

1822

TEXTO PARA DISCUSSÃO

DETERMINAÇÃO DOS SUPERÁVITS DO GOVERNO CENTRAL BRASILEIRO: INFLUÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA NA ÓTICA DE REGRESSÕES DE LIMIAR

Bernardo Patta Schettini

**DETERMINAÇÃO DOS SUPERÁVITS DO GOVERNO
CENTRAL BRASILEIRO: INFLUÊNCIA DA POLÍTICA
MONETÁRIA NA ÓTICA DE REGRESSÕES DE LIMIAR***

Bernardo Patta Schettini**

* Este estudo se beneficiou dos códigos em *R* escritos por Bruce Hansen, disponíveis em: <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/progs/progs_threshold.html>.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. Endereço eletrônico: bernardo.schettini@ipea.gov.br.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro interino Marcelo Côrtes Neri



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

Presidente

Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete

Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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

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

Texto para Discussão

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

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

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

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

JEL: E63, H62, H68.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 ESTRATÉGIA ECONOMETRICA.....	8
3 ESTIMAÇÃO E INFERÊNCIA	13
4 DADOS	17
5 RESULTADOS EMPÍRICOS	23
6 ESTATÍSTICAS DE PREVISÃO	34
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	36
REFERÊNCIAS	37

SINOPSE

Este texto estuda a determinação dos superávits do governo central brasileiro. Para dados trimestrais de 1996 a 2011, a estratégia empírica envolveu: *i*) modelos de quebra estrutural e estimativas não lineares no nível da dívida pública para lidar com a inércia percebida após 1999, diante de níveis elevados de endividamento; *ii*) regressões de limiar que levam em consideração a influência da política monetária no campo fiscal; e *iii*) comparação das estimativas por meio de estatísticas de previsão. É válido destacar as seguintes indicações: *i*) existe uma tendência para redução dos superávits como proporção do produto interno bruto (PIB), dada a queda persistente na relação dívida-PIB; *ii*) a inflação do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) e os gastos com juros constituem variáveis de estado na determinação dos superávits; e *iii*) o cenário da política fiscal depende de como essas variáveis irão se comportar após os cortes na taxa Selic feitos no ciclo recente de expansão monetária.

Palavras-chave: superávits primários; dívida pública líquida; taxa de inflação; apropriação de juros; regressões de limiar.

ABSTRACTⁱ

This paper studies the determination of the surpluses of the Brazilian central government. For quarterly data from 1996 through 2011, the empirical strategy included: *i*) structural break models and nonlinear estimates on the level of public debt, to handle the inertia after 1999, for high levels of indebtedness; *ii*) threshold regressions, which account for the influence of monetary policy in the fiscal stance; and *iii*) a comparison of the estimates by the means of forecast statistics. The following indications are noteworthy: *i*) there is a tendency to reduce de surpluses as a proportion of GDP, due to the persistent decline in the debt-to-GDP ratio; *ii*) the CPI inflation and the interest outlays represent state variables in the determination of the surpluses; and *iii*) the scenario for fiscal policy depends on how those variables will behave after the cuts in the Selic rate in the recent cycle of monetary expansion.

Keywords: primary surpluses; net public debt; inflation rate; interest accruals; threshold regressions.

i. As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea. *The versions in English of the abstract of this series have not been edited by Ipea's publishing department.*

1 INTRODUÇÃO

Este texto de discussão 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 os anos de 1996 a 2011. A análise econométrica examinou a existência de quebra estrutural nos dados, bem como a não linearidade no nível de endividamento, dada a maior persistência que se observa na política fiscal após 1999 para níveis elevados da razão dívida-produto interno bruto (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 por sua vez 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 (FMI), diante da necessidade de ajuda externa em face do desequilíbrio no balanço de pagamentos e nas próprias contas públicas. A isto se seguiu a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) 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 (LDO).

Essa institucionalidade que se criou em torno das metas de superávits no Brasil introduziu grande rigidez 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, o que vem acontecendo desde 2003. Várias destas estimativas são baseadas em modelos de quebra estrutural com dados mensais, como, por exemplo, Aguiar (2007) e Wyplosz (2005). Mendonça, Santos e Sachida (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 estes estudos com resultados de *rolling regressions*, que trazem indicações semelhantes. Segundo as estimativas trimestrais reportadas neste

trabalho, a resposta marginal dos superávits é significativa, tanto em termos estatísticos como econômicos. Há também evidências de que tal relação seja não linear no nível de endividamento.

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 texto, 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 índice de preços ao consumidor amplo (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 texto de discussão inclui, além desta introdução, seis seções. A seção 2 apresenta a estratégia econométrica, que consiste na estimação de equações para os superávits com base no arcabouço de regressões de limiar. A seção 3 aborda a temática da estimação por mínimos quadrados e variáveis instrumentais, além da inferência quando o valor real do limiar é desconhecido. A seção 4 mostra as séries de dados. A seção 5 traz os resultados encontrados, enquanto a seção 6 faz a comparação das estimativas fora da amostra. A última seção apresenta a conclusão.

2 ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA

Na parte empírica, examinaram-se certas hipóteses acerca da política fiscal brasileira na atualidade, cabendo antecipar.

- 1) Há uma relação sistemática entre os superávits e a dívida do governo central durante o período amostral? A persistência no declínio da razão dívida-PIB irá resultar em menor esforço fiscal, ou não existe qualquer tendência para que a sequência de superávits primários como proporção do PIB seja alterada neste cenário?
- 2) A institucionalidade criada em torno das metas de superávits após o ajuste nas contas públicas (no final da década de 1990 e início dos anos 2000) representou uma mudança de uma vez por todas na política fiscal, impedindo uma redução nos superávits com relação ao PIB mesmo diante da trajetória decididamente decrescente da razão dívida-PIB?
- 3) A relação entre superávits e dívida é não linear no nível de endividamento, tal que a resposta marginal dos superávits diminui à medida que a dívida pública cresce? Isto é, essa não linearidade é compatível com a persistência observada nos superávits primários para níveis elevados de endividamento como razão do PIB?
- 4) A política monetária exerce alguma influência relevante na determinação da política fiscal pelo governo central? Em especial, como a taxa de inflação e os gastos com juros impactam a sequência de superávits primários selecionada pelo governo? Diante dos cortes na taxa Selic, é importante levar em consideração a trajetória dessas variáveis nas projeções para a política fiscal dos próximos anos?

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.

Pressupõe-se que a política fiscal é ricardiana (Bohn, 1998; Canzoneri, Cumby e Diba, 2001), de modo que as 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.¹

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

1. 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*.

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

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 ϵ_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 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.²

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

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 nas análises aqui propostas. Isto porque aparentemente a variabilidade dos superávits não guarda relação com despesas temporárias no período amostral.

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

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

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 denominados TAR ou SETAR.⁴ Apesar disto, não há restrição para estimação na presença de variáveis exógenas, como mostra Hansen (1999). Isto permitiu examinar a influência da política monetária.

Estimaram-se equações com limiar na tendência (quebra estrutural), na taxa de inflação de 12 meses (π) e nas despesas de juros anualizadas como proporção do PIB (r), ambas defasadas em um período.

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

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

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

4. 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).

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 desta 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.

Num cenário de inflação em 12 meses acima, diga-se, da atual meta de 4,5% fixada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) – ou qualquer outro patamar que seja considerado aceitável –, o governo faz duas principais alterações na política fiscal, como fica claro pela experiência recente.

Neste cenário, certas desonerações fiscais se tornaram comuns, como os descontos no Imposto sobre Produtos Industrializados (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 Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (CIDE) dos combustíveis (CIDE-combustíveis) é outro exemplo. Estas desonerações constituem renúncia de arrecadação e tendem a reduzir os superávits. No entanto, a própria execução do orçamento aparenta depender da taxa de inflação. Por exemplo, o ritmo dos desembolsos relacionados à programação de investimentos públicos tem diminuído em certos cenários para a inflação. Vale lembrar também 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. Essa contenção dos gastos públicos contribuiu para elevar os superávits primários.

3 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 temática da inferência quando há parâmetros não identificados sob a hipótese nula, que no caso concreto é o valor do limiar.

3.1 Estimação OLS

Para facilitar, a equação (2) será reescrita. Denota-se por x_t o vetor linha de variáveis explicativas de dimensão $K=4$. Indica-se por θ_1 e θ_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 π^* , 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 π^* fica limitado a um subconjunto restrito do suporte de π , 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 $\hat{\theta}_{OLS} = \hat{\theta}(\hat{\pi}_{OLS}^*)$:

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

3.2 Estimação 2SLS e GMM

Havendo regressores endógenos, as estimativas OLS serão viesadas. Existe claramente simultaneidade entre o superávit primário e o hiato do produto, este, portanto, necessitando ser instrumentalizado.⁵ Faz-se necessário utilizar o estimador proposto por Caner e Hansen

5. 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.

(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 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 .

Supõe-se 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:

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

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:

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

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. Citando 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.⁶

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. Indica-se por π_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:

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

6. 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 estrutural ou de limiar. Em contraste, testes de quebra estrutural não aparentaram exibir poder quando a alternativa correta é uma regressão de limiar ou *markov-switching*.

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 $c(1-a) = -2 \ln(1 - \sqrt{1-a})$, onde a denota o nível de significância assintótico do teste. No teste robusto a heterocedasticidade, η^2 necessita ser estimado. Denotam-se 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 π_{t-1} neste 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 à 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.

4 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 2012.⁷

7. Três foram as razões principais que 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, desconhece-se um indicador de quantidade adequado para o nível de atividade da economia como um todo disponível na periodicidade mensal.

Os dados de finanças públicas, superávits primários e endividamento público líquido, além da apropriação de juros, referem-se ao governo central, não incluindo 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, exceto via pagamentos de dividendos, que evidentemente comparecem no balanço do Tesouro, tendo as principais empresas – Petrobras e Eletrobras – sido excluídas das estatísticas fiscais.

O conceito de governo com o qual se trabalha, engloba o Tesouro Nacional e o Instituto Nacional do Seguro Social – INSS (governo federal), além do Banco Central do Brasil (BCB). Cabe observar que a consolidação desses balanços traz implicações práticas relevantes. No caso do Tesouro Nacional 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 BCB, ressalta-se que desaparecem os itens de relacionamento com o Tesouro, como o saldo da Conta Única e os títulos parados na carteira do BCB. Passam a integrar a dívida líquida as obrigações do BCB – 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.

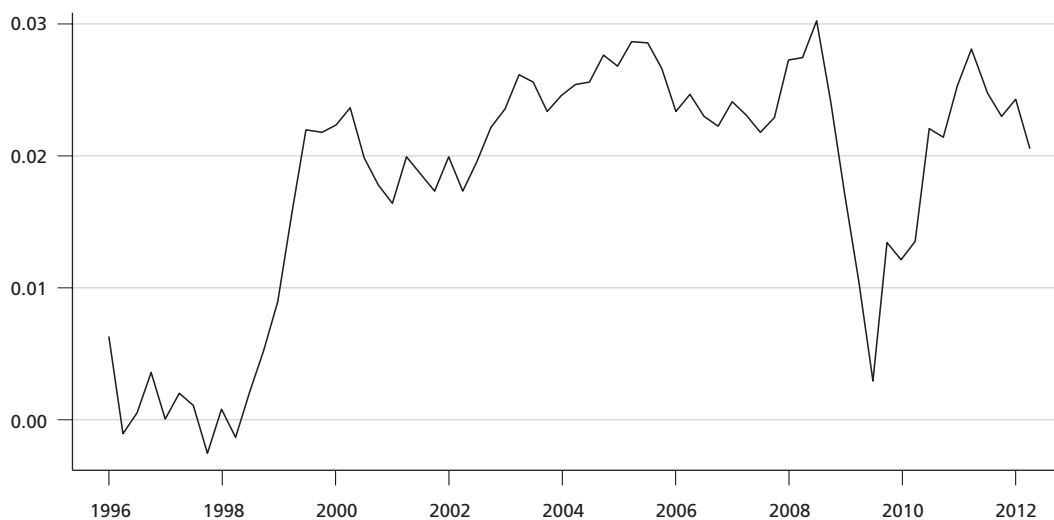
O superávit primário e a apropriação de juros consistem de valores acumulados em 12 meses, enquanto a dívida é o valor de final de período, que nas regressões é utilizado como aproximação para a cifra no início do período seguinte. A fonte destes dados é o BCB, que produz as estatísticas fiscais abaixo da linha.^{8,9} Tais variáveis encontram-se mensuradas como proporção do PIB nominal, que é compilado pelo IBGE.¹⁰ As séries de dados são mostradas nos gráficos de 1 a 3.

8. Não foram feitas correções nos valores dos superávits divulgados, por exemplo, de acordo com alguma definição de receitas não recorrentes ou de contabilidade criativa. Isso porque os superávits registrados sempre impactam a dívida pública, independentemente da forma como tenham sido gerados. É isso o que importa na ótica deste estudo.

9. Há dois critérios para se calcular as necessidades de financiamento do governo. O critério acima da linha é adotado pela Secretaria do Tesouro, consistindo de dados sobre os fluxos de receitas e despesas públicas registradas pela ótica de caixa (pagamento efetivo). O critério abaixo da linha, adotado pelo BCB, calcula as necessidades de financiamento por meio de variações no endividamento registradas no sistema financeiro, sendo os juros nominais apropriados por competência.

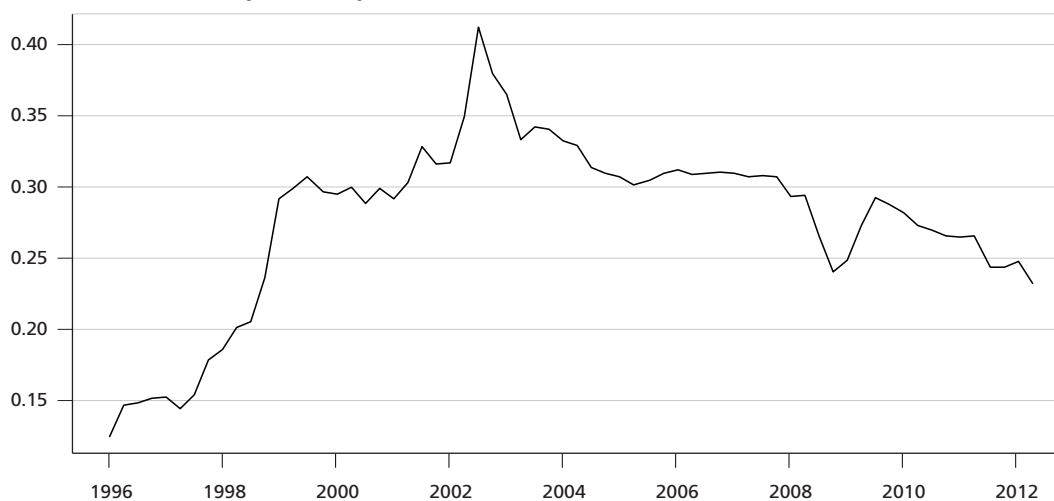
10. Cabe notar que o PIB nominal foi revisado pelo IBGE em 2007, retroagindo até 1995. Ademais, o PIB das Contas Trimestrais fica sempre sujeito a revisões, até a compatibilização com as Contas Nacionais do ano, o que é feito no Brasil com uma defasagem de mais de dois anos. Portanto, não se tratando 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.

GRÁFICO 1
Superávit primário (s) – razão do PIB (1996:I-2012:II)



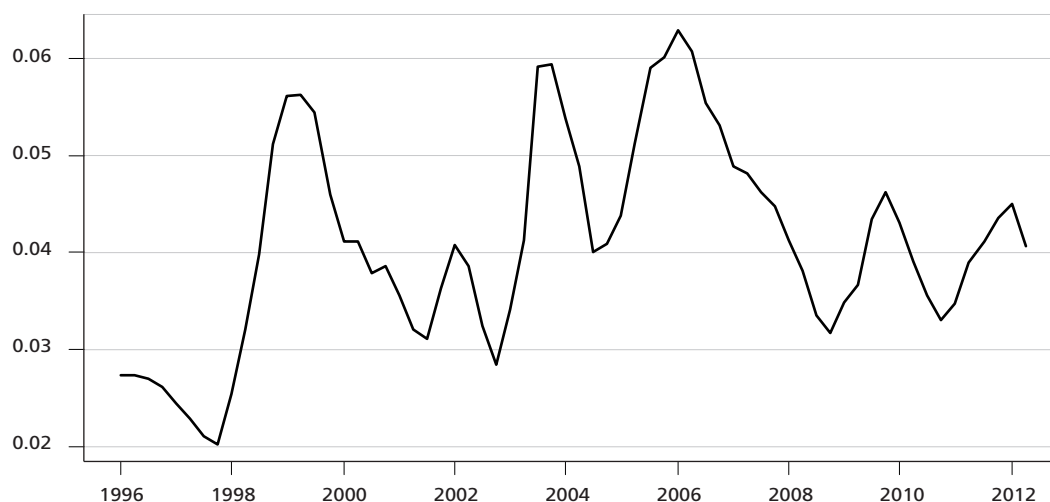
Fonte: Banco Central.

GRÁFICO 2
Endividamento público líquido (d) – razão do PIB (1996:I-2012:II)



Fonte: Banco Central.

GRÁFICO 3
Gastos com juros (r) – razão do PIB (1996:I-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 Strazichic (2003) propuseram um teste que permite a existência de duas quebras estruturais, inclusive sob a hipótese nula de tendência estocástica.¹¹ Por sua vez, Lee e Strazichic (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, iniciou-se com regressões mais gerais, com duas quebras tanto no nível, como na inclinação da função tendência. E, posteriormente, restringiu-se 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 às 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

11. Isto é importante porque quando a quebra é especificada apenas na hipótese alternativa, pode haver ambiguidade no resultado. Isto é, a rejeição da nula pode se dar tanto porque não há tendência estocástica como por que há raiz unitária e quebra estrutural ao mesmo tempo.

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

Variável ^a	Período amostral: 1996:I a 2012:II, T = 66					
	s		d		r	
	Estimativa	t-stat	Estimativa	t-stat	Estimativa	t-stat
μ	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 ^b	3		7		1	
Quebras	1999:II, 2008:IV		2003:I		2000:II, 2003:II	

Elaboração do autor.

Obs.:1. * Rejeita H_0 a 10%, ** a 5% e *** a 1%.

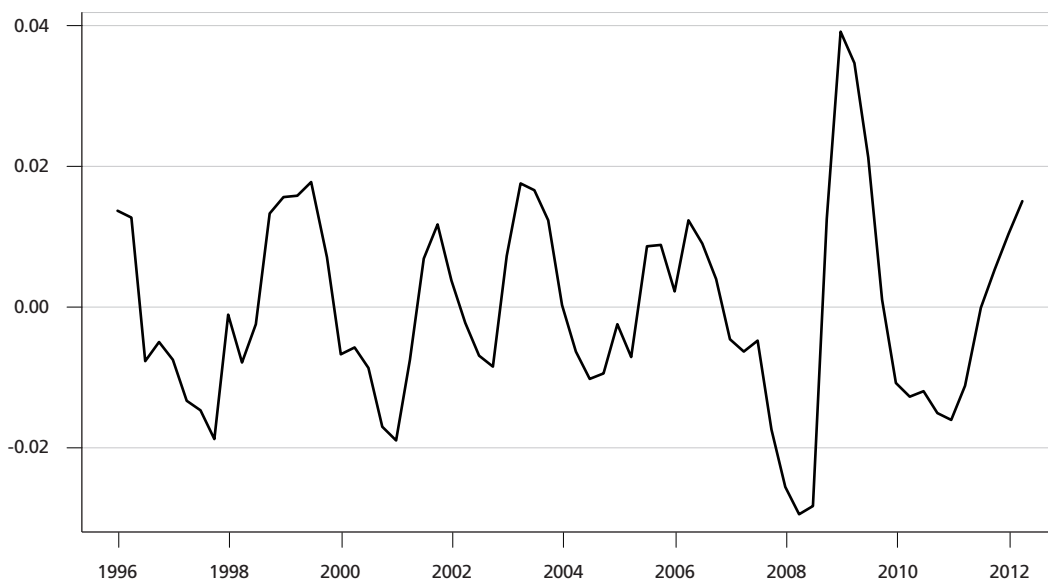
2. ^a Regressão do teste: $\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \hat{S}_{t-1} + u_t$, $H_0: \phi < 0$. Em tal regressão, Z_t é um vetor de variáveis exógenas. Havendo duas quebras de nível (como no caso do superávit), $Z_t = (1, t, D_{1t}, D_{2t})'$. No caso de uma quebra de nível e inclinação (como na dívida pública), $(1, t, D_{1t}, DT_{1t})'$. 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, \hat{S}_t é dado por $y_t - \hat{y}_t - Z_t \delta$, onde δ são coeficiente da regressão de Δy_t em ΔZ_t , e $\hat{y}_t = y_1 - Z_1 \delta$ (o subscrito 1 denota a primeira observação).

3. ^b 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, denominada *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.

O gráfico 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, o gráfico 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 pelos estudos empíricos.

GRÁFICO 4
Hiato do produto (1996:I-2012:II)¹



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Nota: ¹ 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.

GRÁFICO 5
Inflação – mudança percentual no IPCA (1996:I-2012:II)



Fonte: IBGE.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

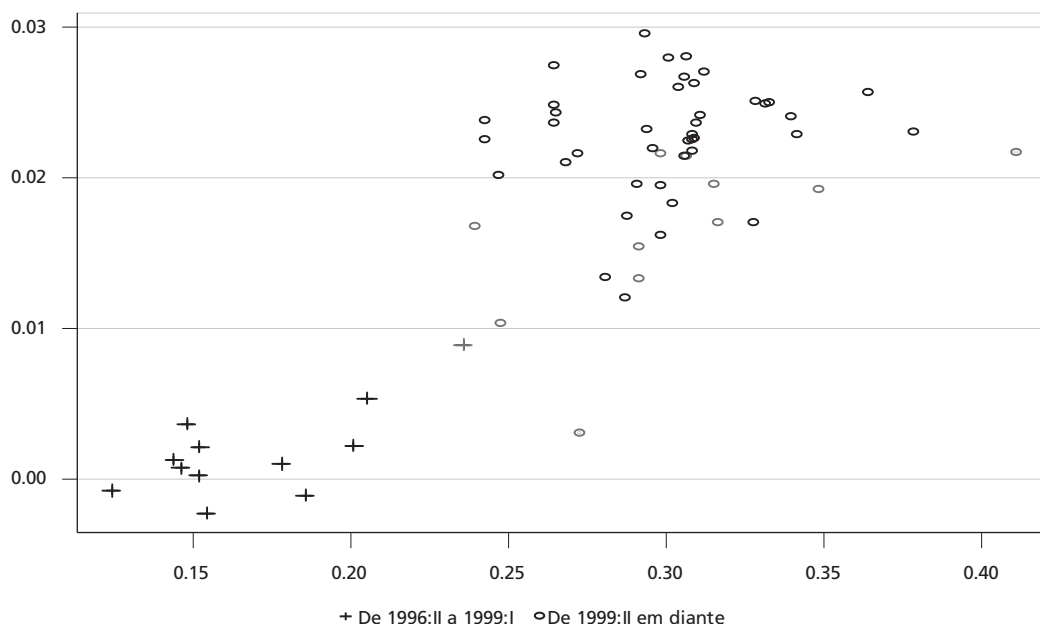
Há uma correlação positiva entre os valores dos superávits primários e da dívida líquida na amostra como um todo, como mostra o gráfico 6. Porém, as observações aglutinam-se nas regiões sudoeste (endividamento e superávits baixos com relação à média) e nordeste (dívida pública e superávits elevados)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

Decorre disto que duas hipóteses necessitam ser examinadas:

- 1) Houve uma quebra estrutural nos dados, o que representou uma mudança de uma vez por todas na sequência de superávits.
- 2) 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.

GRÁFICO 6

Superávits primários e dívida pública líquida do governo central (1996:II-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:

- 1) O comportamento fiscal do governo altera-se quando a taxa de inflação do IPCA em 12 meses ultrapassa certo patamar – por exemplo, o atual centro da meta fixada pelo CMN.
- 2) 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.

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 concentra-se 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 este 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.

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
ρ	0.733*** (0.063)	0.710*** (0.055)	0.768*** (0.042)	0.752*** (0.040)	0.623*** (0.038)
α_0	-0.022*** (0.005)	-0,002 (0.015)	-0,005 (0.014)	0,002 (0.015)	0.117*** (0.020)
α_γ	-0,272	-0.316*	-0.565***	-0.591***	-0.962***

(Continua)

(Continuação)

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
	(0.186)	(0.167)	(0.143)	(0.148)	(0.116)
Y	0.147***	0.080*	0.089*	0,066	-0.324***
	(0.017)	(0.048)	(0.047)	(0.050)	(0.074)
T (n. obs.)	65	53	45	35	19
$LR_{\eta}(t)$	-	10.859	0.000***	4.443***	4.002***
R ² adj.	0,902	0,687	0,770	0,786	0,793
σ	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**

Elaboração do autor.

Obs.: 1. * Significante a 10%; ** a 5%; e *** a 1%.

2. () = Erros-padrão HAC (pelo método Newey-West, janela $L=4$). Erros-padrão dos coeficientes de longo prazo calculados conforme Bårdsen (1989), fórmula (11). σ = 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.

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.¹²

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. Estes 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. Fora isso, nota-se que

12. 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.

o hiato do produto torna-se significante quando se divide a amostra. Este resultado se mantém nas demais estimativas, de duas e três quebras (sendo a última no terceiro trimestre de 2003 e 2007, respectivamente).

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 significante. A partir do final de 2007, encontra-se um valor significante, porém negativo para tal parâmetro, o que certamente não faz o menor sentido, refletindo o peso de observações atípicas.

5.2 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. Nestas 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.¹³

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

TABELA 3
Não linearidades na variável dívida pública (1996:II-2012:II)

Var. dep.: superávit primário/PIB – s				
Período amostral: 1996:II a 2012:II, T=65				
	Linear	Quadrática	Cúbica	Quebra em d^*
ρ	0.733*** (0.063)	0.688*** (0.054)	0.692*** (0.058)	0.690*** (0.060)
α_0	-0.022*** (0.005)	-0.012* (0.007)	-0,009 (0.013)	-0.031*** (0.005)

(Continua)

13. 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.

(Continuação)

Var. dep.: superávit primário/PIB – s				
Período amostral: 1996:II a 2012:II, T=65				
	Linear	Quadrática	Cúbica	Quebra em d^*
$\alpha\gamma$	-0,272 (0.186)	-0,243 (0.160)	-0,250 (0.166)	-0,232 (0.170)
γ	0.147*** (0.017)	0.115*** (0.019)	0.103** (0.040)	0.187*** (0.023)
γ_{quad}	-	-0.519** (0.204)	-0.491*** (0.176)	-
γ_{cub}	-	-	1,071 (2.577)	-
γ_{break}	-	-	-	-0.131* (0.070)
R^2 adj.	0,902	0,907	0,906	0,906
σ	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

Elaboração do autor.

Obs.: 1. * Significante a 10%, ** a 5%, e *** a 1%.

2. () = Erros-padrão HAC (pelo método Newey-West, janela $L=4$). Erros-padrão dos coeficientes de longo prazo calculados conforme Bårdsen (1989), fórmula (11). σ = 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 γ_{quad} denota o efeito parcial da variável quadrática $(d - d^*)^2$, enquanto γ_{cub} representa o coeficiente da variável cúbica $(d - d^*)^3$, sendo $d^* = 0,277$ a média do endividamento no período amostral. Finalmente, γ_{break} denota o coeficiente da função $\max(0, d - d^*)$.

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 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 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, diga-se 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 $\max(0, d - d^*)$. Esta 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.

5.3 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.

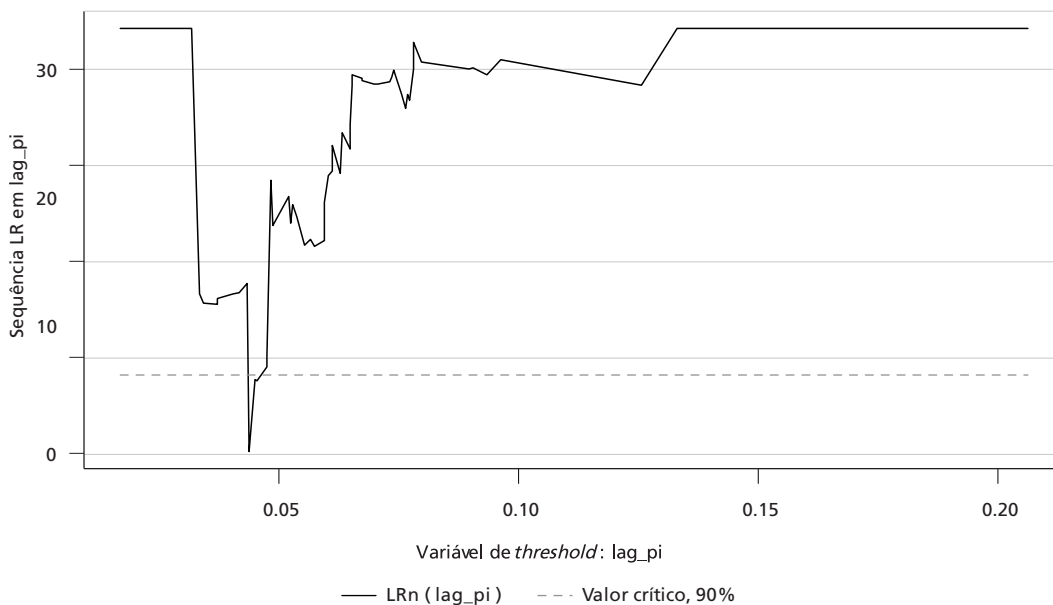
É preciso reconhecer que, não obstante a ideia de limiar na taxa de inflação do IPCA seja plausível, a própria atuação do governo dificulta a extração do sinal correto através da série temporal dos superávits primários. A experiência recente mostra que quando a taxa de inflação anualizada ultrapassa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

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 o gráfico 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 às estimativas dos demais parâmetros da regressão.

GRÁFICO 7

Teste para a presença de *threshold* na taxa de inflação defasada (π_{t-1}), estimativa do valor do limiar (π^*) e intervalo de 90% de confiança



Elaboração do autor.

De modo geral, as estimativas OLS dos demais parâmetros exibiram os sinais esperados. De acordo com 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.¹⁴ Entretanto, os erros-padrão maiores e a própria significância estatística das estimativas indicam que, apesar da instrumentalização corrigir o viés, ela aumenta a incerteza com relação ao valor real dos parâmetros.

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

14. 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 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 comparecem 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.

número de observações abaixo do valor do limiar, além de impedir um refinamento maior dessas estimativas, prejudica a inferência para tal regime.

TABELA 4
Regressões de limiar na taxa de inflação defasada

	OLS		GMM	
	$\pi_{t-1} \leq 0.0434$	$\pi_{t-1} > 0.0434$	$\pi_{t-1} \leq 0.0434$	$\pi_{t-1} > 0.0434$
ρ	0.428*** (0.025)	0.874*** (0.041)	0.408*** (0.047)	0.921*** (0.058)
α_0	-0.030*** (0.001)	-0.043*** (0.013)	-0.028*** (0.002)	-0,084 (0.066)
α_γ	0.139** (0.046)	-0.907* (0.454)	0,078 (0.050)	-1,505 (1.202)
γ	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].		
$T_{[\pi_{t-1} \leq 0.043]} = 13$, $T_{[\pi_{t-1} > 0.043]} = 52$.		$T_{[\pi_{t-1} \leq 0.043]} = 13$, $T_{[\pi_{t-1} > 0.043]} = 49$.		
$R^2 \text{ adj.} = 0.930$, $\alpha = 2.45E-03$		Exog.: 1ζ , $s_{t,y}$, d_r . End.: $YVAR_t$.		
SSR = 3.42E-04		IV's: $YVAR_{t,y}$, $YVAR_{t,y}$, $i_{t,y}$, $i_{t,4}$.		
		$\sigma_{t,y}$, $\sigma_{t,4}$. J-stat $_{[\pi_{t-1} \leq 0.0434]} = 3.3381$.		
		J-stat $_{[\pi_{t-1} > 0.0434]} = 4.3808$.		

Elaboração do autor.

Obs.:1. * Significante a 10%, ** a 5%, e *** a 1%.

2. () = Erros-padrão robustos (Newey-West nas estimativas OLS). Erros-padrão dos coeficientes de longo prazo calculados conforme Bårdsen (1989), fórmula (11). σ = 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 θ 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.

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.¹⁵ 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

15. Apenas este regime é relevante para a projeção, 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.

anualizado. Essa resposta marginal 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 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 as despesas públicas em qualquer cenário para a inflação – devido a flutuações cíclicas nas bases tributárias e pela operação de estabilizadores automáticos; e, de outro, a 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.

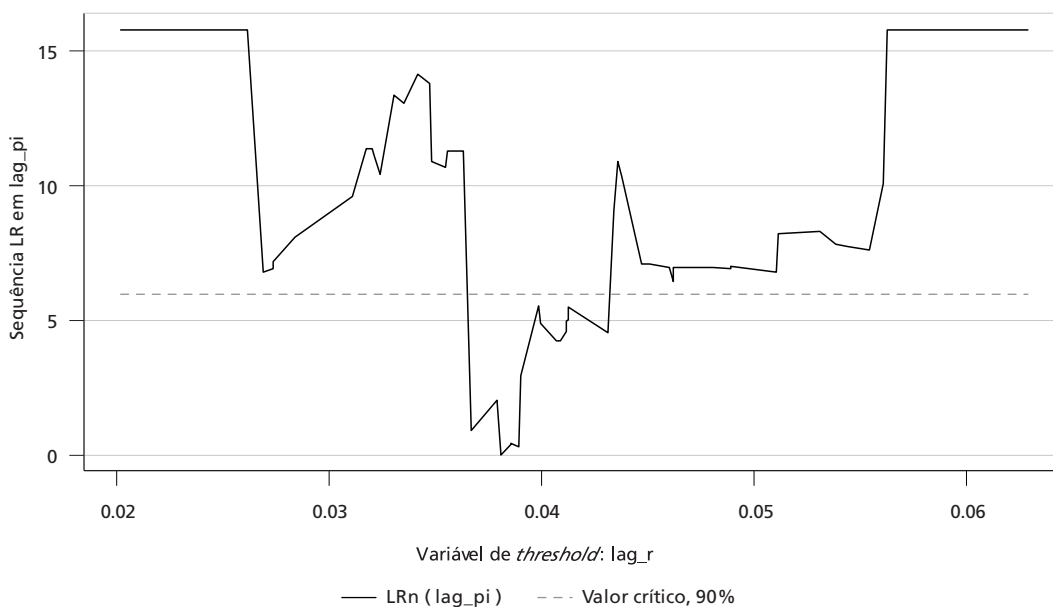
Passando para as análises de limiar nas despesas de juros acumuladas em 12 meses como proporção do PIB, cabe ressaltar que esta variável influencia a dinâmica da dívida pública, dado que integra o déficit nominal. No que se segue, examina-se a especificação que tem um termo quadrático. É indicado incluir 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.¹⁶

É possível visualizar no gráfico 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%. As estimativas 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.

16. 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 6.

GRÁFICO 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



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.¹⁷ 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.

17. 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.

Cabe observar, no entanto, que os próprios valores da variável de estado dependem do nível da dívida pública. Isto possivelmente explica porquê a variável quadrática não foi significativa neste cenário. 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 (1996:II-2012:II)

	OLS		GMM	
	$r_{t-1} \leq 0.0381$	$r_{t-1} > 0.0381$	$r_{t-1} \leq 0.0381$	$r_{t-1} > 0.0381$
ρ	0.813*** (0.094)	0.629*** (0.033)	0.806*** (0.095)	0.633*** (0.058)
α_0	-0.031* (0.017)	0,001 (0.005)	-0,037 (0.022)	0,004 (0.007)
α_γ	-0,740 (0.555)	-0,011 (0.093)	-0.738* (0.377)	-0,041 (0.099)
γ	0.174*** (0.056)	0.076*** (0.019)	0.196** (0.071)	0.069*** (0.022)
γ_{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]		Est. 2SLS: $r^* = 0.0381$, IC – 90% sign. = [0.0367, 0.0431].		
$T_{[r_{t-1} \leq 0.0381]} = 26, T_{[r_{t-1} > 0.0381]} = 39$		$T_{[r_{t-1} \leq 0.0381]} = 23, T_{[r_{t-1} > 0.0381]} = 39$		
R ² adj. = 0.927, $\sigma = 2.55E-03$ SSR = 3.59E-04		Exog.: $1\$, s_{t,p}, d_t$, End.: γVAR_t IV's: $\gamma VAR_{t-1}, \gamma VAR_{t-2}, i_{t-3}, i_{t-4}$ $\theta_{t-1}, \theta_{t-2}$, J-stat _{[r_{t-1} \leq 0.0381]} = 7.3489 J-stat_{[r_{t-1} > 0.0381]} = 6.2116.}}		

Elaboração do autor.

Obs.: 1. * Significante a 10%, ** a 5%, e *** a 1%.

2. () = Erros-padrão robustos (Newey-West nas estimativas OLS). Erros-padrão dos coeficientes de longo prazo calculados conforme Bardsen (1989), fórmula (11). σ = 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 θ 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.

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 GMM.

6 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.¹⁸ Foi feita a decomposição entre erros de previsão sistemáticos (proporção de viés e variância) e não sistemáticos (proporção da covariância).¹⁹ Esta avaliação é mostrada na tabela 6. A última coluna

18. $RMSE = \sqrt{\text{do erro quadrático médio} - \text{MSE}}$. Se α_t são os valores observados, f_t as previsões e n o horizonte de previsão, então:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (a_t - f_t)^2.$$

19. Denotam-se por “barras” as médias, enquanto os σ 's representam desvios-padrão e ρ 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 $\text{Cov} 2(1 - \rho_{f,a})\sigma_f\sigma_a / \text{MSE}$.

reporta o coeficiente U de Theil, que compara os resultados com a previsão trivial de um passeio aleatório.²⁰

É possível verificar que as especificações que têm uma quebra estrutural, seja em 1999 ou em 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 do 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.

TABELA 6
Avaliação das previsões¹

Var. predita: superávit primário/PIB – s
Período amostral: 1996:II a 2010:II, T=57. Horizonte de previsão – h: 8 trimestres

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

Elaboração do autor.

Nota: ¹ 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.

20. 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, a_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.

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*), cumpre 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.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Elencam-se, para finalizar, os principais resultados encontrados nas análises empíricas deste trabalho:

- 1) Houve uma mudança na sequência de superávits após o ajuste fiscal. É incerto se a maneira mais adequada de lidar com este fato é por meio de regressões de quebra estrutural ou não linearidades no nível da dívida pública. As estatísticas de previsão foram semelhantes.
- 2) Cabe notar que, havendo um choque grande no endividamento, a resposta marginal dos superávits deve ser alterada novamente. Nesta perspectiva, as relações não lineares parecem ser mais atrativas. Estimativas de quebra estrutural predizem impacto pequeno ou nulo da dívida na sequência de superávits primários. As regressões de múltiplas quebras estruturais sobreparametrizam os dados, podendo ser descartadas como representações plausíveis da política fiscal.
- 3) As regressões de limiar na variação anualizada do IPCA indicam que quando a inflação de 12 meses ultrapassa 4,34%, nível próximo à atual meta fixada pelo CMN, a política fiscal torna-se mais persistente. Isto aparenta não constituir

empecilho para a ação anticíclica da política fiscal, o que não surpreende, dado que as desonerações fiscais, além de tenderem a aumentar o nível de atividade, reduzem a inflação.

- 4) As melhores estatísticas de previsão resultaram de modelos de limiar nas despesas de juros anualizadas como proporção do PIB, principalmente quando há um termo quadrático. Estima-se que há uma redução do esforço fiscal quando esses gastos são reduzidos abaixo de 3,81%. Esta tendência é reforçada quando a dívida pública é declinante, dada a resposta marginal dos superávits. Acima de tal limiar, o termo quadrático é significativo, o que caracteriza a rigidez percebida.

Em seu conjunto, esses resultados trazem indicações relevantes acerca do equilíbrio macroeconômico nos próximos anos:

- 1) Não deve surpreender uma redução gradual nos superávits como proporção do PIB, apesar da institucionalidade vigente. Cortes nos superávits podem ser feitos através da dedução de margens para investimentos públicos na meta da LDO. Nada impede que a própria meta fiscal seja reduzida ao longo dos anos.
- 2) O cenário para a política fiscal depende de como irão se comportar a taxa de inflação do IPCA e os gastos financeiros como proporção do PIB após a redução da Selic feita no último ciclo de expansão da política monetária, no segundo semestre de 2011 e ao longo de 2012.
- 3) A taxa de inflação do IPCA provavelmente não deve retornar ao patamar de 2006 ou 2007 no curto prazo, quando ficava abaixo do centro da meta fixada pelo CMN. Resta saber se, diante disto, o governo irá conter os gastos públicos ou promover novas desonerações fiscais, como tem sido feito com grande frequência.
- 4) As despesas de juros permaneciam acima de 3,81% do PIB no final do período amostral. Os dados mensais do BCB apontam, no entanto, para uma queda nestes gastos abaixo do limiar encontrado. Se as estimativas reportadas neste estudo estiverem corretas, isto deve representar tolerância com superávits menores por parte do governo.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, M. **Dominância fiscal e a regra de reação fiscal**: uma análise empírica para o Brasil. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo (FEA/USP), São Paulo, 2007. 57 p.

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, 2001. p. 107-128.

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.

GIAMBIAGI, F.; 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, n. 4-17).

_____. 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. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas, Pernambuco. **Anais...** Porto de Galinhas: ANPEC, 2012. 18 p.

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.

ROCHA, F.; 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.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Andressa Vieira Bueno

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Laeticia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Luciana Dias

Marcelo Araújo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração

Aline Rodrigues Lima

Bernar José Vieira

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Daniel Alves de Sousa Júnior (estagiário)

Diego André Souza Santos (estagiário)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Brasília-DF

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

SAE
SECRETARIA DE ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

GOVERNO FEDERAL
BRASIL
PAÍS RICO É PAÍS SEM POBREZA