TEXTO PARA DISCUSSÃO

2310

REGRAS DE POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DE DOMINÂNCIA MONETÁRIA E DOMINÂNCIA FISCAL

Mário Jorge Mendonça
Tito Belchior S. Moreira
Adolfo Sachsida

ipea

2310
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Brasília, junho de 2017

REGRAS DE POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DE DOMINÂNCIA MONETÁRIA E DOMINÂNCIA FISCAL

Mário Jorge Mendonça[1]
Tito Belchior S. Moreira[2]
Adolfo Sachsida[3]

1. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos Regionais, Ambientais e Urbanos (Dirur) do Ipea. *E-mail*: <mario.mendonca@ipea.gov.br>.
2. Professor e pesquisador no Departamento de Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB). *E-mail*: <tito@pos.ucb.br>.
3. Técnico de planejamento e pesquisa na Dirur do Ipea. *E-mail*: <sachsida@hotmail.com>.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão
Ministro Dyogo Henrique de Oliveira

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Rogério Boueri Miranda

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

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
João Alberto De Negri

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Sérgio Augusto de Abreu e Lima Florêncio Sobrinho

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Regina Alvarez

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** 2017

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 dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

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

JEL: E52; E58; E62.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 O MODELO DE LEEPER (1991).....9

3 O MODELO DE FUNÇÃO DE REAÇÃO COM MUDANÇA DE REGIME 11

4 FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL 14

5 FUNÇÃO DE REAÇÃO MONETÁRIA 21

6 IDENTIFICAÇÃO DA DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA 26

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....29

REFERÊNCIAS 29

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....32

APÊNDICE A 33

APÊNDICE B 34

SINOPSE

Partindo da hipótese de que as regras de política monetária e fiscal no Brasil podem ter sido submetidas a diferentes regimes, este estudo faz uso do modelo de Leeper (1991; 2005) para identificar a cronologia das regras de política quanto ao seu caráter ativo ou passivo. As regras de política são estimadas pelo modelo de Markov Switching (MS), no qual os regimes são gerados endogenamente. Os resultados obtidos nos permitem afirmar que ocorreu dominância fiscal em 2010 e entre 2013 e 2014. A dominância monetária se dá em boa parte de 2003 e no período de 2005 a 2007. O modelo ainda procura explicar o motivo de a taxa de inflação, durante o ano de 2015, permanecer em elevação mesmo com o Banco Central do Brasil (BCB) praticando uma política monetária ativa.

Palavras-chave: política monetária ativa; dominância fiscal; função de reação; mudança de regime e modelo Markov-Switching.

ABSTRACT

Based on the hypothesis that the rulers of monetary and fiscal policy in Brazil may have been submitted to different regimes, the present study applies Leeper model (1991; 2005) in order to identify the chronology of policy regimes regarding their active and passive character. The policy rules are estimated by the Markov Switching (MS) model in which the regimes are endogenously identified. The results obtained allow us to place that fiscal dominance occurred in 2010 and between 2013 and 2014 while monetary dominance happened in much of 2003 and during the period from 2005 to 2007. The model still seeks to explain why the rate of Inflation during 2015 remained on the rise even though the monetary policy imposed by Central Bank was active.

Keywords: active monetary policy; fiscal dominance; reaction function; regime change and Markov-Switching model.

1 INTRODUÇÃO

A restrição orçamentária do governo implica que a dívida corrente do governo deve ser compatível com o valor presente de suas receitas futuras. Nessa situação, a regra monetária ótima pressupõe que a política fiscal não é relevante para a política monetária. Supõe-se assim que a dívida pública é solvente. Em outras palavras, a autoridade fiscal sempre ajustará os impostos a fim de garantir o pagamento da dívida. Contudo, se o governo faz uso da senhoriagem para equilibrar seu orçamento, temos que o *deficit* orçamentário implica o aumento corrente ou futuro da oferta de moeda. Deste modo, uma questão que se levanta é se o aumento do endividamento pode levar ao crescimento da taxa de inflação.

Como enfatiza Walsh (2003), em uma situação na qual a política fiscal atua de modo independente, a autoridade monetária é forçada a gerar receita de senhoriagem[1] para equilibrar as contas do governo. Leeper (1991) descreve esse caso como de dominância fiscal, aquele em que a política fiscal é ativa e a política monetária, passiva. Sargent e Wallace (1981) mostram que um efeito adverso da dominância fiscal decorre do fato de que se ocorrer uma redução do resultado primário, então será necessário aumentar a receita de senhoriagem para manter a restrição orçamentária do governo. Nesse contexto, tentativas de controle corrente da inflação conduzirão ao aumento da inflação no futuro. A ideia que suporta este ponto é a seguinte: se a receita de senhoriagem é reduzida, o *deficit* aumenta e, por consequência, o total da dívida aumenta. Eventualmente, a autoridade monetária será a força para aumentar a oferta de moeda.

Conforme assinala Leeper (1991), as políticas de equilíbrio podem ser enquadradas de duas maneiras, com base em uma regra de política monetária e outra de política fiscal. No primeiro conjunto, estão aquelas que a taxa de juros básica responde à taxa de inflação (regra monetária) e os impostos respondem às flutuações da dívida pública (regra fiscal). Aqui, a política monetária é ativa e a política fiscal é passiva, os distúrbios fiscais não influenciam os preços de equilíbrio, as taxas de juros ou os saldos reais. Nesse primeiro caso, observa-se uma situação de dominância monetária. No segundo conjunto, temos que a política fiscal é ativa e a política monetária é passiva. Flutuações da dívida pública conduzem à criação de moeda. Neste caso, o *deficit* público faz crescer a inflação, os preços dependem do passivo do governo e a taxa de juros nominal depende da razão

1. A receita de senhoriagem provém de duas fontes. A primeira é o aumento da base monetária real relativa à renda. A segunda deriva de que, para manter constante o estoque real de moeda, o setor privado necessita aumentar o volume de encaixe nominal numa taxa aproximadamente igual ao aumento da base monetária.

entre a quantidade de moeda e a dívida do governo. Uma contração monetária aumenta a inflação. Nesse segundo caso, observa-se uma situação de dominância fiscal, a qual a política monetária segue a reboque da política fiscal.[2]

Leeper (1991) estuda a questão da interação entre as políticas monetária e fiscal com base na análise dos equilíbrios produzidos a partir das regras de política. Nesse modelo, a política monetária define a taxa de juros nominal em função da inflação corrente, enquanto a autoridade fiscal escolhe um nível de impostos diretos que responde ao aumento da dívida pública. Os parâmetros das regras de política fiscal determinam o grau de dependência de cada fonte de receita. Parâmetros associados a um comportamento ativo implicam que a política fiscal não responde às condições de restrição que devem ser impostas para tal manutenção do equilíbrio, isto é, a autoridade fiscal não está preocupada com a solvência da dívida pública, mas sim em elevar o nível de atividade econômica, por exemplo. Por sua vez, parâmetros associados a um comportamento passivo da autoridade fiscal indicam que ela irá aumentar os impostos quando o *deficit* se elevar.

Os parâmetros associados a um comportamento ativo da política monetária implicam que a taxa de juros controlada pelo Banco Central responde às condições de restrição que devem ser impostas para tal manutenção do equilíbrio. Por exemplo, parâmetros associados a um comportamento passivo da autoridade monetária indicam que ela não irá aumentar a taxa básica de juros quando a taxa de inflação se elevar. Caso contário, tratar-se-á de um comportamento ativo, isto é, a autoridade monetária está preocupada principalmente com o nível de estabilidade de preços, e não com a elevação do nível de atividade econômica ou do nível de emprego da economia.

Moreira, Souza e Almeida (2007) aplicam o modelo de Leeper com dados trimestrais de 1995 a 2006 e encontram evidência de que a economia brasileira esteve sujeita, durante esse período, a um regime de dominância fiscal. Partindo da hipótese de que as regras de políticas no Brasil podem ter sido submetidas a diferentes regimes, este estudo faz uso do modelo de Leeper (1991) de modo a identificar a cronologia das regras de políticas monetária e fiscal quanto ao seu caráter ativo ou passivo.

Nesse contexto, a contribuição deste trabalho é identificar a interação entre as políticas fiscal e monetária levando-se em conta regimes gerados endogenamente pelo

2. Martins (1980) desenvolve um artigo seminal no qual estabelece que os preços dos títulos são equivalentes ao nível de preços, e a taxa de juros nominal é determinada pela razão estoque da dívida e estoque de moeda.

modelo Markov Switching (MS). Em outras palavras, as regras de política ou funções de reação são estimadas a partir de um modelo (MS). Nossa amostra é composta de dados mensais de novembro de 2002 a dezembro de 2015. Os resultados obtidos nos permitem dizer que ocorreu dominância fiscal em 2010 e entre 2013 e 2014. A dominância monetária se dá em boa parte de 2003 e no período de 2005 a 2007. O modelo ainda explica por que a taxa de inflação durante 2015 permaneceu em elevação mesmo com o Banco Central praticando uma política monetária ativa.

Ante o exposto, estruturamos este trabalho da seguinte forma. Na seção 2, apresentamos as linhas gerais do modelo de Leeper (1991). Na seção 3, apresentamos o modelo Marvov Switching (MS), que é usado nas seções 4 e 5 para estimar, respectivamente, as funções de reação fiscal e monetária. A análise das regras de política monetária e fiscal no Brasil quanto ao caráter ativo e passivo delas é objeto de apreciação na seção 3. Por fim, a seção 7 destina-se aos comentários finais.

2 O MODELO DE LEEPER (1991)

O modelo de Leeper (1991) parte de um agente representativo que recebe uma dotação constante y para consumir c a cada período, sendo que o governo extrai $g < y$, que não gera utilidade para o agente. Parcela τ de imposto é ainda recolhida de y pelo governo. O encaixe real m é a razão $\frac{M}{p}$, onde M é o encaixe nominal e p, o nível de preço. Os agentes detêm título do governo B de um período que aufere rendimento nominal R livre de risco. Dada uma taxa de desconto intertemporal $\beta \in (0,1)$, e tomando y_t, p_t, R_t e τ_t como variáveis exógenas para cada t, o agente se depara com o seguinte problema:

$$\max_{\{c_t, b_t, m_t\}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log(c_t) + \log(m_t)\right] \text{ a}$$

$$\text{st. a} \qquad c_t + \frac{M_t}{p_t} + \frac{B_t}{p_t} + \tau_t = y_t + \frac{M_t}{p_t} + R_{t-1}\frac{B_{t-1}}{p_t}. \tag{1}$$

Usando as condições de primeira ordem e a condição de factibilidade $c_t = y_t - g_t$, pode-se demonstrar que o modelo se reduz a um sistema definido, respectivamente, pelas equações de Fischer e de demanda por moeda, tal como mostrado pelas equações (2)-(3).

$$\frac{1}{R_t} = \beta E_t\left[\frac{1}{\pi_{t+1}}\right] \tag{2}$$

$$m_t = c_t E_t \left[\frac{R_t}{R_t - 1} \right]^{-1}, \tag{3}$$

onde π_{t+1} é a taxa de inflação em $t + 1$ e $m_t = \frac{M_t}{p_t}$. Tomando $b_t = \frac{B_t}{p_t}$, temos que a restrição orçamentária do governo obedece à seguinte identidade:

$$b_t + m_t + \tau_t = \frac{R_{t-1} b_{t-1} + m_t}{\pi_t}. \tag{4}$$

A política fiscal é definida por uma regra que aqui denominamos função de reação fiscal, de modo que

$$\tau_t = \gamma_0 + \gamma b_t + \psi_t. \tag{5}$$

A regra de política monetária ou função de reação seguida pelo Banco Central é definida da seguinte forma:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha \pi_t + \mu_t. \tag{6}$$

Leeper (1991) toma ψ_t e μ_t como processos autorregressivos de primeira ordem não correlacionados. Esse autor ainda não propõe *a priori* nenhuma restrição para os parâmetros α e γ.

As equações (2)-(4), (5) e (6) podem ser reduzidas a um sistema recursivo nas variáveis π_t e b_t cujas raízes $\alpha\beta$ e $\beta^{-1} - \gamma$ determinam a estabilidade do sistema. Duas situações despertam maior interesse.

2.1 Dominância monetária: $|\alpha\beta| > 1$ e $|\beta^{-1} - \gamma| < 1$

Este é o caso de um único equilíbrio. Nesta região, um choque monetário irá produzir uma trajetória esperada de inflação, sendo que os choques fiscais são irrelevantes. Prevalece aqui a equivalência ricardiana. Nesse caso, a política monetária é ativa e a política fiscal é passiva. Isso significa que a política monetária é eficaz na determinação do nível de preços, e a autoridade monetária não precisa se preocupar com a restrição orçamentária, uma vez que a autoridade fiscal é capaz de escolher um nível de tributação em cada ponto no tempo que faz com que a dívida seja sustentável. Leeper (2005) mostra que a inflação de

equilíbrio é inteiramente um fenômeno monetário e que os choques fiscais não afetam a inflação ou a taxa de juros nominal. Esta é a região ideal para o formulador de políticas para instaurar uma meta inflacionária controlando a taxa de juros. Mais precisamente, a política monetária não tem quaisquer restrições e pode perseguir ativamente a estabilidade de preços. A política fiscal obedece às restrições impostas pela política monetária e pelo setor privado e se ajusta passivamente para alcançar o orçamento equilíbrio.

2.2 Dominância fiscal: $|\alpha\beta| < 1$ e $|\beta^{-1} - \gamma| > 1$

Nesta região, a política monetária responde fracamente à inflação ($|\alpha\beta| < 1$), enquanto a política fiscal não responde fortemente à dívida ($|\beta^{-1} - \gamma| > 1$). Esta região também gera um único equilíbrio. Essa situação corresponde àquela identificada por Sargent e Wallace (1981) quando propuseram a expressão *aritmética monetarista desagradável*. Neste caso, temos uma política monetária passiva e uma política fiscal ativa. Agora, a autoridade monetária obedece às restrições impostas pela política fiscal.

Existem ainda dois casos possíveis. O primeiro deles se dá quando as duas raízes são em módulo menores que um, ou seja, cada autoridade age passivamente. Sem a restrição adicional imposta por uma autoridade de modo a torná-la ativa, existem muitos processos de crescimento da oferta monetária compatível com o equilíbrio, resultando na indeterminação do nível de preço, resultado apontado por Sargent e Wallace (1975). No segundo caso, as duas raízes são em módulo maiores que um, fazendo com que as duas autoridades atuem de modo ativo. A menos que se suponha que os choques ψ_t e μ_t sejam correlacionados, não existe um processo de crescimento da oferta monetária que garanta que os agentes irão financiar os títulos do governo.

3 O MODELO DE FUNÇÃO DE REAÇÃO COM MUDANÇA DE REGIME

Na seção anterior, apresentamos o modelo de Leeper (1991). Esse modelo nos possibilita obter as condições para identificar quando a política é ativa ou passiva. Do ponto de vista prático, o que se necessita é conhecer as regras de política fiscal e monetária, e a partir delas checar as condições de estabilidade do modelo. Moreira, Souza e Almeida (2007) encontraram evidência de que, no período de 1995 a 2006, o Brasil passou por um regime de dominância fiscal.

Neste estudo, avançamos nessa literatura tomando por base a hipótese de que as políticas monetária e fiscal possam ter experimentado regimes distintos ao longo do período amostral analisado. A ocorrência de regimes distintos faz com que as técnicas econométricas convencionais se tornem os instrumentos inadequados para lidar com o problema, mesmo quando se trabalha com diferentes subamostras dos dados. Deste modo, usamos um modelo específico para tratar das supostas quebras estruturais. Tal modelo nos permite reconhecer com maior segurança e clareza os diferentes estados a que foram sujeitas as políticas monetária e fiscal desde 2003 (Davig e Leeper, 2011). A seguir, falaremos um pouco sobre o modelo que usamos para estimar as regras de política fiscal e monetária.

3.1 Modelo Markov-Switching

Quando uma relação linear é submetida a uma quebra estrutural – o que pode ocorrer nos coeficientes das variáveis, no intercepto e também na variância dessa relação –, os parâmetros do modelo de regressão relevantes variam com o tempo, resultando em não linearidades e, em geral, em violações das hipóteses de estacionariedade e normalidade dos erros dos modelos convencionais. Uma alternativa nesse caso é tratar as quebras estruturais (e, portanto, as "mudanças de regime") como exógenas, com a introdução de variáveis *dummies* em modelos lineares convencionais. Contudo, tal procedimento exige que se conheça antecipadamente o momento exato onde ocorreram as quebras, o que raramente é o caso na prática. E mesmo no caso improvável de o pesquisador "acertar" a data exata da(s) quebra(s) relevante(s), bem como, respectivamente, os períodos de duração das quebras, a mera introdução de *dummies* não resolve problemas relacionados a mudanças de regime na variância dos erros do modelo. Como aponta Sims (2001), é um equívoco grave ignorar essas últimas ou quaisquer outras fontes de não normalidade nos resíduos ao mesmo tempo que se leva em conta mudanças nos parâmetros das variáveis.

Modelos de Markov-Switching se caracterizam por assumirem explicitamente a possibilidade de que, a cada momento do tempo, um número finito (e geralmente pequeno) de "regimes" ou "estados" podem ocorrer sem que se saiba ao certo qual deles está sendo observado. Apenas para citar um exemplo intuitivo, parece razoável supor que uma economia em recessão se comporte de modo (ou tenha parâmetros) diferente(s) de uma economia em rápido crescimento. Nesse caso, poder-se-ia pensar em dois "regimes", isto é, um "recessivo" e outro "de crescimento", com características bastante diferentes entre si e que se alternam de tempos em tempos sem que se tenha certeza sobre qual está ocorrendo em cada período específico.

Convém frisar, portanto, que modelos MS não assumem que as "mudanças de estado" – por exemplo, a passagem do regime "de crescimento" para o regime "recessivo" – sejam eventos determinísticos. A hipótese é que existem "probabilidades de transição" de um regime para o outro, probabilidades essas estimadas endogenamente pelos modelos MS.[3] Nada impede ainda que as mudanças de regime sejam aquelas do *once-and-for-all--shifts*, em que após a mudança determinado regime permanece indefinidamente.

O estudo de modelos econométricos de séries temporais não lineares, há algum tempo, tem ganhado crescente importância (Hamilton, 1989; 1994; Krolzig, 1997; Kim e Nelson, 1999; Sims, 1999; 2001; Franses e Van Dijk, 2000; Lutkepohl e Kratzig, 2004). Neste estudo, faremos uso do modelo MS para estimar as funções de reação fiscal e monetária. Assim sendo, nos propomos a estimar cada um desses modelos por meio de uma especificação que assume o seguinte aspecto:

$$y_t = b_0(S_t) + \sum_{m=1}^{P} b_m(S_t) x_{tm} + \sigma(S_t)\varepsilon_t , \qquad (7)$$

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

onde S_t é uma variável estocástica não observada que determina o estado k que o modelo assume a cada período t.

Note-se que, por hipótese, a *variável latente* S_t é regida por um processo estocástico conhecido como uma cadeia de Markov ergódica e definido por uma matriz de probabilidades de transição, cujos elementos são dados por

$$p_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j | S_t = i), \quad \sum_{j=1}^{k} p_{ij} = 1 \quad \vee i, j \in \{1,...,k\}$$

$$p_{ij} \geq 0 \text{ para } i,j = 1, 2, ..., K. \qquad (X)$$

Aqui, p_{ij} representa a probabilidade de que em $t + 1$ a cadeia mude do regime i para o regime j. A ideia, portanto, é que a probabilidade de ocorrência de um regime S_t qualquer no presente depende apenas do regime que ocorreu no período anterior, isto é,

3. Mais tecnicamente, modelos MS se enquadram naquilo que Chib (1996) denomina de "hidden Markov chain models". Uma ampla variedade desses modelos é apresentada em Kim e Nelson (1999).

de S_{t-1}. Com k regimes existentes, as probabilidades de transição entre estados podem, assim, ser representadas pela matriz de transição de probabilidade P, com dimensão (k x k).

Os parâmetros do modelo antes citado são estimados a partir da maximização da função de verossimilhança do modelo por meio do algoritmo EM (Dempster, Laird e Rubin, 1977) – uma técnica iterativa para modelos com variáveis omitidas e/ou não observadas. Pode ser mostrado que o valor da função verossimilhança relevante aumenta a cada iteração desse processo, o que garante que o resultado final seja suficientemente próximo do valor máximo da verossimilhança na vizinhança relevante.[4] É necessário ter em mente, entretanto, que a função de verossimilhança de um modelo MS não possui máximo global (Hamilton, 1991; 1994; Koop, 2003). Felizmente, a utilização do algoritmo EM frequentemente leva à obtenção de um máximo local "razoável", com casos patológicos sendo relativamente raros (Hamilton, 1994).

4 FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL

Ainda que relativamente menor em relação à chamada "função de reação do Banco Central", existe uma literatura análoga com a preocupação de estimar a "função de reação fiscal" dos Tesouros Nacionais (Bohn, 1998; Taylor, 2000; Gali e Perotti, 2003; Thams, 2007, *inter allia*).

A correta estimação da função de reação fiscal é importante para a análise da política macroeconômica por pelo menos dois motivos. O primeiro diz respeito à sustentabilidade da dívida pública. Neste caso, o que se quer saber é se o *superavit* primário reage ou não a variações na razão dívida pública/PIB de forma a manter essa última variável em níveis sustentáveis (Bohn, 1998). Em segundo lugar, a estimação da função de reação fiscal permite investigar se a política fiscal persegue algum outro objetivo, como a sustentação da demanda agregada e/ou o auxílio à autoridade monetária no controle da inflação.

Considerando-se que estamos aplicando o modelo de Leeper para testar regras de políticas para o Brasil, é importante que conheçamos as especificidades, aspectos legais e principalmente as metodologias de apuração dos indicadores fiscais. Nesse contexto,

4. Em geral, esse método se mostra robusto quando os valores iniciais são escolhidos de maneira arbitrária ou pouco eficiente.

Carvalho Júnior e Feijó (2015) fazem um estudo minucioso sobre as metodologias "abaixo da linha" utilizadas pelo Departamento Econômico do Banco Central do Brasil para a apuração das necessidades de financiamento do setor público, ou seja, os resultados primário e nominal, e das dívidas líquida e bruta do setor público. Os autores, na citada obra, também apresentam as principais características da metodologia de apuração dos resultados fiscais utilizados para a renegociação das dívidas de Entes da Federação, realizada com base na Lei nº 9.496/1997, e da metodologia implícita de apuração do resultado fiscal, estabelecida pela Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) – Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000.

Para o caso brasileiro, Mello (2005) estimou a função de reação fiscal de várias definições de *setor público*[5] com dados mensais para o período 1995-2004 e observou que para todos os casos existe uma forte resposta positiva do *superavit* primário ante a um aumento da dívida líquida do setor público. Além disso, Mello também verifica que o produto é fraca e positivamente correlacionado com várias definições de *superavit* primário, o que sugere uma instância acíclica ou levemente anticíclica para a política fiscal brasileira nesse período. Mello (2005) ainda reconhece a possibilidade de existência de quebras estruturais nas séries empregadas e propõe lidar com elas trabalhando com diferentes subamostras dos dados. Ao fazer isso, entretanto, notam-se variações importantes nos parâmetros relevantes, notadamente um enfraquecimento da reação do *superavit* primário em relação à DLSP a partir de 2002.

Para lidar com a incerteza referente às possíveis mudanças de regime ocorridas, Mendonça, Santos e Sachsida (2009) estimam a função de reação fiscal por meio do modelo de *Markov-Switching* utilizando dados mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Os resultados obtidos sugerem fortemente que a política fiscal no Brasil apresentou dois regimes distintos após o Plano Real, sendo que o final de 2000 marca o período mais provável da transição entre esses dois regimes. O regime *pós-2000* se caracteriza por uma baixa (ou mesmo nula) reação do *superavit* primário a variações na dívida líquida do setor público. Em contraste, no regime anterior a 2000 (de maior volatilidade), a reação do *superavit* primário a variações na DLSP é bastante evidente.

5. O conceito mais amplo de setor público é o *consolidado*, que engloba a União, os estados, os municípios e as empresas estatais. Mello (2005) trabalha ainda com o *superavit* primário da *União* (isto é, da administração pública federal) e dos *governos regionais* (do agregado das administrações públicas estaduais e municipais).

Observou-se, ainda, que em ambos os regimes o *superavit* primário parece responder positivamente a variações no produto e em nenhum dos dois regimes o governo parece ter utilizado explicitamente a política fiscal como instrumento de controle da inflação.

4.1 Análise empírica

A análise econométrica da função de reação fiscal tem por objetivo testar as hipóteses de que o *superavit* primário se ajusta em resposta às mudanças na dívida de modo a assegurar a sustentabilidade dessa última no longo prazo e/ou de modo que a política fiscal seja utilizada como instrumento de estabilização do produto ou da inflação. Assim sendo, e seguindo a literatura empírica sobre o tema (Bohn, 1998; Gali e Perotti, 2003; Thams, 2007), nos propomos a estimar a função de reação fiscal por meio de um modelo Markov-Switching que assume a seguinte especificação:

$$PRIM_t = b_0(s_t) + b_1(s_t)DLSP_{t-1} + b_2(s_t)INFLA12_{t-1} + b_3(s_t)TXPIB12_{t-1} + \sigma(S_t)\varepsilon_t \quad (8)$$

onde utilizamos, nesta pesquisa, dados mensais de novembro de 2002 a dezembro de 2015. As variáveis usadas neste estudo (cujos gráficos aparecem a seguir) são descritas da seguinte forma:[6]

- *PRIM:* resultado primário do setor público consolidado sem valorização cambial acumulado nos últimos doze meses dividido pelo produto interno bruto (PIB) – também acumulado dessa forma (Banco Central do Brasil).
- *DLSP*: razão entre o valor mensal da dívida líquida do setor público consolidado e o PIB – acumulado nos últimos doze meses e valorizado pelo IGP-DI – (Banco Central do Brasil).
- *INFLA12*: taxa de inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no período de doze meses (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE).
- *TXPIB12*: taxa de crescimento do PIB real nos últimos doze meses (Fundação Getulio Vargas – FGV).

Alguns estudos, visando diretamente à análise das políticas de dominância fiscal ou monetária, usam, em vez do resultado primário, outras variáveis como instrumentos de política fiscal. Leeper (1991; 2005) usa a receita de impostos diretos, assim como

6. Os dados podem ser obtidos mediante contato direto com os autores.

Moreira, Souza e Almeida (2007) em um estudo para o Brasil, enquanto Davig e Leeper (2011) utilizam a receita líquida do governo.[7] Tal como Mendonça, Santos e Sachsida (2009), consideramos que o resultado primário é a variável mais apropriada como instrumento de política fiscal. Também, nota-se que o modelo teórico de Leeper usa a dívida real, enquanto os estudos empíricos, tal como procedemos aqui, costumam usar a relação dívida/PIB.

Alguns comentários se fazem necessários antes de apresentarmos os resultados econométricos. Espera-se que exista uma relação positiva entre o resultado primário PRIM e a dívida líquida (que $b_1 > 0$), visto que, quando a dívida aumenta, é prudente aumentar a receita ou o *superavit* primário a fim de garantir uma trajetória sustentável para o endividamento.

Com base em Leeper (1991; 2005), se a política fiscal se compromete em manter uma trajetória sustentável ou não explosiva da dívida pública, então o formulador da política deve atuar de forma passiva, ou seja, preocupar-se apenas em ajustar a razão *superavit* primário/PIB no intuito de responder positivamente aos incrementos da razão dívida pública/PIB na magnitude que for necessária para mantê-la sob controle. Nesse contexto, uma política fiscal passiva e adequada a um modelo de dominância monetária não deve responder a outras variáveis, tais como inflação ou crescimento do produto. A política fiscal deve se ajustar às decisões da política monetária passivamente. Se isto não ocorrer, significa que a autoridade fiscal está assumindo uma postura ativa, isto é, ela está mais interessada em controlar a demanda agregada para combater o desemprego, por exemplo, do que controlar a trajetória da dívida pública. Ao reduzir a razão *superavit* primário/PIB para aumentar o nível de atividade econômica, a política fiscal ativa gera dois efeitos colaterais indesejáveis: pressão inflacionária e elevação da razão dívida pública/PIB. Tais efeitos colaterais comprometem a eficácia da função de reação do Banco Central com base na regra de Taylor.

Destaque-se que se a política fiscal for passiva, por meio da manutenção de um *superavit* primário compatível com uma trajetória sustentável da dívida pública, ela já estará cooperando passivamente com o BCB no sentido de não gerar pressões inflacionárias.

7. No caso brasileiro, a receita líquida do governo central é definida como receita total excluindo a receita com a Previdência menos subsídios e juros líquidos sobre a dívida pública, Fundo de Amparo ao Trabalhado (FAT) e o seguro desemprego.

Nesse sentido, em um regime de dominância monetária, não se espera que o resultado primário reaja a mudanças dos níveis de preços ou mudanças no nível do produto. No regime de dominância monetária, que é compatível com o sistema de metas de inflação, cabe apenas ao BCB ajustar a taxa básica de juros em resposta a mudanças na taxa (esperada) de inflação, ou em resposta a mudanças no hiato do produto. Nesse sentido, a autoridade monetária assume uma política monetária ativa, tal como deve ser em um regime de metas inflacionárias.

A função fiscal de reação aqui adotada é do tipo *backward-looking*.[8] Cumpre destacar que a estimação da função de reação anterior é defensável *mesmo na presença de raiz unitária nas variáveis do modelo*. O problema da *regressão espúria* pode ser contornado por meio da introdução dos valores defasados das variáveis I (1) entre as variáveis explicativas da regressão (Hamilton, 1994; Sims, Stock e Watson, 1990). Com efeito, Hamilton (1994, p. 561-562) assinala que tal procedimento assegura uma estimação consistente para o modelo sem mudanças de regime. Ademais, pode ser demonstrado que nesse caso as estatísticas "t" para os coeficientes individuais são assintoticamente normais.

4.2 Resultados econométricos

Nesta seção, apresentamos os resultados da estimação da função de reação fiscal feita com base no modelo Markov-Switching. Inicialmente, na tabela 1, são apresentadas as estimativas dos parâmetros com os *p*-valores[9] da equação (8) para uma especificação MSIAH do modelo,[10] enquanto no apêndice A mostramos os gráficos da trajetória da probabilidade suavizada[11] ou, em outras palavras, da cronologia dos regimes. Após a avaliação de diversos modelos concorrentes, aquele com dois estados ou regimes foi o

8. Gali e Perotti (2003) utilizam uma especificação *forward-looking*. Essa distinção não é particularmente importante no caso de modelos de uma só equação, uma vez que se pode provar que, nesse caso, especificações *forward-looking* sempre possuem equivalentes *backward-looking* (Sims, 1999; 2001).

9. As estatísticas de erro-padrão foram numericamente calculadas por meio do Hessiano da função de *log* verossimilhança no ponto de máximo. Infelizmente, essas aproximações podem não ser tão precisas.

10. Uma especificação permitindo mudanças no intercepto (I), nos parâmetros das variáveis (A) e nas variâncias (H) em cada regime. Essa terminologia é adotada por Krolzig (1997).

11. A probabilidade suavizada (*smoothed*) considera informações de toda a amostra, sendo definida da seguinte forma: $\Pr[S_t = j \mid \Psi_T]$, onde $[\Psi_T]$ é o conjunto de informação pleno até o instante *T*. A probabilidade filtrada (*filtered*) é uma inferência ótima no estado da variável no tempo *t* considerando as informações até *t*, enquanto a probabilidade predita (*predicted*) considera a informação até *t*-1.

modelo que mais bem se ajustou aos dados considerando os diversos testes de especificação.[12] Com efeito, a aplicação do teste de razão de verossimilhança (LR) rejeita a hipótese nula de linearidade (LR = 189.65, $X^2_{(7)}$ = [0.000]** e $X^2_{(8)}$ = [0.000]**).[13]

TABELA 1
Modelo MS (2) – AIH (1)* – Variável dependente: PRIM

	Regime 1	Regime 2
Constante	-1.333 (0.183)	-1.7741 (0.317)
DLSP (-1)	0.221 (0.284)	0.299 (0.000)
INFLA12 (-1)	0.453 (0.093)	0.065 (0.000)
TXPIB12 (-1)	0.637 (0.000)	0.341 (0.000)
Desvio-padrão	0.123 (0.0000)	0.048 (0.000)
Observações	156	
Verossimilhança	197.923	

Elaboração dos autores.
Obs.: **P*-valor entre parênteses.

Os resultados da tabela 1, assim como os gráficos da probabilidade suavizada dos regimes no apêndice A, nos permitem afirmar que existe uma clara diferença na condução da política fiscal entre os dois regimes. Com base na análise dos resultados da tabela 1, podemos tecer os seguintes comentários. Verifica-se uma nítida diferença na reação do resultado primário com relação ao endividamento entre os dois estados. Embora a DLSP mostre sinal positivo em ambos os regimes, essa variável somente apresenta significância no regime 2. Isso significa que a autoridade fiscal reage ao aumento do endividamento nesse regime, o que dá margem à interpretação de que no regime 2 a autoridade fiscal perseguiu uma meta fiscal. Contrariamente, no regime 1, a política fiscal não reage ao aumento do endividamento público. Evidenciam-se assim uma política fiscal ativa para o regime 1 e uma política fiscal passiva para o regime 2.

12. Realizamos os testes tradicionais Durbin-Watson de autocorrelação serial, normalidade e o teste ARCH, mas não notamos problema relevante de especificação. A introdução de um maior número de regimes conduz a problemas na rotina numérica de otimização, fazendo com que a matriz de transição de probabilidade se torne não ergódica, o que viola uma das principais hipóteses do modelo.

13. O teste LR aqui possui distribuição não padrão, não podendo ser caracterizado analiticamente, uma vez que as probabilidades de transição não são identificadas sob a hipótese de linearidade. Contudo é possível mostrar que esta distribuição pode ser aproximada estando no intervalo entre duas qui-quadrado. Deduz-se disso que, se essas distribuições rejeitarem a hipótese nula, o teste LR deverá necessariamente fazê-lo. Contrariamente, se não houver rejeição da hipótese de linearidade por ambas, então o mesmo deverá acontecer para o teste LR. Em qualquer outra situação, nada poderá ser dito (Davies, 1977; Hansen, 1996).

Com o intuito de tornar mais defensável essa tese, introduzimos também no apêndice A o gráfico da relação dívida líquida/PIB (DLSP). Comparando esse gráfico com os da cronologia dos regimes, pode-se ver que, a partir de dezembro de 2013, a tendência de queda da DLSP se reverteu. Nesse período, passa a entrar em cena o regime 1, no qual o Tesouro não mais toma a dívida líquida como meta de política fiscal. Deve-se destacar que, de dezembro de 2013 a dezembro de 2015, a DLSP avançou 6 pontos percentuais (p.p.). Entre o fim de 2002 e o início de 2009, predomina o regime 2, em que a DLSP é estatisticamente significante. Interessante observar que é durante quase todo esse período que a DLSP registra forte tendência de queda.

Retornando à análise da tabela 1, temos que em ambos os regimes o *superavit* primário responde positivamente ao produto TXPIB12, o que parece ser uma indicação de que a política fiscal é anticíclica. Notemos, entretanto, que a autoridade fiscal reage com menor intensidade ao crescimento do produto no regime 2 que no regime 1. Nesse caso, há indicativos de que a autoridade fiscal possa estar mais preocupada com o desempenho da economia durante o regime 1 do que com as metas fiscais, o que mostra indícios de uma política fiscal ativa no regime 1 e passiva no regime 2.

Pode-se observar também que o coeficiente estimado da inflação é positivo nos dois regimes, embora no regime 1 seu grau de significância seja baixo, ao mostrar-se marginalmente significante ao nível de 10%, enquanto no regime 2 seu coeficiente é estatisticamente significante ao nível de 1%. Entretanto, a reação do resultado fiscal à inflação no regime 2 é bem menor.

Ante o exposto, os resultados mostram evidências empíricas de que no regime 2 a participação do *superavit* fiscal no PIB reage fortemente aos incrementos da relação dívida pública/PIB, enquanto no regime 1 não se verifica qualquer resposta do respectivo indicador fiscal a mudanças da razão dívida/PIB. Além disso, no regime 2, as respostas do indicador *superavit* primário/PIB em relação à taxa de inflação e em relação ao crescimento do produto são bem inferiores às mesmas respostas observadas no regime 1. Neste contexto, percebe-se que, embora a política fiscal do regime 2 adote uma postura passiva, pois o coeficiente estimado da razão dívida/PIB é positivo, não se pode dizer que ela seja 100% passiva, pois ainda responde em menor magnitude a mudanças da taxa de inflação e ao crescimento do produto comparativamente ao regime 1. Simetricamente, o regime 1 mostra uma política fortemente ativa, o que é uma condição necessária, mas

não suficiente para a observância de um regime de dominância fiscal. Para isso, seria necessário que, neste mesmo período do regime 1, a política monetária se comportasse de forma passiva, atuando a reboque da política fiscal.

Passando agora à análise da matriz de transição de probabilidades (tabela 2), notamos que, uma vez dentro de um dos dois regimes, existe uma alta probabilidade de permanência dentro do mesmo regime. Nesse caso, a hipótese nula assume que não há migração de um regime para outro.[14] Observa-se que, caso a regra de política fiscal esteja no regime 1, a probabilidade estimada de retornar ao regime 2 é muito pequena. O fato de observarmos que há reduzida chance de retorno ao regime 2 quando a regra fiscal se encontra no regime 1 sugere que a deterioração do quadro fiscal pode se configurar como de caráter estrutural e permanente, portanto, difícil de ser revertida.

TABELA 2
Probabilidades de transição*

$\Pr(S_t = 1 \mid S_{t-1}=1)$ 0.973 (0.000)	$\Pr(S_t = 1 \mid S_{t-1}= 2) =$ 0.018 (0.156)
$\Pr(S_t = 2 \mid S_{t-1}=1) =$ 0.023 (0.000)	$\Pr(S_t = 2 \mid S_{t-1}= 2) =$ 0.982 (0.000)

Elaboração dos autores.
Obs.: **P*-valor entre parênteses.

5 FUNÇÃO DE REAÇÃO MONETÁRIA

Esta seção estima a regra de política monetária seguida pelo Banco Central do Brasil para definir se o seu principal instrumento de política, a taxa Selic, responde à taxa de inflação para o período que vai de novembro de 2002 a dezembro de 2015. Usamos o mesmo modelo Markov-Switching com que temos trabalhado, no qual a alternância dos regimes é determinada por meio de uma cadeia de Markov para modelar os possíveis desvios a partir de uma função de reação linear simples.

A discussão acerca da existência de uma regra pela qual o Banco Central americano (FED) orienta sua política monetária tem início em Taylor (1993; 2000) e deu origem

14. Isto é, a hipótese nula é que a probabilidade de transição seja zero.

ao estudo de como a política monetária pode ser analisada por meio de uma função de reação. Taylor indicou a forte relação entre mudanças nas taxas de juros estabelecidas pelo FED em resposta às variações nos níveis de preço e produto da economia americana. Em outras palavras, o instrumento de política, mormente a taxa básica de juros, tem se elevado em períodos de aumento da taxa de inflação. Também a taxa de juros costuma se elevar em momentos nos quais o produto se encontra bem acima do potencial. Esse procedimento, normalmente adotado pelos Bancos Centrais, tem o intuito de evitar uma futura elevação da taxa de inflação.

No caso do Brasil, a literatura acerca do tema estima a função de reação do Banco Central seguindo de perto uma orientação fornecida pela regra de Taylor, ou alguma variante dela. Muitos são os estudos que objetivam estudar a regra de Taylor para o Brasil. Lima, Maka e Mendonça (2007) assinalam que as principais diferenças entre esses estudos são a metodologia econométrica utilizada na estimativa e se a regra de política depende da inflação atual ou esperada.

Minella *et al.* (2002) estimam a função de reação do Banco Central com dados de julho de 1999 a junho de 2002 e mostram que o Banco Central reagiu fortemente às expectativas de inflação e que houve um alto grau de suavização da taxa de juros. Eles descobriram que tanto o hiato do produto como a variação cambial não eram componentes estatisticamente significativos da função de reação do Banco Central. Holland (2005) observa que, a partir da adoção do regime de metas, o BCB tem uma postura agressiva de controle de inflação.

Salgado, Garcia e Medeiros (2005) utilizam o modelo *threshold* autoregressivo (TAR) para explicar o movimento na taxa de juros nominal após o Plano Real. Os autores concluíram que a política monetária brasileira experimentou dois regimes distintos após o Plano Real. O primeiro esteve associado aos momentos de turbulência internacional, como as crises asiática e russa que afetaram o Brasil por meio da perda de reservas internacionais. No segundo regime, o Banco Central está preocupado com o movimento das variáveis internas habituais.

Policano e Bueno (2006) estimam uma regra de política para o Brasil usando o modelo de parâmetros variando no tempo (TVP) e concluem que, entre 1995 e 2005, a política monetária brasileira pode ser dividida em dois regimes. No primeiro regime, associado ao câmbio fixo, a taxa de juros reagiu fortemente ao produto e às reservas

internacionais. No segundo regime, a fixação da Selic esteve mais ligada à meta de controle da inflação.

Teles e Zaidan (2007) fazem uso do modelo de estado-espaço para estimar uma função de reação do BCB do tipo *forward looking*. De acordo com esse estudo, o rigor do BCB com o controle da inflação somente se dá a partir de 2003, quando a expectativa de inflação convergiu para um equilíbrio.

Lima, Maka e Mendonça (2007) usam um modelo Markov-Switching para estimar a função de reação do BCB para o Brasil entre julho de 1996 e junho de 2007. De acordo com os resultados obtidos, existem diferenças substanciais na forma como a política monetária foi conduzida antes e depois de agosto de 1999, indicando que essa foi substancialmente afetada pela alteração do regime cambial ao migrar para a livre flutuação do câmbio.

Balbino, Colla e Teles (2011), com base em um modelo VAR com parâmetros variando no tempo, procuram identificar se existe diferença entre as gestões de Armínio Fraga e Henrique Meirelles na condução da política monetária. Os resultados mostram que não houve diferença significativa na condução da política monetária entre as gestões desses ex-presidentes do BCB, sendo que, a partir de 2003, a taxa de juros permaneceu acima da necessária para a convergência da inflação. Na gestão Armínio Fraga, a inflação permaneceu acima da meta por causa do efeito dos choques exógenos, e não por estar em desacordo com a regra de estabilização na crise de 2002.

Moreira, Souza e Ellery Júnior (2013), seguindo intenção semelhante, analisam o grau de tolerância à inflação pelos presidentes do Banco Central no período de 2001 a 2012. Os resultados mostram que o mandato de Henrique Meirelles foi menos tolerante a taxas de inflação mais elevadas do que o mandato de Armínio Fraga. Além disso, a administração de Alexandre Tombini é mais tolerante a taxas de inflação mais elevadas do que a de Armínio Fraga.

5.1 Resultados econométricos

Clarida, Galí e Gertler (2000) estimam a função de reação monetária com a especificação *forward-looking*, na qual as ações de política atual dependem da expectativa futura de inflação. Como foi visto na seção anterior, vários estudos consideram a inflação esperada

como meta de política monetária no Brasil. Assim, parece razoável que a expectativa de inflação seja também uma das variáveis a ser contemplada na estimação da função de reação do BCB. Contudo, de acordo com Sims (1999; 2001), uma especificação *forward-looking* tem uma forma *backward-looking* equivalente. Sendo assim, adotamos como forma funcional para estimação da função de reação monetária a seguinte especificação:

$$SELIC_t = b_0(s_t) + b_1(s_t)INFLA12_{t-1} + b_2(s_t)TXPIB12_{t-1} + \sigma(S_t)\varepsilon_t \,, \tag{9}$$

onde *SELIC* é a taxa básica de juros anualizada arbitrada pelo Banco Central do Brasil. As demais variáveis já foram definidas na seção 4.

A seguir, são discutidos os resultados da estimação da função de reação monetária, também estimada por meio do modelo Markov-Switching. Os resultados da estimação são mostrados na tabela 3. Considerando os diversos testes de especificação,[15] o modelo com três regimes foi o modelo que mais bem se ajustou aos dados. Com efeito, a aplicação do teste de razão de verossimilhança (LR) rejeita a hipótese nula de linearidade (LR = 241.45, $X^2_{(11)}$ = [0.000]** e $X^2_{(12)}$ = [0.000]**).[16] Os gráficos da probabilidade suavizada ilustrando a cronologia dos regimes aparecem no apêndice B.

TABELA 3
Modelo MS(3)-AIH(1)* – Variável dependente: SELIC

	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Constante	0.025 (0.000)	0.029 (0.000)	0.169 (0.008)
INFLA12(-1)	0.955 (0.000)	1.295 (0.000)	1.780 (0.000)
TXPIB12(-1)	0.600 (0.000)	0.651 (0.000)	0.811 (0.000)
Desvio-padrão	0.013 (0.000)	0.001 (0.000)	0.011 (0.000)
Observações		156	
Verossimilhança		462.137	

Elaboração dos autores.
Obs.: **P*-valor entre parênteses.

Observa-se na tabela 3 que, independente do regime, a taxa Selic é arbitrada levando em consideração não apenas a inflação, mas também o crescimento do produto. Em todos os casos, os coeficientes das variáveis são significativos e os sinais estão em

15. Ver nota de rodapé 12.
16. Ver nota de rodapé 13.

concordância com o esperado.

De acordo com o princípio de Taylor, o Banco Central deve elevar a taxa de juros em mais de uma unidade para um dado aumento da inflação (ou a inflação esperada), a fim de garantir a estabilidade e singularidade do equilíbrio. Portanto, em concordância com o princípio de Taylor, a polítiva monetária é ativa ou restritiva caso o coeficiente da inflação na equação (9) seja maior ou igual a um e passiva ou acomodativa quando o coeficiente for menor que um (Woodford, 2003).

Seguindo o princípio de Taylor e com base na tabela 3, verificamos a existência de dois regimes de menor tolerância à inflação (regimes 2 e 3), enquanto em um terceiro regime a atitude do BCB ante a política monetária é de acomodação (regime 1). Note, entretanto, que o regime 2 se refere apenas a momentos esporádicos por que passou a política monetária no Brasil. No entanto, o regime 1 é de longa duração, indo desde o final de 2007 até dezembro de 2014, e na maior parte dele marcado pela administração de Alexandre Tombini, que está à frente do comando do BCB a partir de dezembro de 2010. É interessante notar que, desde então, a taxa de inflação, embora tenha se retraído em alguns poucos momentos, tomou uma tendência estrutural de elevação. Somente a partir do segundo semestre de 2014, o BCB começa a reagir fortemente, elevando gradualmente a taxa Selic. Durante todo o ano de 2015, o BCB utilizou uma política monetária restritiva, tendo em vista a nossa análise no regime 3. A razão de a inflação ter se mantido elevada está relacionada com o descontrole da política fiscal, como será visto na seção seguinte, e também com os choques tarifários realizados logo após a eleição presidencial do final de 2014.

Antes de Alexandre Tombini, Henrique Meireles presidiu o BCB, desde 2003. A política monetária de Meireles tem uma importante característica que a diferencia da administração de Tombini. Sua política monetária foi, na maior parte do tempo, restritiva. Além disso, Meireles também contava com uma política fiscal por parte do Tesouro compatível com a sustentabilidade da dívida.

6 IDENTIFICAÇÃO DA DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA

Nas tabelas 1 e 3, obtivemos os parâmetros estimados das funções de reação fiscal e monetária, respectivamente, para calcular os valores em termos absolutos das raízes do modelo de Leeper (1991). Como foi visto na seção 2, a caracterização das raízes do sistema dirá quando a política monetária ou fiscal se comportou de forma ativa ou passiva. Nesse contexto, assumindo uma taxa de desconto intertemporal $\beta = 0{,}95$ e de posse dos valores estimados para α e γ para cada uma das funções de reação das políticas monetária e fiscal, pode-se determinar as quatro situações apresentadas no modelo de Leeper (1991).

Para determinar o período correspondente de cada uma das quatro possibilidades de combinação de políticas ativa e passiva, devem-se comparar os gráficos mostrados nos apêndices A e B. Para cada par de regras de política (fiscal e monetária) observado na tabela 4, deve-se observar a interseção entre as áreas hachuradas relacionando um dado regime de reação da autoridade monetária com um dado regime de reação da autoridade fiscal.

Por exemplo, considere o regime 1 da função de reação do Tesouro e o regime 3 da função de reação do BCB, onde γ =0.000, α =1.781, considerando-se um $\beta = 0{,}95$, que é naturalmente o mesmo para todos os casos. Dessa maneira, observa-se que $|\alpha\beta|$ = 1.691 e $|\beta^{-1} - \gamma|$ =1.052. Com base no modelo de Leeper (1991), considerando-se os parâmetros estimados, os resultados mostram que nesse caso tanto a política monetária quanto a política fiscal atuaram de forma ativa, ou seja, a política monetária prioriza a perseguição da meta inflacionária, mas a política fiscal não tem como prioridade a perseguição de um *superavit* primário que esteja alinhado com a sustentabilidade da dívida pública. Mas esta situação vale para qual período? Neste contexto, ao compararmos as áreas hachuradas do gráfico 1 no apêndice A com as do gráfico 3 no apêndice B, observa-se que apenas o exercício de 2015 satisfaz a condição na qual ambas as políticas são ativas.

A tabela 4 ajuda a explicar o motivo de a taxa de inflação permanecer elevada durante o ano de 2015, mesmo com o BCB praticando uma política monetária ativa. O fato é que, embora a política monetária tenha sido restritiva, a política fiscal também se posicionou de modo ativo em vez de se acomodar buscando o equilíbrio

orçamentário. Aqui temos uma situação explosiva, em que os agentes exigirão juros cada vez maiores para assumir os títulos do governo. Além disso, juros cada vez maiores elevam a expectativa de inflação – por causa do crescimento da dívida pública –, pondo em risco o controle da inflação. Dessa forma, observa-se que em 2015 tanto a política monetária quanto a política fiscal atuaram de forma ativa.

O que foi colocado no parágrafo anterior pode explicar de algum modo por que a administração Tombini atuou de modo acomodativo mesmo quando a inflação começou a pressionar o teto da meta, indicando que possivelmente iria "fugir" ao controle. Deveria o BCB nesses momentos ter buscado atuar de modo mais ativo, elevando a taxa de juros mais fortemente? Conforme apontam Sargent e Wallace (1981), em uma situação na qual a política fiscal é frouxa, a imposição de uma política monetária restritiva leva ao aumento da oferta monetária e, por consequência, a uma maior inflação no futuro. Observa-se, assim, que a questão acerca do modo como o BCB deve atuar na administração da política monetária deve considerar a forma como atua a política fiscal. Assim sendo, a atuação da autoridade monetária pode ficar seriamente comprometida caso a política fiscal não atue no sentido de garantir a sustentabilidade da dívida pública, como parece ter sido o caso da política fiscal no Brasil após 2013.

Nota-se também que, entre o final do exercício de 2003 e o final do exercício de 2004 e também no período de 2008 a 2012, excluindo 2010, ambas as políticas atuaram de forma passiva. Pode-se verificar que o referido período é obtido pela interseção entre as áreas hachuradas do gráfico do regime 2, relativo à função de reação da política fiscal, e do regime 1, referente à função de reação da política monetária. Isto significa que a política fiscal perseguiu uma trajetória sustentável da dívida pública. Entretanto, nesse mesmo período, o BCB não reagiu adequadamente aos incrementos da taxa de inflação. Com base na tabela 4 e observando os gráficos da cronologia dos regimes nos apêndices A e B, verificamos que ocorreu dominância fiscal em 2010 e entre 2013 e 2014. A dominância monetária se dá durante boa parte de 2003 e no período que vai de 2005 a 2007.

Cabe ressaltar que, durante quase toda a gestão de Alexandre Tombini à frente do Banco Central, a política monetária foi passiva. Em 2011 e 2012, a política monetária foi passiva e a política fiscal também. Contudo, nos anos de 2013 e 2014, a política monetária permaneceu passiva, enquanto a política fiscal tornou-se ativa, resultando, assim, em um período de dominância fiscal. A crítica aqui à gestão de Tombini é clara: tivesse

a política monetária exercido seu papel ativo em 2011 e 2012, a inflação e sua expectativa teriam sido controladas. A displicência no controle da inflação por parte do Banco Central gerou o cenário seguinte de dominância fiscal. Quando o Banco Central finalmente tentou controlar a inflação, por meio de uma política fiscal ativa, em 2015, já era tarde demais. As expectativas já haviam se deteriorado, e a situação fiscal estava comprometida.

Fundamental compreender que esse texto não isenta a administração de Tombini à frente do Banco Central. Ao contrário, argumenta-se que o relapso da política monetária nos anos de 2011 e 2012 gerou a situação de dominância fiscal de 2013 e 2014. Note-se que a passividade da política monetária vinha de antes do cenário de dominância fiscal, nos levando a crer que foi o mau gerenciamento da política monetária a causa principal do cenário de dominância fiscal que se observou em 2013 e 2014.

TABELA 4
Definição das políticas como ativa ou passiva com base em Leeper (1991)

	Parâmetros Função de Reação do Banco Central		
Parâmetros Função de Reação do Tesouro	Regime 1 $\alpha = 0.955$	Regime 2 $\alpha = 1.295$	Regime 3 $\alpha = 1.781$
Regime 1 $\gamma = 0.000$	$\lvert\alpha\beta\rvert = 0.907$ $\lvert\beta^{-1} - \gamma\rvert = 1.052$ DF Períodos: 2010; 2013 e 2014	$\lvert\alpha\beta\rvert = 1.225$, $\lvert\beta^{-1} - \gamma\rvert = 1.052$	$\lvert\alpha\beta\rvert = 1.691$ $\lvert\beta^{-1} - \gamma\rvert = 1.052$ Políticas fiscal e monetária ativas em 2015
Regime 2 $\gamma = 0.299$	$\lvert\alpha\beta\rvert = 0.907$ $\lvert\beta^{-1} - \gamma\rvert = 0.721$ Políticas fiscal e monetária passivas: final de 2003, 2004, 2008, 2009, 2011 e 2012	$\lvert\alpha\beta\rvert = 1.225$ $\lvert\beta^{-1} - \gamma\rvert = 0.721$ DM	$\lvert\alpha\beta\rvert = 1.691$ $\lvert\beta^{-1} - \gamma\rvert = 0.721$ DM Períodos: maior parte de 2003, de 2005 a 2007

Elaboração dos autores.
Obs.: $\beta = 0.95$. DF: dominância fiscal, DM: dominância monetária.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este *Texto para discussão* avaliou as políticas monetária e fiscal implementadas no Brasil no período de novembro de 2002 a dezembro de 2015. Nesse contexto, considerando-se que as regras de políticas monetária e fiscal no Brasil podem ter sido submetidas a diferentes regimes, este estudo fez uso do modelo de Leeper (1991; 2005) a fim de identificar a cronologia das regras de política quanto ao seu caráter ativo ou passivo.

As regras de políticas são estimadas pelo modelo Markov Switching (MS), no qual os regimes são gerados endogenamente. Os resultados obtidos nos permitem afirmar que ocorreu dominância fiscal em 2010 e entre 2013 e 2014. A dominância monetária se dá em boa parte de 2003 e no período de 2005 a 2007. No período restante, observou-se que as políticas monetária e fiscal atuavam ora como ativas – 2015 –, ora como passivas – final de 2003, 2004, 2008, 2009, 2011 e 2012.

Por fim, destacamos que a administração de Tombini à frente do Banco Central foi diretamente responsável pelo mau desempenho da política monetária em seu objetivo de controlar a inflação. A leniência com que a política monetária atuou em 2011 e 2012 nos faz crer que foi a passividade da política monetária a responsável última pelo crescimento da inflação. Claro que, no cenário de dominância fiscal que ocorreu entre 2013 e 2014, a política monetária perde força para combater a inflação. Contudo, destaca-se que a política monetária já vinha apresentando um comportamento passivo bem antes do cenário de dominância fiscal.

REFERÊNCIAS

BALBINO, C. E.; COLLA, E.; TELES, V. K. A política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 2, p. 113-126, 2011.

BOHN, H. The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, p. 949-963, 1998.

CARVALHO JÚNIOR, A. C. C.; FEIJÓ, P. H. **Entendendo resultados fiscais**: teoria e prática de resultados primário e nominal. Brasília: Editora Gestão Pública, 2015.

CHIB, S. Calculating Posterior Distributions and Modal Estimates in Markov Mixtures Models. **Journal of Econometrics**, v. 75, p. 79-97, 1996.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rule and Macroeconomic Stability:

evidence and some theory. **Quartely Review of Economics**, v. 115, p. 147-180, 2000.

DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika**, v. 64, p. 247-54, 1977.

DAVIG, T.; LEEPER, E. M. Monetary-Fiscal interactions and Fiscal Stimulus. **European Economic Review**, v. 55, p. 211-227, 2011.

DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum Likelihood From Incomplete Data via the EM Algorithm. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 39, p. 1-38, 1977.

FRANSES, P. H.; VAN DIJK, D. **Non-linear time series models in empirical finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.

GALI, J.; PEROTTI, R. Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe. **Economic Policy**, v. 18, n. 37, p. 533-72, 2003.

HAMILTON, J. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

_____. A quasi-bayesian approach to estimating parameters for mixtures of normal distributions. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 9, n. 1, p. 27-39, 1991.

_____. **Time Series Analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HANSEN, B. E. The likelihood ratio test under nonstandard assumptions: testing the Markov Switching Model of GDP. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, p. 195-198, 1996.

HOLLAND, M. **Monetary and exchange rate policy after inflation**. University of California, Berkeley, 2005.

KIM, C.; NELSON, C. **State-space models with regime switching**. Cambridge: MIT Press, 1999.

KOOP, G. **Bayesian econometrics**. John Wiley, 2003.

KROLZIG, H. M. **Markov Switching vector autoregressions**: modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer-Verlag, 1997.

LEEPER, E. M. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics**, v. 27, p. 129-147, 1991.

_____. **A simple model of the fiscal theory of the price level**. Bloomington: Indiana University, May 2005.

LIMA, E.; MAKA, A.; MENDONÇA, M. J. **Policy Monetary Regimes in Brazil**. Brasília: Ipea, 2007. (Discussion Paper, n. 1285).

LUTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge Univesity Press, 2004.

MARTINS, M. A. C. A nominal theory of the nominal rate of interest and the price level. **The Journal of Political Economy**, v. 88, n. 1, p. 174-185, 1980.

MELLO, L. **Estimating a fiscal reaction function**: the case of debt sustainability in Brazil. Paris: OECD, 2005. (Working Paper, n. 423).

MENDONÇA, M. J.; SANTOS, C. H.; SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, 2009.

MINELLA, A. *et al*. **Inflation target in Brazil**: lessons and changes. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Working Paper Series, n. 53).

MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G.; ALMEIDA, C. L. The Fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: the Brazilian case. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, 2007.

MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G. S.; ELLERY JUNIOR, R. An evaluation of the tolerant to higher inflation rate in the short run by the Brazilian Central Bank in the period 2001-2012. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 4, p. 513-528, 2013.

POLICANO, R.; BUENO, R. A sensibilidade da política monetária no Brasil. *In*: ANNUAL MEETING OF BRAZILIAN ECONOMIC SOCIETY, 14., 2006, Salvador, Bahia. **Anais**… Salvador: BCE, 2006.

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.

SIMS, C. **Drifts and breaks in Monetary Policy**. New Jersey: Princeton University, 1999.

_____. **Stability and instability in US Monetary Policy Behavior**. New Jersey: Princeton University, 2001.

SIMS, C.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 161-82, 1990.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. 'Rational' expectations, the optimal monetary instrument and the optimal money supply rule. **Journal of Political Economy**, v. 83, p. 241-254, 1975.

_____. Some unpleasant monetarist arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis. **Quarterly Review**, Fall, p. 1-17, 1981.

TAYLOR, J. B. Discretion versus Policy Rules in Practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.

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

TELES, V. K.; ZAIDAN, M. Taylor principle and inflation stability in emerging countries, **Journal of Development Economics**, v. 91, p. 180-183, 2010.

THAMS, A. **Fiscal Policy Rules in practice**. Berlin: Institut fur Statistik und Okonometrie, 2007. (SFB 649 Discussion Paper 2007-016).

WALSH, C. E. **Monetary Theory and Policy**. The MIT Press, 2003.

WOODFORD, M. **Interest and prices**: foundations of a theory of monetary policy. Princeton University Press, 2003.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AIYAGARY, S. R.; GERTLER, M. The backing of government debt and monetarism. **Journal of Monetary Economics**, v. 16, p. 19-44, 1985.

BOHN, H. The sustainability of budget deficits with Lump-Sum and with income-based taxation. **Journal of Money**, v. 23, n. 3, p. 581-604, 1991.

BUENO, R. **Taylor rules under inquiry**: hidden states. Chicago: University of Chicago, 2006. (Working Paper).

McCALLUM, B. T. Price level determinacy with an interest rate policy rule and rational expectations. **Journal of Monetary Economics**, v. 8, p. 319-329, 1981.

_____. Are bond-financed deficits inflationary? A Ricardian analysis. **Journal of Political Economy**, v. 92, p. 123-135, 1984.

_____. Some issues concerning interest rate pegging, price level determinacy, and the real bills doctrine. **Journal of Monetary Economics**, v. 17, p. 135-160, 1986.

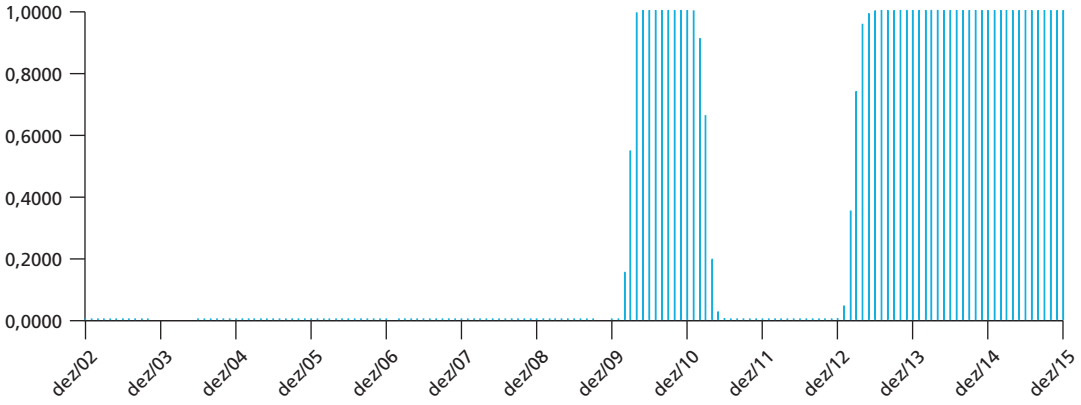
SIMS, C. **Hidden Markov chain models**. Lecture Notes. New Jersey: Princeton University, 2005.

SOARES, J.; BARBOSA, F. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 24., 2006, Salvador, Bahia. **Anais**… Salvador: BCE, 2006.

APÊNDICE A

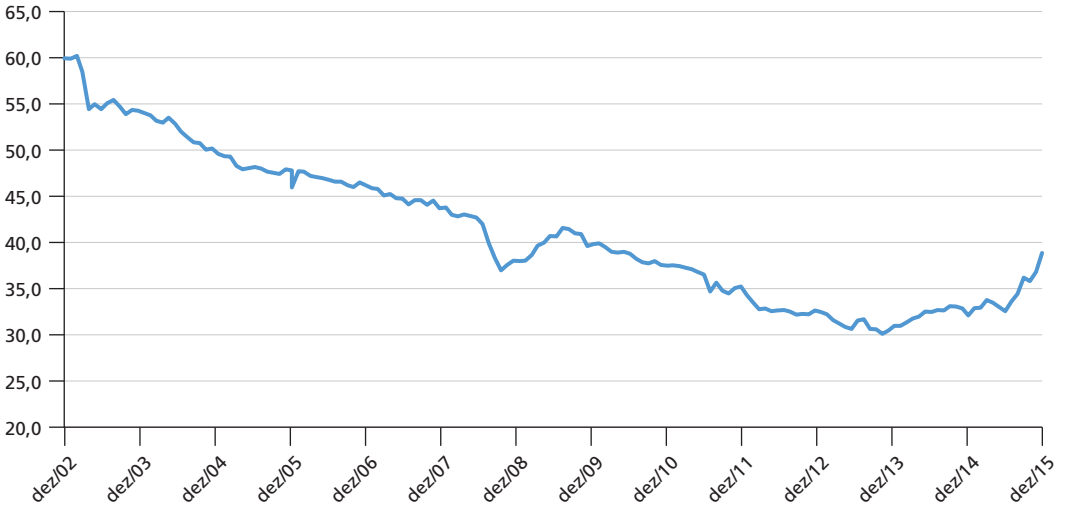
Probabilidade suavizada dos regimes

GRÁFICO A.1
Função de reação fiscal: regime 1



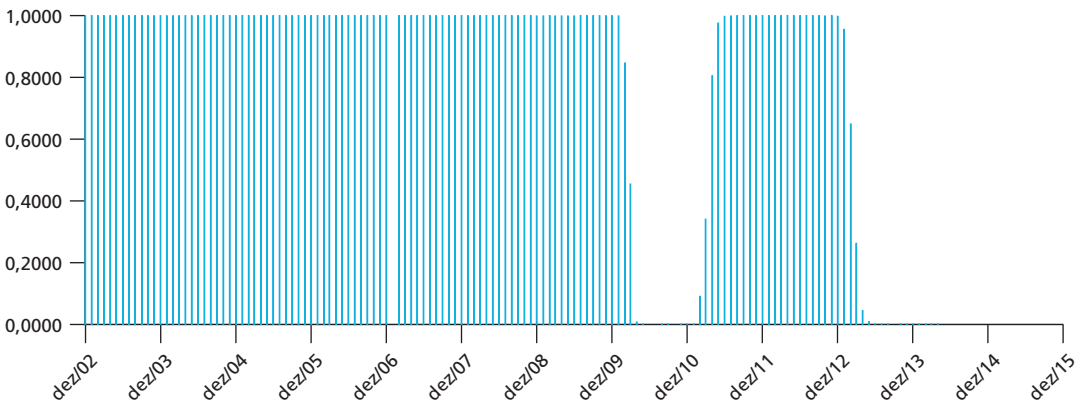
Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.2
Função de reação fiscal: DLSP



Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.3
Função de reação fiscal: regime 2

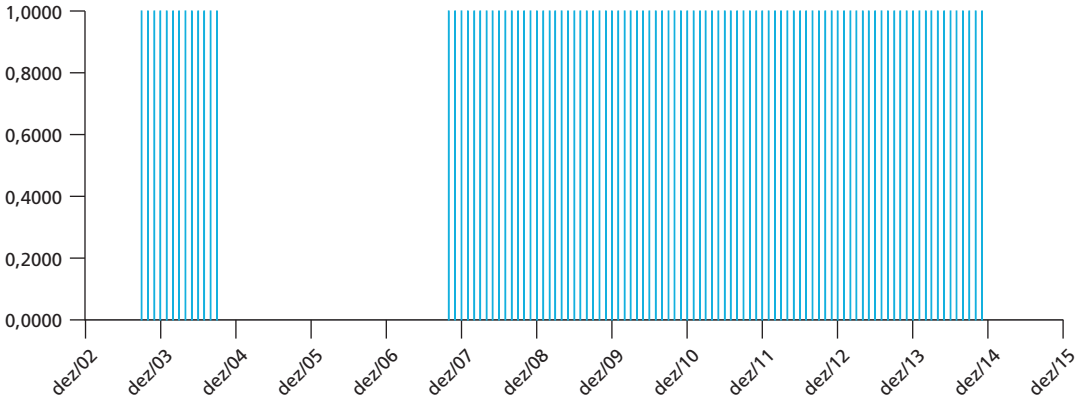


Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

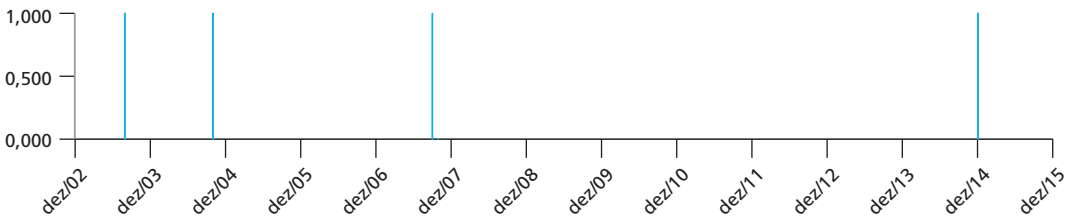
Probabilidade suavizada dos regimes

GRÁFICO B.1
Função de reação monetária: regime 1



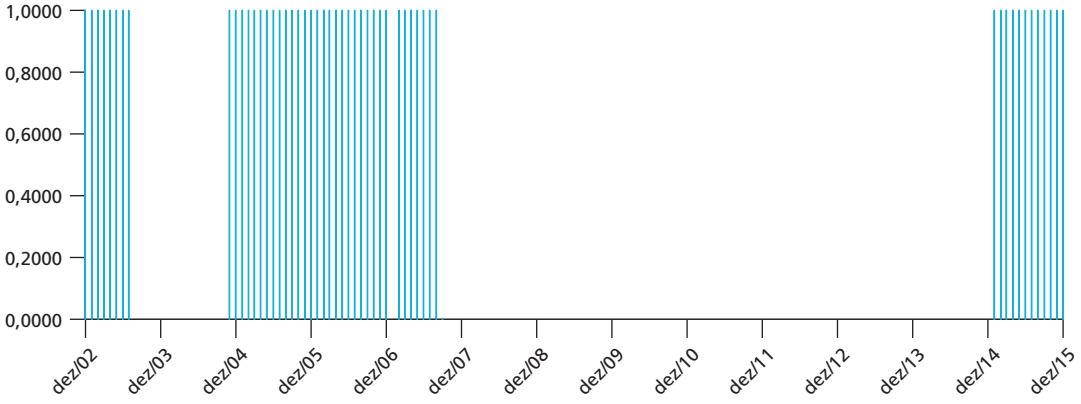
Elaboração dos autores.

GRÁFICO B.2
Função de reação monetária: regime 2



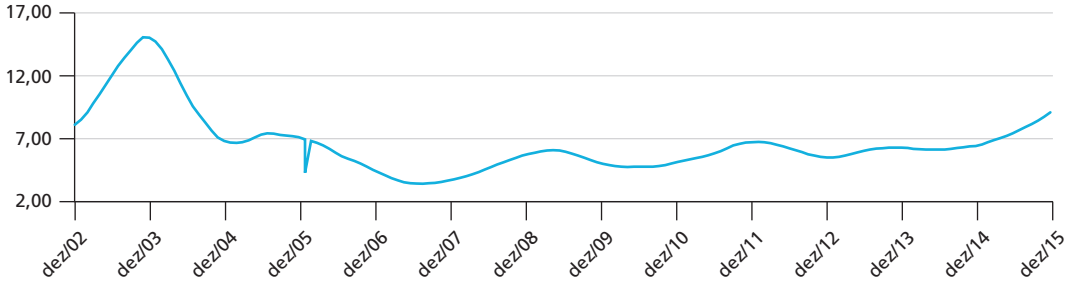
Elaboração dos autores.

GRÁFICO B.3
Função de reação monetária: regime 3



Elaboração dos autores.

GRÁFICO B.4
Função de reação monetária: INFLA12



Elaboração dos autores.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Everson da Silva Moura
Leonardo Moreira Vallejo

Revisão
Clícia Silveira Rodrigues
Idalina Barbara de Castro
Marcelo Araujo de Sales Aguiar
Marco Aurélio Dias Pires
Olavo Mesquita de Carvalho
Regina Marta de Aguiar
Reginaldo da Silva Domingos
Alessandra Farias da Silva (estagiária)
Lilian de Lima Gonçalves (estagiária)
Luiz Gustavo Campos de Araújo Souza (estagiário)
Paulo Ubiratan Araujo Sobrinho (estagiário)
Pedro Henrique Ximendes Aragão (estagiário)

Editoração
Bernar José Vieira
Cristiano Ferreira de Araújo
Danilo Leite de Macedo Tavares
Herllyson da Silva Souza
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa

Capa
Danielle de Oliveira Ayres
Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Brasília-DF

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO, DESENVOLVIMENTO E GESTÃO

ISSN 1415-4765