit primário defasado é de 87% em média. A estimativa GMM é ainda maior, de 92%.

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 marginal é bem maior pela técnica GMM. Porém, para se ter uma ideia da imprecisão, basta notar que o erro-padrão é cinco vezes maior.

O mesmo acontece com a estimativa do parâmetro do hiato do produto, que é significativa apenas pela estimativa OLS, dado que o erro-padrão obtido por GMM é quase três vezes maior. É esperado que esta variável seja significativa na regressão. Isto porque, de um lado, o nível de atividade afeta de forma direta as receitas e despesas públicas em qualquer cenário para a inflação (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

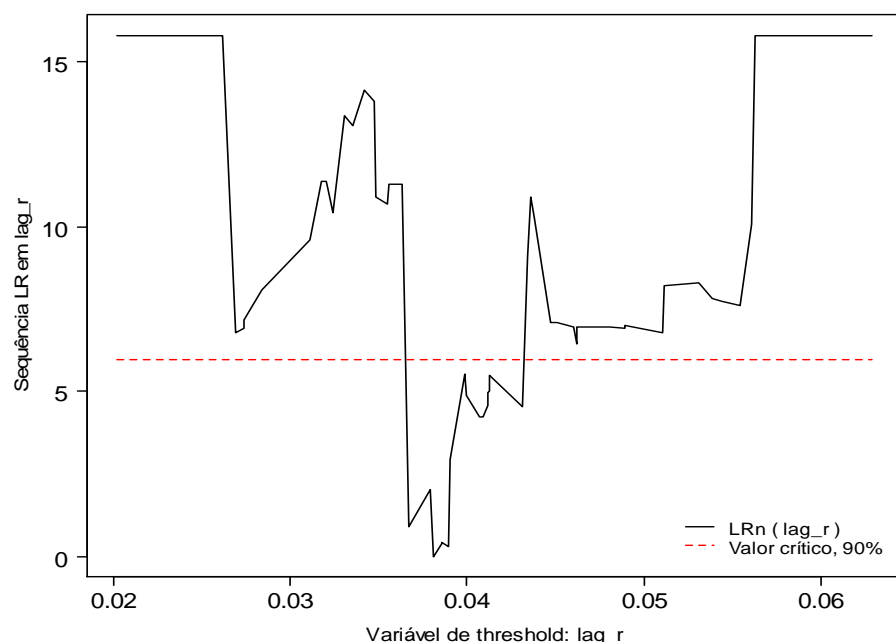
---

variáveis que sobreviveram ao procedimento de exclusão do geral para o particular, adotando nível de significância de corte de 5%, mantendo fixas as variáveis exógenas que aparecem na regra de política fiscal. Praticamente as mesmas variáveis resultam da aplicação de certos critérios de seleção de defasagens propostos por Brüggemann e Lütkepohl (2001), que minimizam o critério de Akaike – AIC, na regressão do hiato do produto.

fiscais tendem a estimular a economia e ao mesmo tempo contribuem para conter a inflação no curto prazo.

Passando para as análises de limiar nas despesas de juros acumuladas em 12 meses como proporção do PIB, cabe ressaltar que esta variável influencia a dinâmica da dívida pública, dado que integra o déficit nominal. No que se segue, examina-se a especificação que tem um termo quadrático. É indicado incluir esta não linearidade para lidar com o impacto de choques grandes na dívida pública. E, em algumas experimentações com os dados, observou-se uma melhora marginal na previsão.<sup>12</sup>

É possível visualizar na figura 8 que também não se rejeita a existência de limiar nas despesas de juros anualizadas. 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 são idênticas. Esses resultados são apresentados na tabela 5, que também mostra as estimativas dos demais parâmetros.



**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. 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.

É importante notar também que a divisão das observações entre os dois regimes é bem menos desigual.<sup>13</sup> Na situação em que a apropriação de juros situa-se abaixo do limiar indicado, o termo quadrático não é significativo, de modo que uma elevação (queda) de 1% do PIB na dívida pública provoca um acréscimo (corte) de 0,17% do PIB no superávit primário anualizado de acordo com a estimativa OLS, qualquer que seja o nível de endividamento. A técnica GMM indicou uma resposta marginal parecida, de 0,2% do PIB no superávit primário acumulado em 12 meses no equilíbrio.

Cabe observar, no entanto, que os próprios valores da variável de estado dependem do nível da dívida pública. Isto possivelmente explica porque a variável quadrática não foi significativa neste cenário.

<sup>12</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 inflação, este refinamento leva a uma piora notável no desempenho fora da amostra. Ver estatísticas de previsão na seção VI.

<sup>13</sup> Enquanto nas regressões de limiar na inflação apenas um regime importa para a previsão, no caso das estimativas de limiar nas despesas de juros torna-se importante não ter grandes imprecisões em nenhum regime porque os gastos financeiros oscilaram acima e abaixo do limiar, de modo que ambas as estimativas são necessárias para a implementar as projeções.



Com efeito, 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.

**Tabela 5** – Regressões de limiar nas despesas de juros defasadas

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)
$\alpha_\gamma$	-0.740 (0.555)	-0.011 (0.093)	-0.738* (0.377)	-0.041 (0.099)
$\gamma$	0.174*** (0.056)	0.076*** (0.019)	0.196** (0.071)	0.069*** (0.022)
$\gamma_{quad}$	-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] $T_{\{r_{t-1} \leq 0.038\}} = 26$ , $T_{\{r_{t-1} > 0.038\}} = 39$		Est. 2SLS: $r^* = 0.0381$ , IC – 90% sign. = [0.0367, 0.0431]. $T_{\{r_{t-1} \leq 0.038\}} = 23$ , $T_{\{r_{t-1} > 0.038\}} = 39$	
	$R^2$ adj. = 0.927, $\sigma = 2.55E-03$ SSR = 3.59E-04		Exog.: 1's, $s_{t-1}$ , $d_t$ . End.: $YVAR_t$ . IV's: $YVAR_{t-1}$ , $YVAR_{t-2}$ , $i_{t-3}$ , $i_{t-4}$ , $\theta_{t-1}$ , $\theta_{t-4}$ . J-stat $_{\{r_{t-1} \leq 0.038\}} = 7.3489$ , J-stat $_{\{r_{t-1} > 0.038\}} = 6.2116$ .	

Idem tabela 4.

Elaboração própria.

O hiato do produto apresenta o sinal correto, porém é significativo apenas a 20 e 10%, de acordo com as estimativas OLS e GMM, respectivamente. Entretanto, quando as despesas de juros estão acima do limiar estimado, o hiato nunca é significativo. Isso provavelmente indica 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 diferente de zero, indica uma tendência maior à contenção quando as despesas financeiras representam um peso maior no orçamento.

O parâmetro de suavização encontrado é menor. O peso dado ao superávit do período anterior na determinação da política fiscal é de 63%, independente do método de estimação. Isto dá uma dimensão incorreta da inércia da política fiscal para níveis elevados de endividamento, dado que o termo quadrático é significativo. A resposta marginal dos superávits decresce rapidamente com a dívida pública. Essa sensibilidade é nula para uma dívida do governo central um pouco acima de 30%. Porém, para um nível de endividamento como o atual, próximo a 23% do PIB, um elevação (queda) de 1% do PIB na dívida provoca um acréscimo (corte) de 0,17% do PIB no superávit primário de acordo com a estimativa OLS. Essa resposta marginal dos superávits primários é de 0,18% do PIB de acordo com a regressão estimada por GMM.

## VI. Estatísticas de previsão

Para comparação fora da amostra, as regressões relevantes foram reestimadas 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. Foi feita a decomposição entre erros de previsão sistemáticos (proporção de viés e variância) e não sistemáticos (proporção da covariância). 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.

É possível verificar que as especificações que tem 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 da regressão de três quebras perder para o passeio aleatório, como mostra o U de Theil.

Estimativas que incluem não linearidades na variável dívida pública, exceto a que tem o termo cúbico não significante, obtiveram desempenho razoável (linhas vi a viii). Esses resultados não destoaram das regressões de quebra estrutural.

**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 × 10 <sup>3</sup>	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.

Elaboração própria.

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 de juros mostrou um ganho bem maior nesta ótica. Percebe-se que o próprio valor do MSE e do U de Theil tiveram uma redução expressiva.

Para encerrar, vale ressaltar 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 MSE 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.

## VII. Considerações finais

Os resultados encontrados são compatíveis com a hipótese de que choques grandes na dívida pública provocam alterações na sequência de superávits escolhidos pelo governo. A resposta da política fiscal é menor para níveis elevados de endividamento, o que é coerente com o padrão achatado de dispersão dos dados. Isto significa dizer que regressões de quebra estrutural trazem indicações equivocadas acerca da política fiscal, haja vista que falham em encontrar uma explicação para o fenômeno recente de declínio nos valores dos superávits.

Vale ressaltar as indicações encontradas por meio da técnica de regressões de limiar. Essa representação da política fiscal sugere que a política fiscal torna-se mais persistente em um cenário em que a inflação do IPCA em 12 meses ultrapassa 4,34%. Porém, isto não constitui empecilho para a ação

anticíclica da política fiscal, como mostra a experiência recente. Isto não surpreende, uma vez que certas medidas de desoneração, além de buscarem aumentar o nível de atividade econômica, reduzem a inflação medida pelo IPCA. No que diz respeito às despesas de juros, há evidências de que a política fiscal torna-se menos persistente quando esses gastos se reduzem abaixo do nível de 3,81% do PIB, como na atualidade.

Esses resultados trazem indicações relevantes acerca do equilíbrio macroeconômico nos próximos anos. Não deve surpreender uma redução gradual nos superávits como proporção do PIB, apesar da institucionalidade vigente. Porém, o cenário para a política fiscal depende de como a inflação do IPCA e os gastos financeiros como proporção do PIB irão se comportar após a redução da SELIC feita no último ciclo de expansão monetária.

## 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.
- BÅRDSEN, 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. The behavior of U.S. public debt and deficits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, 1998.
- 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.

- 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).
- 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.
- KOOPMAN, S.; HARVEY, A.; DOORNIK, J.; SHEPHARD, N. **Stamp 8.2: structural time series analyser, modeler and predictor**. London: Timberlake Consultants, 2009.
- LEE, J.; STRAZICICH, 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.; 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.
- 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.
- ROCHA, F. Is there any rationale to the Brazilian fiscal policy? **Revista Brasileira de Economia**, v. 55, n. 3, p. 315-331, 2001.
- \_\_\_\_\_. 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.
- 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.