

ESTÍMULOS FISCAIS E A INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL

Julio Cesar de Mello Barros¹
Elcyon Caiado Rocha Lima²

Este trabalho estima o impacto dinâmico de um estímulo fiscal sobre variáveis macroeconômicas brasileiras entre 1999 e 2017. Utiliza o modelo DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium), com mudança markoviana de regimes nas políticas monetária e fiscal, desenvolvido por Davig e Leeper (2011). No modelo, as expectativas dos agentes econômicos são afetadas endogenamente pela existência – e probabilidade de alternância – de regimes nas políticas fiscal e monetária; há rigidez de preços e concorrência monopolística. As probabilidades de ocorrência dos regimes e os parâmetros das regras das políticas monetária e fiscal brasileiras, utilizados na calibragem do modelo DSGE adotado, foram estimados por meio de um modelo vetorial autorregressivo estrutural com mudança markoviana de regimes (MS-SBVAR). No período considerado, é bastante robusta a evidência de que a política monetária foi sempre ativa, com alteração no seu grau de atividade. Há uma evidência mais fraca de que a política fiscal foi sempre passiva. Há uma destacada alteração, nos diferentes regimes, no grau de resposta de ambas as políticas ao hiato do produto. Um choque não antecipado nos gastos do governo tem um multiplicador menor do que 1 e provoca, nas combinações dos dois regimes identificados nas políticas monetária e fiscal: um aumento no hiato do produto, dos juros reais; uma redução do consumo privado e da taxa de inflação; e um aumento da dívida e dos impostos. Os resultados sobre a resposta da taxa de inflação são fortemente dependentes da resposta da política monetária ao hiato do produto. Em um dos regimes da política monetária há forte incerteza sobre esta resposta ao hiato, não se podendo recusar que ela seja zero. Nas combinações de regimes em que se impõe que ela seja zero, há uma resposta positiva da taxa de inflação à inovação fiscal positiva nos gastos do governo.

Palavras-chave: regras da política monetária e fiscal; estímulo fiscal; MS-SBVAR; *Markov-switching*; DSGE.

FISCAL STIMULUS AND MONETARY AND FISCAL POLICY INTERACTIONS IN BRAZIL

This article estimates the dynamic impacts of a fiscal stimulus on Brazilian macroeconomic variables between 1999 and 2017. It adopts the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model, with Markov switching regimes in monetary and fiscal policies, developed by Davig and Leeper (2011). In the model, the expectations of economic agents are endogenously affected by the existence of – and probability of switching – regimes in fiscal and monetary policies, and there are price rigidity and monopolistic competition. The probability of occurrence of regimes and the parameters of the Brazilian monetary and fiscal policy rules, used in the calibration of the chosen DSGE model, were estimated through a Markov-switching structural bayesian vector autoregression model (MS-SBVAR). In the period considered, is quite robust the evidence that the monetary policy was always active with changing intensity in its degree of activity. There is also a weaker evidence that the fiscal policy was always passive. There is a marked alteration, in the different regimes,

1. Doutorando na Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). *E-mail*: <cesanez@yahoo.com.br>.
2. Professor-associado da UERJ. *E-mail*: <elcyon.lima@uerj.br>.

of the response of both monetary and fiscal policies to the output gap. An unanticipated shock in government spending has a multiplier inferior to one and causes, in all combinations of the two identified regimes in the monetary and fiscal policies, an increase in the output gap and in the real interest rates, a reduction in private consumption and inflation, and an increase in debt and taxes. The results about the inflation rate response, are strongly dependent on the response of monetary policy to the output gap. In one of the monetary policy regimes there is strong uncertainty about this response to the output gap, and it cannot be rejected that it is zero. In the combination of regimes where the response to the output gap is imposed to be zero, there is a positive response of the inflation rate to a positive fiscal innovation in government spending.

Keywords: monetary policy; fiscal policy; MS-SBVAR; Markov-switching; DSGE.

JEL: E31; E32; E63; C34.

1 INTRODUÇÃO

Este trabalho estima o impacto dinâmico de um estímulo fiscal sobre variáveis macroeconômicas brasileiras entre 1999 e 2017. Utiliza o modelo DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium), que permite mudança de regimes markoviana nas políticas monetária e fiscal, desenvolvido por Davig e Leeper (2011). No modelo são introduzidas algumas hipóteses típicas de um DSGE novo-keynesiano, tais como rigidez nominal de preços, completa especificação das políticas monetária e fiscal e empresas atuando em concorrência monopolística. As probabilidades de ocorrência dos regimes e os parâmetros das regras de políticas monetária e fiscal, em cada regime, foram estimados adotando-se um modelo vetorial autorregressivo estrutural com mudança markoviana de regimes (MS-SBVAR). No modelo DSGE os regimes têm uma distribuição de probabilidade de ocorrência, sendo esta distribuição conhecida pelos agentes econômicos, que a incorporam na formação de suas expectativas sobre o valor futuro das variáveis. Os parâmetros restantes do modelo DSGE são calibrados conforme é explicitado em seção específica deste trabalho.

As respostas dos governos à crise financeira internacional de 2008/2009 foram bem distintas nos países ao redor do mundo. No entanto, existiram alguns elementos em comum, como, por exemplo, a utilização conjunta das políticas monetária e fiscal para combater a crise. No Brasil, em 2009 foram editadas diversas medidas fiscais de combate à crise e de estímulo à atividade econômica. O efeito destas medidas de estímulos fiscais sobre a demanda agregada depende, em grande parte, do seu impacto no consumo privado, principalmente no curto prazo. Davig e Leeper (2011) destacam que estas medidas governamentais chamaram a atenção de diversos pesquisadores e formuladores de política econômica por todo o mundo, que passaram a avaliar de que modo essas medidas de políticas fiscal e monetária poderiam afetar ou afetaram a economia, principalmente quando há interação entre elas.

A combinação dos regimes, que detectamos empiricamente no Brasil e que analisaremos neste texto, pode ser caracterizada como AM/PF (AM indica política

monetária ativa,³ e PF indica política fiscal passiva⁴), e é consistente com os pressupostos da teoria da equivalência ricardiana. Com uma política monetária ativa nos dois estados (sendo que a resposta ao hiato em um estado não é significativa) e a fiscal passiva (com uma diferença considerável em relação à resposta ao hiato), os efeitos substituição e renda inter e intratemporais, provocados por um aumento inesperado nos gastos do governo, levam a um aumento na demanda agregada. Com o aumento da demanda agregada haverá um aumento do produto e na demanda por trabalho. Como veremos a seguir, os efeitos renda e substituição intratemporal e intertemporal, provocados pela alteração dos gastos, das taxas de juros reais e dos impostos fazem com que haja queda de salário real, queda da produtividade marginal do trabalho, queda dos custos marginais, aumento da oferta de trabalho, queda do nível de preços e redução do consumo privado. É importante destacar que há também elevação da dívida pública e aumento dos impostos para financiá-la. A diferença mais relevante nos resultados encontrados, sob as quatro combinações de regimes empiricamente detectados neste trabalho, consiste na magnitude dos efeitos das variáveis analisadas, principalmente sobre a dívida.

Este trabalho também se propõe a analisar o impacto inesperado e transitório da elevação dos gastos do governo sobre a dinâmica da dívida pública no Brasil. Como apontam Davig e Leeper (2011), quando há uma expectativa de uma trajetória de elevação dos gastos do governo sem uma contrapartida em uma trajetória de elevação de impostos, ocorre um desequilíbrio intertemporal da restrição orçamentária do governo, e as famílias substituem dívida (títulos) por consumo. Portanto, é necessário que se façam determinados ajustamentos para que a restrição orçamentária do governo volte a ser satisfeita. Os tipos de combinação dos regimes de políticas monetária e fiscal vão determinar de que forma este mecanismo de ajustamento vai ocorrer e como cada componente da restrição orçamentária (receita de senhoriagem e superávit primário) contribuirá para esse resultado. Por fim, este trabalho também visa prestar contribuição na mensuração quantitativa dos multiplicadores dos gastos do governo sob diferentes regimes das políticas monetária e fiscal.

O trabalho é composto por sete seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 será apresentada uma breve revisão da literatura sobre os impactos esperados de um estímulo fiscal sobre variáveis macroeconômicas. Na seção 3 é apresentada a metodologia. Na seção 4 são descritos os dados utilizados na estimação das regras das políticas monetária e fiscal. Na seção 5 são apresentados os resultados das estimações das regras das políticas monetária e fiscal e a datação das diversas combinações dos regimes de política identificados e estimados. Na seção 6 são apresentados a calibração do modelo DSGE e os resultados encontrados com o uso deste modelo. Por fim, na seção 7 são apresentadas as principais conclusões.

3. De acordo com o princípio de Taylor, uma política monetária é ativa (AM) quando o coeficiente da inflação na regra da política monetária, em que a taxa de juros fixada pelo Banco Central é a variável dependente, é maior do que um.

4. Seguindo Davig e Leeper (2011), consideramos que a política fiscal é passiva (PF) quando, na regra da política fiscal, definida como tendo a receita tributária líquida sobre o PIB como variável dependente, o coeficiente da dívida pública líquida sobre o PIB é positivo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Nas últimas três décadas surgiram diversos estudos acerca da importância do efeito de alterações dos gastos do governo sobre uma série de variáveis macroeconômicas – consumo privado, taxa de juros, horas trabalhadas, impostos etc.

De acordo com a teoria neoclássica, elevados gastos do governo financiados por impostos do tipo *lump-sum* reduzem a riqueza das famílias, o que, por sua vez, reduz a trajetória do consumo privado e do salário real. Esse mecanismo leva à elevação das horas trabalhadas e do produto. Os estudos de Hall (1979), Barro e King (1984), Aiyagari, Christiano e Eichenbaum (1990), Baxter e King (1993) e Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999) são algumas importantes referências. Já por meio do modelo-padrão de ciclos reais de negócios (com consumidores ricardianos)⁵ um aumento dos gastos do governo também leva a uma redução no consumo privado.

Outros estudos empíricos sugerem que um choque de gastos do governo leva a um aumento do consumo privado. Blanchard e Perotti (2002) utilizaram um VAR estrutural (SVAR) com informação institucional sobre o sistema de impostos e transferências para identificar os impactos dos choques em impostos e gastos do governo sobre a atividade econômica. Os autores sugerem que um estímulo fiscal leva a um aumento do consumo privado. Alesina *et al.* (1999), utilizando um VAR com dados em painel para vinte países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), chegaram ao mesmo resultado obtido por Blanchard e Perotti (2002). Em uma análise após o período de Bretton Woods, Ravn, Schmitt-Grohe e Uribe (2007) também empregaram um SVAR em um painel com países industrializados. Sob a hipótese de formação de hábito, detectaram que aumentos não antecipados de gastos do governo levam a aumentos tanto no produto quanto no consumo privado. Conforme os autores, a explicação para estes resultados decorre de um forte efeito substituição que anula o efeito renda negativo sobre o consumo, provocado pelo aumento dos gastos do governo. Os resultados encontrados por Ravn, Schmitt-Grohe e Uribe (2007) são consistentes com os trabalhos de Rotemberg e Woodford (1992), Fatás e Mihov (2001), Blanchard e Perotti (2002) e Perotti (2008), cujas hipóteses de identificação e métodos de estimação são similares aos utilizados por eles. Galí, López-Salido e Vallés (2007) utilizaram um modelo de equilíbrio geral dinâmico que leva em consideração a existência de uma parcela de consumidores não ricardianos⁶ e uma parcela de consumidores ricardianos, em conjunto com adoção de rigidez nominal de preços. Com estas duas principais características, os autores chegaram à mesma conclusão do modelo IS-LM keynesiano padrão,

5. São consumidores que possuem horizonte de vida infinito, e a decisão de consumo é baseada em uma restrição orçamentária intertemporal.

6. São consumidores que não emprestam nem tomam emprestado; consomem toda a renda do trabalho.

de que uma expansão fiscal leva a um aumento do consumo privado, das horas trabalhadas e do produto. Outros autores, como Monacelli e Perotti (2008) e Mountford e Uhlig (2009) também obtiveram que aumentos de gastos do governo afetam positivamente o consumo privado. Bilbiie (2011) obtém elevação do consumo privado como resposta a um choque de gastos do governo por meio da conjugação de dois efeitos principais: *i*) presença de preços rígidos, que provocam deslocamento para a direita da curva de demanda por trabalho quando as firmas ajustam-se ao aumento da demanda pelos seus produtos; e *ii*) preferências não separáveis que garantam que consumo e lazer sejam bens substitutos, para garantir que a oferta de trabalho desloque-se para a esquerda quando há deslocamentos para a direita na curva de demanda por trabalho.

Há também na literatura diversos trabalhos que utilizam modelos DSGE com mudança de regime. Kim (2003) utiliza um mecanismo de alternância de regimes das políticas monetária e fiscal e obtém, via efeito substituição e renda intertemporal e intratemporal, uma elevação, no consumo privado, provocada por uma inovação fiscal. Davig e Leeper (2011) adotam modelo similar ao de Kim (2003), no qual as expectativas dos agentes econômicos são afetadas pela existência – e probabilidade de alternância – de regimes nas políticas fiscal e monetária para estudar os efeitos dos choques de gastos do governo não antecipados e temporários sobre algumas variáveis macroeconômicas dos Estados Unidos, como o consumo privado. Outros modelos com alternância de regimes, em um contexto de equilíbrio geral estocástico dinâmico, foram elaborados ao longo do tempo para a análise das mais variadas questões (que não exatamente o impacto de uma inovação fiscal). Sims e Zha (2006), em um trabalho seminal, utilizaram um modelo MS-DSGE para analisar a política monetária nos Estados Unidos. Mais recentemente, diversos trabalhos utilizaram abordagens similares para investigar regras de política monetária com parâmetros variando no tempo e seus impactos macroeconômicos (Fernández-Villaverde *et al.*, 2010; Bianchi, 2013; Baele *et al.*, 2015; Iboshi, 2016). Ainda sob a hipótese de alternância de regime ao longo do tempo, podemos citar o método de solução para MS-DSGE proposto por Farmer, Zha e Waggoner (2009; 2011), combinados com métodos bayesianos de estimação propostos por Liu e Mumtaz (2010) e Choi e Hur (2015).

Cabe mencionar ainda os métodos de estimação de MS-DSGE propostos por Foerster *et al.* (2014), que são baseados em perturbações para realizar aproximações e obter a solução de modelos não lineares. O trabalho de Maih (2015) implementa este último método.

Já no Brasil, os trabalhos de Gonçalves, Portugal e Aragón (2016) e Marodin e Portugal (2016), de certo modo, resumem os esforços recentes na utilização de modelos de equilíbrio geral que permitem mudanças markovianas de regimes.

Os primeiros autores analisam mudança de parâmetros da regra de Taylor e a volatilidade dos choques, e os últimos investigam o *pass-through* da taxa de câmbio no Brasil.

Como se pôde observar, a literatura é vasta, complexa e os resultados dependem das características incorporadas aos modelos. Ramey (2011), em trabalho sobre multiplicadores fiscais, conclui que, em geral, a magnitude e o sinal do multiplicador fiscal dependem do tipo de inovação fiscal. Ou seja, se o gasto do governo é feito com bens de consumo e serviços, com investimentos ou com transferências. A magnitude depende também da persistência do choque (se temporário ou permanente) e de como o gasto será financiado, se por impostos (se distorcivo ou não) ou por déficit.

Nosso trabalho é pioneiro ao utilizar um modelo MS-DSGE na análise dos impactos de inovações fiscais no Brasil. É também o primeiro a utilizar o modelo de Davig e Lepper (2011), em que as expectativas dos agentes econômicos são afetadas endogenamente pela existência e pela probabilidade de alternância dos regimes das políticas monetária e fiscal, na análise do impacto das inovações fiscais sobre variáveis macroeconômicas brasileiras.

3 METODOLOGIA

Nesta seção descreveremos o método de estimação bayesiano dos modelos MS-SBVAR, que serão utilizados na estimação das regras das políticas monetária e fiscal. Também apresentaremos, de forma sumária, o modelo DSGE, com mudança de regimes markoviana, desenvolvido por Davig e Lepper (2011), que será utilizado para obter os impactos nas variáveis macroeconômicas das inovações fiscais sob diferentes combinações das regras das políticas monetária e fiscal.

3.1 O método de estimação bayesiana dos modelos MS-SBVAR

Na estimação das regras das políticas monetária e fiscal, adotadas no Brasil no período analisado, foram utilizados modelos VAR estruturais com mudança de regime markoviana, denominados MS-SBVAR. Estes modelos apresentam grande flexibilidade, ao permitirem mudança de parâmetros ao longo do tempo e heteroscedasticidade. Foi adotado o procedimento de inferência bayesiana, para MS-SBVAR, desenvolvido por Sims, Waggoner e Zha (2008). A seguir é feita uma apresentação sumária do modelo adotado:

$$y_t' A(s_t) = \sum_{i=1}^p y_{t-i}' A_i(s_t) + z_t' C(s_t) + \varepsilon_t' \Xi^{-1}(s_t), \quad 1 \leq t \leq T, \quad (1)$$

$$\Pr(s_t = i \mid (s_{t-1} = k)) = p_{ik}, \quad i, k = 1, \dots, h, \quad (2)$$

onde: T é o tamanho da amostra; h é o número de estados; s é uma variável de estado (variável indicadora do regime) não observada; s_t indica qual é o regime prevalecente no tempo t e é igual a um número inteiro k , $1 \leq k \leq h$; y_t é um vetor de dimensão $n \times 1$ de variáveis endógenas no tempo t ; y_{t-i} é um vetor de dimensão $n \times 1$ de variáveis endógenas com defasagem i ; z_t é um vetor de dimensão $m \times 1$ de variáveis exógenas e de variáveis determinísticas no tempo t ; ε_t é um vetor coluna n -dimensional de choques estruturais aleatórios não observados no tempo t , de média zero, mutuamente não correlacionados e com matriz de variância e covariância igual à matriz identidade; $A(k)$, de dimensão $n \times n$, é a matriz invertível que captura as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas no estado $s_t = k$; $A_i(k)$ é a matriz de coeficientes das variáveis endógenas defasadas, de dimensão $n \times n$ no estado $s_t = k$; $C(k)$ é a matriz de parâmetros, de dimensão $m \times n$ das variáveis exógenas e determinísticas no estado $s_t = k$; $\Xi(k)$ é uma matriz diagonal no estado $s_t = k$, de dimensão $n \times n$.

O processo gerador dos regimes “ s ”, considerado exógeno, é ergódico e do tipo cadeia de Markov homogênea em tempo e estados discretos. Ele é definido pela equação (2) e pela matriz de transição de probabilidade de mudança de regime, composta pelas probabilidades de transição p_{ik} :

$$p_{ik} = Q = \begin{pmatrix} p_{11} & \dots & p_{1h} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{h1} & \dots & p_{hh} \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Para cada regime s_t , y_t é gerado pela equação (1), admitindo como conhecidas as condições iniciais y_0, \dots, y_{1-l} . A equação (1) pode ser reescrita como:

$$y_t' A_0(s_t) = x_t' F(s_t) + \varepsilon_t' \Xi^{-1}(s_t); \quad 1 \leq t \leq T, \quad (4)$$

onde: $x_t = [y_{t-1} \quad \dots \quad y_{t-l} \quad z_t]'$ e $F(s_t) = [A_1(s_t) \quad \dots \quad A_l(s_t) \quad C(s_t)]'$.

Seja: $A = (A(1), \dots, A(h))$; $F = (F(1), \dots, F(h))$; $\Xi = (\Xi(1), \dots, \Xi(h))$; $\theta = (A, F, D)$; $Y_t = [y_t' \dots y_t']'$; $Z_t = [z_t' \dots z_t']'$; $S_t = [s_t' \dots s_t']'$; Admita, como em Sims, Waggoner e Zha (2008), que $\rho(\varepsilon_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) = N(\varepsilon_t | 0, I_n)$, onde 0 é uma matriz de zeros; I_n é uma matriz identidade ($n \times n$); e $N(x | \mu, \Sigma)$ é a distribuição normal multivariada de x com média μ e variância Σ . Consequentemente, temos que a função de verossimilhança condicional é dada por $p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) = N(y_t | \mu_t(S_t), \Sigma(S_t))$, onde: $\mu_t(k) = (F(k)A^{-1}(k))' x_t$ e $\Sigma(k) = (A(k) \Xi^2(k) A'(k))^{-1}$, para $s_t = k$, $1 \leq k \leq h$.

Ou seja, a função de verossimilhança condicional é igual a:

$$\begin{aligned} p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) &= |\Sigma(S_t)|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} (y_t - \mu(S_t))' \Sigma^{-1}(S_t) (y_t - \mu(S_t))\right) \\ &= |A(S_t) \Xi(S_t)| \exp\left(-\frac{1}{2} (y_t' A(S_t) - x_t' F(S_t)) \Xi^{-2}(S_t) (A'(S_t) y_t - F'(S_t) x_t)\right). \end{aligned} \quad (5)$$

Sejam $a_j(k)$ e $f_j(k)$ as j -ésima colunas de $A(k)$ e $F(k)$, respectivamente, e $\xi_j(k)$ o j -ésimo elemento da diagonal da matriz $\Xi(k)$. Considerando, então, que $a(k) = [a_1(k) \ \dots \ a_n(k)]$; $f(k) = [f_1(k) \ \dots \ f_n(k)]$; $\xi(k) = [\xi_1(k) \ \dots \ \xi_n(k)]$, a função de verossimilhança condicional é dada por:

$$p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) = \left| A(S_t) \prod_{j=1}^n \xi_j(S_t) \right| \exp\left(-\frac{\xi_j^2(S_t)}{2} (y_t' a_j(S_t) - x_t' f_j(S_t))^2\right). \quad (6)$$

Se existem apenas dois estados, então $s_t = [s_{1t}, s_{2t}]$. Admitindo que estes estados sejam variáveis aleatórias independentes, que a_j e f_j dependam de s_{1t} e que ξ_j dependa de s_{2t} , a função de verossimilhança anterior, para a observação y_t , é dada por:

$$\begin{aligned} p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) \\ = \left| A(s_{1t}) \prod_{j=1}^n \xi_j(s_{2t}) \right| \exp\left(-\frac{\xi_j^2(s_{2t})}{2} (y_t' a_j(s_{1t}) - x_t' f_j(s_{1t}))^2\right). \end{aligned} \quad (7)$$

A verossimilhança condicional, de toda a amostra, então é dada por:

$$p(Y_T | Z_T, \theta, Q) = \prod_{t=1}^T \left[\sum_{\substack{s_t \in \\ b}} p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, \theta, s_t) p(s_t | Y_{t-1}, Z_{t-1}, \theta, Q) \right]. \quad (8)$$

Como apontam os autores da metodologia, é fundamental restringir o número de parâmetros a serem estimados, já que um número grande de variáveis ou defasagens eleva consideravelmente o número de parâmetros livres. Estas restrições tornam-se indispensáveis para a análise empírica, sobretudo no caso do Brasil, em que o conjunto das observações de boa qualidade disponível é de tamanho reduzido. A seguir serão explicitadas as restrições impostas aos parâmetros do modelo.

A matriz F pode ser reescrita como:

$$F(s_{1t}) = G(s_{1t}) + \bar{S}A(s_{1t}), \quad (9)$$

onde: $\bar{S} = \begin{bmatrix} I_n \\ 0 \end{bmatrix}$, $0 =$ uma matriz de zeros de tamanho $(m - n) \times n$ e $G(k)$, para $k = 1, \dots, h$, tem média da distribuição *a priori* igual a zero.

Como a média da distribuição *a priori* de $G(k)$ tem média igual a zero, a escolha feita para \bar{S} é consistente com a hipótese *a priori* de que as variáveis endógenas do modelo, na forma reduzida, seguem um processo passeio aleatório.⁷ Este tipo de distribuição *a priori*, com média em torno do passeio aleatório, implica um maior grau de persistência e menores variâncias dos choques estruturais.

Sims, Waggoner e Zha (2008) impõem três tipos de restrições nas variações das matrizes G e A , da equação acima, por meio dos estados. As restrições são aplicadas aos parâmetros da j -ésima equação, $a_j(s_t)$, $g_j(s_t)$ e $c_j(s_t)$ com $j \in (1, \dots, n)$ da seguinte forma:

$$a_j(s_t) \xi_j(s_t), g_{ij,l}(s_t) \xi_j(s_t), c_j(s_t) \xi_j(s_t) \quad \begin{cases} \text{Caso I} \\ \text{Caso II} \\ \text{Caso III} \end{cases} \quad (10)$$

$$= \begin{cases} a_j, g_{ij,l}, c_j \\ a_j \xi_j(s_t), g_{ij,l} \xi_j(s_t), c_j \xi_j(s_t) \\ a_j(s_t) \xi_j(s_t), g_{\psi ij,l} g_{\delta ij(s_t)} \xi_j(s_t), c_j(s_t) \xi_j(s_t). \end{cases}$$

Nos parâmetros acima, o subscrito “ i ” refere-se à variável explicativa “ i ” na equação da variável “ j ”; o subscrito “ l ” refere-se à extensão da defasagem. O vetor coluna $a_j(s_t)$ é a j -ésima coluna da matriz $A(s_t)$; $g_{ij,l}(s_t)$ é o elemento de $g_j(s_t)$ para a i -ésima variável na l -ésima defasagem; e $c_j(s_t)$ é um vetor de parâmetros correspondente ao vetor de variáveis exógenas z_t na equação j . O parâmetro $g_{\psi ij,l}$ é o elemento de $g_{\psi j}$ para a i -ésima variável na l -ésima defasagem em qualquer regime, e é constante ao longo dos regimes. O parâmetro $g_{\delta ij(s_t)}$ é o elemento de $g_{\delta j(s_t)}$ para a i -ésima variável dependente na equação j no regime s_t , em qualquer defasagem. Ou seja, quando o regime s_t muda, $g_{\delta ij(s_t)}$ muda com as variáveis, mas não varia ao longo das defasagens. Os parâmetros a_{jt} , $g_{ij,l}$ e c_{jt} , sem o símbolo (s_t) , são independentes de regime, ou seja, constantes ao longo do tempo.

O VAR com parâmetros constantes é dado pelo caso I. O caso II é a equação estrutural apenas com as variâncias dos choques estruturais mudando de regime, e com $\xi_j(s_t)$ medindo a volatilidade do choque estrutural na j -ésima equação estrutural. O caso III é a equação estrutural com variação no tempo dos coeficientes e dos

7. Conforme destacado por Sims e Zha (1998).

distúrbios heterocedásticos. Ou seja, há variação no tempo tanto nos coeficientes quanto nas variâncias dos choques estruturais.⁸ Sims, Waggoner e Zha (2008) aplicam também restrições lineares na matriz A e na matriz F , como em Waggoner e Zha (2003). Uma apresentação detalhada destas restrições, de quais são as distribuições *a priori* consideradas pelo modelo e do método de estimação empregado, foge ao escopo deste trabalho, mas pode ser encontrada em Sims, Waggoner e Zha (2008).

3.2 O modelo MS-DSGE adotado

Neste artigo utilizamos o modelo DSGE novo-keynesiano, desenvolvido por Davig e Leeper (2011), que permite a introdução de diversas imperfeições existentes na economia brasileira, além de admitir que as políticas monetária e fiscal possam apresentar mudanças markovianas de regime. O modelo é adequado para se chegar ao principal objetivo deste trabalho, que é estimar os efeitos de um choque fiscal sobre a trajetória de diversas variáveis econômicas, em um ambiente no qual haja interações entre os diferentes regimes das políticas monetária e fiscal.

A descrição do modelo de Davig e Leeper (2011), que será apresentada a seguir, foi retirada parcialmente do artigo citado e adaptada, quando necessário, à nossa notação. Trata-se de um modelo novo-keynesiano convencional, com capital fixo, oferta de trabalho elástica e rigidez nominal de preços à moda de Calvo (1983). Adota-se também a hipótese de que as firmas produtoras de bens finais definem seus preços em um mercado em concorrência monopolística, e que os gastos não produtivos do governo são financiados por meio de uma combinação de receitas de senhoriagem, impostos do tipo *lump-sum* e emissão de títulos nominais do governo.

3.2.1 As famílias

Na função utilidade, C_t é o valor agregado de bens de consumo diferenciados; N_t é a quantidade total de horas trabalhadas; M_t/P_t é o estoque de moeda real. Além disso, σ , η e κ são parâmetros estruturais positivos que representam, respectivamente, elasticidade de substituição do consumo, elasticidade da oferta de trabalho e elasticidade juros da demanda real por moeda. A velocidade da base monetária é representada por δ e χ é a parcela de tempo gasto trabalhando. O parâmetro $\beta \in (0,1)$ é um fator de desconto. O problema de otimização das famílias é resolvido simultaneamente em duas partes: *i*) ao minimizar o gasto total de um contínuo de bens diferenciados c_{jt} ; e *ii*) ao maximizar a utilidade total U sujeita à restrição orçamentária (RO), escolhendo $\{C_t, N_t, M_t, B_t\}$.

8. Na seção dos dados serão apresentados as equações e o tipo de restrição (coeficiente e/ou variância) que adotamos em cada modelo.

A primeira parte do problema das famílias:

$$H = \min_{\{c_{jt}\}} \int_0^1 p_{jt} c_{jt} d_j \quad (11)$$

sujeito a:

$$\left[\int_0^1 c_{jt}^{(\theta-1/\theta)} d_j \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \geq C_t, \quad (12)$$

em que C_t é o agregado de bens de consumos diferenciados como proposto originalmente por Dixit e Stiglitz (1977).

Como $P_t \equiv \left[\int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} d_j \right]^{1/(1-\theta)}$, utilizando-se as condições de primeira ordem deste problema de minimização chega-se à seguinte equação:

$$c_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} C_t,$$

onde c_{jt} é a demanda por cada bem j .

A segunda parte do problema das famílias:

$$\max_{\{C_t, N_t, M_t, B_t\}} U = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left[\frac{C_{t+s}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{N_{t+s}^{1-\eta}}{1-\eta} + \delta \frac{(M_{t+s}/P_{t+s})^{1-\kappa}}{1-\kappa} \right], \quad (13)$$

sujeito à restrição orçamentária:

$$\begin{aligned} C_{t+s} + \frac{M_{t+s}}{P_{t+s}} + \frac{B_{t+s}}{P_{t+s}} + \tau_{t+s} \\ \leq \left(\frac{W_{t+s}}{P_{t+s}} \right) N_{t+s} + \frac{M_{t+s-1}}{P_{t+s}} + \frac{(1+r_{t+s-1})B_{t+s-1}}{P_{t+s}} + \Pi_{t+s}, \end{aligned} \quad (14)$$

onde τ_t é o pagamento dos impostos do tipo *lump-sum*; B_t é o estoque nominal de títulos do governo; $1+r_{t-1}$ é a taxa nominal de juros livre de risco entre o período $t-1$ e t ; W_t é o salário nominal; e Π_t são os lucros das firmas.

Utilizando-se as condições de primeira ordem deste problema de maximização chega-se às seguintes equações:

$$\left(\frac{W_t}{P_t}\right) = \chi \left(\frac{N_t^\eta}{C_t^{-\sigma}}\right). \quad (15)$$

A equação de Euler:

$$\left(\frac{1}{1+r_t}\right) = E_t \left[\beta \left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) \left(\frac{C_t}{C_{t+1}}\right)^\sigma \right]. \quad (16)$$

A demanda por saldos monetários reais:

$$\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \left(\delta^{\frac{1}{\kappa}}\right) \left(C_t^{\frac{\sigma}{\kappa}}\right) \left(\frac{r_t}{1+r_t}\right)^{-\frac{1}{\kappa}}. \quad (17)$$

O modelo de Davig e Leeper (2011), adotado aqui, assume que o gasto do governo mantém uma proporção constante em relação ao consumo das famílias. Com isso, a demanda do governo por cada tipo de bem é dado por g_{jt} e o agregado de gastos do governo por G_t . As equações são obtidas também pela primeira parte do problema de otimização das famílias. De modo compacto, temos que:

$$G_t = \left[\int_0^1 g_{jt}^{(\theta-1)/\theta} d_j \right]^{\theta/(\theta-1)}, \quad (18)$$

$$g_{jt} = (p_{jt}/P_t)^{-\theta} G_t. \quad (19)$$

E a condição de transversalidade:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_t \left[\beta \left(\frac{C_T}{C_{T+1}}\right)^\sigma \left(\frac{B_T + M_T}{P_T}\right) \right] = 0. \quad (20)$$

3.2.2 As firmas

As firmas representativas produzem seus bens utilizando o fator trabalho, e os vendem em um mercado em competição monopolística em que há um contínuo de bens j . A oferta individual é dada por $y_{jt} = ZN_{jt}$, e Z é um parâmetro constante

da tecnologia agregada à qual todas as firmas têm acesso. A curva de demanda individual é igual à curva de demanda de consumo individual mais a curva de demanda individual do governo, e é dada por:

$$c_{jt} + g_{jt} = y_{jt}, \quad (21)$$

$$\left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} C_t + \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} G_t = y_{jt}, \quad (22)$$

$$\left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} (C_t + G_t) = y_{jt}. \quad (23)$$

Como a economia é fechada, em equilíbrio, temos que $C_t + G_t = Y_t$. Portanto, a curva de demanda total com a qual a firma j se depara é:

$$\left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t = y_{jt}. \quad (24)$$

Igualando oferta e demanda individuais por bens, temos:

$$N_{jt} = \frac{Y_t}{Z} \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta}. \quad (25)$$

Apenas uma fração $1 - \varphi$ de firmas sorteadas em t pode escolher seu preço ótimo. Já a fração φ de firmas que não podem realizar tal ajuste usa uma regra de bolso em que o preço é ajustado de acordo com a inflação passada ($p_{j,t} = p_{j,t-1}$). O preço ótimo escolhido em t pela fração $1 - \varphi$ de firmas poderá continuar em vigor indefinidamente. Ao maximizar o lucro, a firma leva em consideração que o preço ótimo escolhido pode afetar o fluxo futuro de lucros. Este ajustamento parcial de preços é conhecido na literatura como mecanismo de Calvo.⁹ A firma j , quando pode escolher o seu preço, resolve o problema de maximização apresentado a seguir:

$$\max_{\{p_{jt}\}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \varphi^s \Theta_{t,t+s} \Pi_{j,t+s}(p_{jt}), \quad (26)$$

9. Para mais detalhes, ver Calvo (1983).

onde φ^s é a probabilidade de um preço ser escolhido em t e continuar em vigor em $t + s$. Já $\Theta_{t,t+s}$ é o fator de desconto e é igual a $\beta \left(\frac{c_t}{c_{t+1}}\right)^\sigma$. Por fim, $\Pi_{j,t+s}(p_{jt})$ é o lucro auferido em $t + s$, que depende de p_{jt} e é dado por:

$$\Pi_{j,t+s} = p_{j,t+s} y_{j,t+s} - W_{t+s} N_{j,t+s}. \quad (27)$$

Usando (24), (25) e dividindo por P_{t+s} temos que o fluxo futuro de lucros em termos reais é dado por:

$$\Pi_{j,t+s} = \left(\frac{p_{j,t+s}}{P_{t+s}}\right) \left(\frac{p_{j,t+s}}{P_{t+s}}\right)^{-\theta} Y_{t+s} - \left(\frac{W_{t+s}}{P_{t+s}}\right) \left(\frac{Y_{t+s}}{Z}\right) \left(\frac{p_{j,t+s}}{P_{t+s}}\right)^{-\theta}. \quad (28)$$

Rearranjando (28) e definindo $\Psi_{t+s} = \frac{W_{t+s}}{Z P_{t+s}}$ como o custo marginal das firmas, podemos reescrever o problema de maximização das firmas como:

$$\max_{\{p_{jt}=p_t^*\}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \varphi^s \Theta_{t,t+s} \left[\left(\frac{p_t^*}{P_{t+s}}\right)^{1-\theta} - \Psi_{t+i} \left(\frac{p_t^*}{P_{t+s}}\right)^{-\theta} \right] Y_{t+s}. \quad (29)$$

As firmas devem maximizar (29) para determinar o preço ótimo p_t^* . O resultado desta maximização é dado por: $\frac{p_t^*}{P_t} = \mu \frac{K_{1t}}{K_{2t}}$, em que $\mu = \theta/(\theta - 1)$ é o *markup* das firmas e K_{1t} e K_{2t} são dados por:

$$K_{1t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} \Psi_t Y_t + \varphi \beta E_t K_{1t+1} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right)^\theta, \quad (30)$$

e

$$K_{2t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} Y_t + \varphi \beta E_t K_{2t+1} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right)^{\theta-1}. \quad (31)$$

Usando a definição do nível geral de preços $P_t \equiv \left[\int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} dj\right]^{1/(1-\theta)}$, podemos reescrevê-la considerando o ajustamento de preços pela regra de bolso e pela escolha ótima, a saber:

$$P_t^{1-\theta} \equiv \int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} dj, \quad (32)$$

$$P_t^{1-\theta} = \varphi \int_0^1 P_{j,t-1}^{1-\theta} dj + (1-\varphi) \int_0^1 P_t^*{}^{1-\theta} dj, \quad (33)$$

$$P_t^{1-\theta} = (\varphi)P_{t-1}^{1-\theta} + (1-\varphi)P_t^*{}^{1-\theta}, \quad (34)$$

$$\frac{P_t^{1-\theta}}{P_{t-1}^{1-\theta}} = (\varphi) \frac{P_{t-1}^{1-\theta}}{P_{t-1}^{1-\theta}} + (1-\varphi) \frac{P_t^*{}^{1-\theta}}{P_{t-1}^{1-\theta}} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)^{1-\theta}. \quad (35)$$

Reorganizando (35) e fazendo $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ temos que:

$$\pi_t^{1-\theta} = \varphi + (1-\varphi)\pi_t^{1-\theta} \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right)^{1-\theta}. \quad (36)$$

Podemos obter a taxa de inflação no período t como função do *markup* das firmas:

$$\pi_t^{\theta-1} = \frac{1}{\varphi} - \frac{(1-\varphi)}{\varphi} \left(\mu \frac{K_{1t}}{K_{2t}}\right)^{1-\theta}. \quad (37)$$

O equilíbrio no mercado de trabalho com preços rígidos será dado por:

$$N_t = \int_0^1 N_{jt} dj = \int_0^1 \frac{y_{jt}}{z} dj = \int_0^1 \frac{y_t}{z} \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} dj = \frac{y_t}{z} \int_0^1 \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} dj, \text{ então:} \quad (38)$$

$$N_t = \frac{y_t}{z} \Omega_t,$$

onde: Ω_t é um índice de dispersão de preços relativos.

Deste modo, podemos obter a equação que descreve a evolução da dispersão dos preços relativos:

$$\frac{P_{t-1}}{P_t} \pi_t^\theta = \frac{1}{\varphi} - \frac{(1-\varphi)}{\varphi} \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right)^{-\theta} \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right), \quad (39)$$

$$\frac{P_{t-1}}{P_t^*} \pi_t^\theta = \frac{1}{\varphi} - \frac{(1-\varphi)}{\varphi} \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right)^{-\theta}, \quad (40)$$

$$\frac{P_{t-1}}{P_t^*} \varphi \pi_t^\theta = \frac{P_t}{P_t^*} - (1-\varphi) \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right)^{-\theta}, \quad (41)$$

$$\frac{P_t}{P_t^*} = (1 - \varphi) \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)^{-\theta} + \frac{P_{t-1}}{P_t^*} \varphi \pi_t^\theta, \quad (42)$$

$$\Omega_t = (1 - \varphi) \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)^{-\theta} + \varphi \pi_t^\theta \Omega_{t-1}. \quad (43)$$

3.2.3 O governo

Como já mencionado anteriormente, os gastos do governo são financiados por uma composição de receitas oriundas de senhoriagem, impostos do tipo *lump-sum* e emissão de títulos nominais. Davig e Leeper (2011) postulam que os gastos do governo evoluem de acordo com a equação: $\log(G_t) = \log(\bar{G})(1 - \rho) + \rho \log(G_{t-1}) + \varepsilon_t$, sendo $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Além disso, o governo deve satisfazer sua restrição de recursos em cada período ao longo do tempo. Para tanto, dado $M_{-1} > 0$ e $(1 + r_{-1})B_{-1} > 0$, ele deve escolher $\{G_t, M_t, B_t, \tau_t\}$ obedecendo à seguinte restrição orçamentária do governo:

$$G_t = T_t + \frac{\Delta M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \frac{(1 + r_{t-1})B_{t-1}}{P_t}, \quad (44)$$

onde: T_t é o valor real dos impostos do tipo *lump-sum* no período t ; $\frac{\Delta M_t}{P_t}$ é a senhoriagem real no período t ; B_t = valor nominal dos títulos do governo no período t ; $\frac{B_t}{P_t} - \frac{(1+r_{t-1})B_{t-1}}{P_t}$ é a emissão de títulos em termos reais no período t .

Os parâmetros das regras das políticas monetária e fiscal mudam com a mudança de regime, como expresso abaixo:

$$\tau_t = \gamma_0(S_t^f) + \gamma_b(S_t^f)b_{t-1} + \gamma_y(S_t^f)o_t + \gamma_g(S_t^f)g_t + \sigma_\tau(S_t^f)\varepsilon_t^\tau, \quad (45)$$

$$r_t = \alpha_0(S_t^M) + \alpha_\pi(S_t^M)\pi_t + \alpha_y(S_t^M)o_t + \sigma_r(S_t^M)\varepsilon_t^r, \quad (46)$$

onde: S_t^f indica o estado da política fiscal no período t ; S_t^M indica o estado da política monetária no período t ; τ_t é a arrecadação tributária do governo em relação ao produto interno bruto (PIB) no período t ; o_t é o hiato do produto no período t (definido como a diferença entre o *log* do produto no período t e o *log* do produto no estado estacionário); g_t é o gasto do governo em relação ao PIB no período t ; b_t é o estoque da dívida do governo em relação ao PIB no período t ; ε_t^τ e ε_t^r são ruídos brancos.

3.2.4 O modelo no estado estacionário

Seguindo Davig e Leeper (2011), os valores dos níveis da dívida e da taxa de inflação no estado estacionário, nos quatro regimes identificados neste artigo (que não inclui a coexistência de políticas monetária e fiscal ativas), são restritos para serem iguais nos regimes. O nível determinístico do produto foi fixado em um no estado estacionário. Por fim, os valores dos interceptos das regras fiscal e monetária, no estado estacionário, são obtidos endogenamente. A demanda por moeda foi obtida similarmente, considerando que o nível determinístico do produto é igual a um no estado estacionário.

4 OS DADOS UTILIZADOS NA ESTIMAÇÃO DAS REGRAS DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL

Como as amostras disponíveis para o Brasil são pequenas, as regras das políticas monetária e fiscal não foram estimadas conjuntamente. Para cada uma delas foi utilizada uma amostra diferente. As regras das políticas monetária e fiscal foram estimadas com dados trimestrais. Na próxima seção apresentamos também as estimações das regras das políticas monetária e fiscal utilizando dados com frequência mensal. Estas estimativas são apresentadas apenas para verificar a robustez das estimações que utilizaram dados com frequência trimestral.

Para estimar a regra de política monetária, com dados trimestrais, foi utilizada a taxa de juros nominal de curto prazo do sistema de liquidação e custódia (Selic Over) corrigida para dias úteis e disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (BCB). Para o cálculo da taxa de inflação foi utilizado o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) dessazonalizado disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O PIB real trimestral dessazonalizado, também disponibilizado pelo IBGE, foi utilizado para calcular o hiato do produto.

A série de taxa de juros nominal, com frequência trimestral, utiliza como dado, em cada trimestre, a taxa de juros acumulada no trimestre. O mesmo cálculo foi feito com o IPCA para a obtenção da taxa de inflação trimestral, com frequência trimestral. O hiato do produto foi obtido extraíndo a tendência do logaritmo da série do PIB, obtida pelo filtro HP com parâmetro igual a 1600, conforme sugerido por Hodrick e Prescott (1997) para dados trimestrais.

Na estimação da regra da política monetária, utilizando dados com frequência mensal, foram empregadas as mesmas séries originais da Selic e do IPCA utilizadas na obtenção dos dados trimestrais. Na construção do hiato do produto real mensal foi utilizada a série do PIB real mensal, com ajuste sazonal, elaborado pela

Fundação Getúlio Vargas (FGV).¹⁰ As observações com frequência mensal, de todas as variáveis, em cada mês, foram acumuladas trimestralmente (usando um cálculo idêntico ao adotado para os dados com frequência trimestral) e computadas a partir de seus valores observados no mês corrente e nos dois meses anteriores. O hiato, de cada mês, foi computado extraindo-se a tendência do logaritmo da série mensal do PIB real da FGV, acumulado no trimestre encerrado no mês corrente, com o filtro HP e com o parâmetro do filtro igual a 14400. O período de estimação para os dados mensais vai de 2000/03 até 2017/09, enquanto a estimação trimestral compreende o período entre 1999 T1 e 2017 T3.

Para a estimação da regra de política fiscal, com dados com frequência trimestral, foram utilizadas as séries de receita e despesa primárias do governo federal a preços correntes disponibilizadas pelo Tesouro Nacional.¹¹ Ambas as séries foram ajustadas para desconsiderar as receitas e as despesas não recorrentes.¹² Além destas duas variáveis, também foram utilizados o hiato do produto e a dívida líquida do governo federal. A série do hiato do produto também foi obtida a partir dos dados do PIB trimestral real dessazonalizado do IBGE, mas os valores adotados foram os acumulados nos quatro últimos trimestres. Todas as séries com frequência trimestral, no caso da política fiscal, utilizaram os dados acumulados nos quatro últimos trimestres. A série da dívida é disponibilizada pelo BCB.¹³ A receita, a despesa e a dívida a preços correntes foram expressas em percentuais do PIB a preços correntes e referem-se aos valores acumulados nos últimos quatro trimestres. O PIB nominal trimestral é também disponibilizado pelo IBGE.¹⁴ A estimação desta regra utilizou dados do período que vai de 1999 T1 a 2017 T3.

A regra da política fiscal também foi estimada a partir de dados com frequência mensal. Para tanto, foram consideradas as mesmas séries originais de receita, despesa, dívida e PIB nominal da estimação trimestral. A diferença é que as séries com frequência mensal foram computadas a partir dos valores acumulados nos doze últimos meses. A série de hiato foi obtida utilizando-se a série de PIB real da FGV. Novamente, a diferença é que os dados mensais foram obtidos tomando-se o logaritmo dos valores acumulados nos últimos doze meses e, após esta transformação, obtivemos o hiato do produto com o filtro HP. Devido à grande instabilidade do

10. A metodologia detalhada utilizada na cálculo do PIB-FGV pode ser obtida em: <<https://goo.gl/9qFrKn>>. Acesso em: 9 jul. 2018.

11. As séries de receita e despesa utilizadas podem ser obtidas no *site* do Tesouro Nacional: <<https://goo.gl/DcCZRS>>. Acesso em: 9 jul. 2018.

12. Entendem-se como receitas e despesas não recorrentes aquelas relacionadas a concessões, dividendos e capitalização da Petrobras. Estas séries podem ser obtidas também pelo *site* do Tesouro Nacional na mesma tabela em que estão as séries de receitas e despesas utilizadas.

13. Série 4468 do BCB.

14. Série 4380 do BCB.

período pós-2013, optou-se por estimar a regra da política fiscal, utilizando dados com frequência mensal, nos períodos 2000/03 e 2013/12.

5 A ESTIMAÇÃO DAS REGRAS DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL E A DATAÇÃO DAS DIVERSAS COMBINAÇÕES DOS REGIMES DE POLÍTICA IDENTIFICADOS E ESTIMADOS

5.1 Identificação, especificação e estimação das regras das políticas monetária e fiscal

A identificação da regra de política monetária foi feita considerando-se que a matriz A , com as relações contemporâneas entre as variáveis (ver descrição do modelo na seção da metodologia), seja triangular inferior. Ou seja, foram impostas as seguintes relações contemporâneas entre as variáveis: a taxa de juros não é afetada contemporaneamente pela taxa de inflação e pelo hiato do produto; a taxa de inflação é afetada contemporaneamente pela taxa de juros; e o hiato do produto é afetado contemporaneamente tanto pela inflação quanto pelos juros. Já na regra de política fiscal consideramos uma identificação similar à proposta por Perotti (2008), onde: a despesa é contemporaneamente exógena; a despesa e o hiato afetam contemporaneamente a receita; a dívida é afetada contemporaneamente pela despesa e pela receita; e o hiato é afetado contemporaneamente pela despesa e pela dívida. As duas identificações consideradas podem ser vistas a seguir.

$$\text{Monetária: } \begin{bmatrix} x & 0 & 0 \\ x & x & 0 \\ x & x & x \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Selic \\ IPCA \\ Hiato \end{bmatrix}; \quad \text{Fiscal: } \begin{bmatrix} x & 0 & 0 & 0 \\ x & x & 0 & x \\ x & x & x & 0 \\ x & 0 & x & x \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Despesa \\ Receita \\ Dívida \\ Hiato \end{bmatrix}.$$

Os coeficientes de longo prazo, como em Davig e Leeper (2011), é que serão utilizados na calibração do modelo DSGE. Estes coeficientes foram obtidos por meio de 100.000 extrações dos parâmetros da distribuição *a posteriori* do modelo MS-SBVAR de cada regra de política (monetária ou fiscal). Para cada uma das 100.000 extrações destes parâmetros foi calculado o coeficiente de longo prazo. O valor da mediana dos coeficientes de longo prazo, nas 100.000 extrações, foi utilizado como o coeficiente de longo prazo nas equações das regras de política do modelo DSGE. As equações utilizadas no modelo DSGE são reapresentadas a seguir.¹⁵

15. No apêndice são apresentadas as estimações completas de ambas as regras.

$$\begin{aligned}
 r_t &= \alpha_0(S_t^M) + \alpha_\pi(S_t^M)\pi_t + \alpha_y(S_t^M)o_t + \sigma_r(S_t^M)\varepsilon_t^r \\
 \tau_t &= \gamma_0(S_t^f) + \gamma_b(S_t^f)b_{t-1} + \gamma_y(S_t^f)o_t + \gamma_g(S_t^f)g_t + \sigma_\tau(S_t^f)\varepsilon_t^\tau \\
 P &= [p_{ij}]; \quad p_{ij} = P_r\{S_{t=i}|S_{t-1=j}\}; \quad i, j = 1, 2,
 \end{aligned}$$

em que: r_t é a taxa de juros nominal, π_t é a taxa de inflação, o_t é o hiato do produto, τ_t é razão receitas/PIB, g_t é a razão despesas/PIB; b_{t-1} é a razão dívida/PIB; ε_t^r é o choque monetário; ε_t^τ é o choque tributário; α_0 e γ_0 são constantes; α_π é o coeficiente de longo prazo da inflação; γ_b é o coeficiente de longo prazo da dívida; γ_g é o coeficiente de longo prazo das despesas; σ_r e σ_τ são as variâncias de cada regra; α_y e γ_y são os coeficientes de longo prazo do hiato do produto nas regras monetária e fiscal, respectivamente. Além disso, (S_t^M) e (S_t^f) é uma variável aleatória que evolui de acordo com uma matriz de probabilidades de transição P e que assume, em cada período t , um de dois valores diferentes, ou seja, indicando que os parâmetros (intercepto e inclinação) e as variâncias dependem do regime em que se encontra cada regra.

Por fim, é importante destacar que a metodologia empregada busca superar o problema de endogeneidade que poderia surgir se as regras das políticas monetária ou fiscal fossem estimadas por meio de um modelo com uma única equação. Sabe-se que esse problema não é tão crítico na estimação da regra de política monetária, já que há, neste caso, um certo consenso na ordem de causalidade entre as variáveis consideradas. Entretanto, esse mesmo consenso não ocorre na estimação da regra de política fiscal, o que torna a estimação por meio de um modelo MS-SBVAR mais adequada.

5.1.1 Regra de política monetária

Antes de discutir os resultados encontrados, é importante fazer alguns comentários sobre a forma funcional escolhida. Como pôde ser visto em (45), a função de reação da autoridade monetária é do tipo *backward-looking*. Diferentemente de Clarida, Galí e Gertler (2000), as ações da política monetária corrente não foram postas como explicitamente dependentes da expectativa da inflação futura. Isto foi feito por não haver consenso sobre o melhor indicador para a inflação esperada pelo BCB.

Ademais, muitos autores, como Svensson (1999), Walsh (1997) e Rogoff (1985), utilizam a variável “meta de inflação” na função de reação. Entretanto, optou-se, neste trabalho, por não introduzir tal variável por dois motivos. Primeiro, o modelo já não é parcimonioso, e, ao se introduzir mais variáveis, reduzem-se os graus de liberdade. Segundo, porque o BCB não está, necessariamente, mirando o centro da meta a todo momento em que altera sua taxa de juros. Como se sabe, o sistema de metas de inflação implementado no Brasil atua dentro de uma faixa (banda).

No que se refere à introdução de variáveis como câmbio e reservas internacionais, além da preocupação com a falta de graus de liberdade, entendeu-se que, no período analisado, o BCB não possuía metas para a taxa de câmbio ou para o nível de reservas internacionais a serem atingidas pelo país. Por fim, como apontam Taylor e Williams:

if one looked carefully through the simulation results from different models, one could see that the better policy rules had three general characteristics: (1) an interest rate instrument performed better than a money supply instrument, (2) interest rate rules that reacted to both inflation and real output worked better than rules which focused on either one, and (3) interest rate rules which reacted to the exchange rate were inferior to those that did not (Taylor e Williams, 2010).

Note que o modelo adotado é de uma economia fechada, mas, como argumentado anteriormente, as regras de política monetária de uma economia fechada ou aberta seriam idênticas.

Ao todo foram testados dois modelos com dois estados e com duas defasagens das variáveis, e um modelo sem mudança markoviana de regime e com duas defasagens das variáveis. Os modelos adotados diferem dos estimados por Davig e Leeper (2011), ao admitirem apenas uma única cadeia de Markov, com dois estados, para estimar a matriz de transição dos parâmetros e das variâncias dos resíduos da regra de política. Não foi necessário o uso de uma matriz de transição “agregada”.

A escolha de duas defasagens foi feita com base nos critérios de informação SC (Schwarz) e AIC (Akaike).¹⁶ Após a escolha das defasagens, foi escolhido o modelo com maior valor da densidade marginal para os dados – *marginal data density* (MDD) –, segundo três métodos (Waggoner-Zha, Muller e Bridge).¹⁷ Os valores da MDD de cada modelo, suas descrições completas e os respectivos graus de liberdade na estimação podem ser obtidos junto aos autores. O modelo escolhido permite alternância markoviana nos coeficientes da equação da Selic e nas variâncias de todas as equações do SBVAR.

Na tabela 1 podemos verificar os coeficientes de longo prazo da regra de política monetária. De acordo com o princípio de Taylor, quando o coeficiente de longo prazo da taxa de inflação na regra da política monetária é maior do que a unidade, a autoridade monetária está agindo ativamente. Além disso, Taylor e Williams (2010) argumentam que “*in most existing macroeconomic models, this condition (or some close variant of it) must be met for a unique stable rational expectations to exist*”.¹⁸ Obtivemos um valor deste coeficiente na regra de política monetária maior do que a unidade nos dois estados

16. Resultados do teste de seleção de defasagens podem ser obtidos no apêndice.

17. Para detalhes sobre os métodos, ver Sims, Waggoner e Zha (2008), Liu, Waggoner e Zha (2011) e Meng e Wong (1996), respectivamente.

18. Para maior aprofundamento, ver Woodford (2003).

identificados. Deste modo, optou-se por classificar os estados da política monetária como mais (+AM) ou menos ativo (-AM). Outro ponto a ser destacado refere-se à resposta da Selic quanto ao hiato. No estado 2 o BCB responde mais fortemente ao hiato do que no estado 1. Os sinais dos coeficientes estão todos de acordo com o que a literatura prevê. Tanto um aumento da taxa de inflação quanto um aumento do hiato do produto levam a um aumento da taxa de juros pela autoridade monetária.

O gráfico 1 de probabilidades suavizadas de estado mostra como a política monetária alternou no período analisado. Os resultados sugerem que, entre 1999 e o final de 2003, a política monetária foi mais ativa e com um pouco menos atenção aos movimentos do hiato. Já a partir de 2004 o mesmo gráfico mostra uma alteração de política, passando a configurar um regime em que a política monetária torna-se menos ativa e mais sensível ao hiato do produto.

TABELA 1
Coefficientes de longo prazo da regra de política monetária
(Bandas bayesianas com 68% de probabilidade)

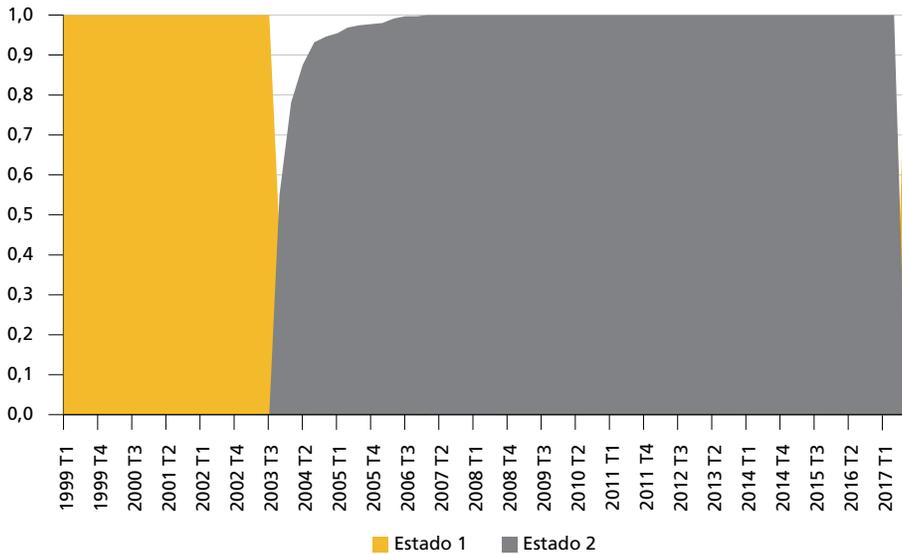
Variáveis	Política monetária mais ativa			Política monetária menos ativa		
	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Dados trimestrais: 1999.I a 2017.III Modelo MS-SBVAR com duas defasagens das variáveis						
Inflação (α_π)	1,61	2,20	3,07	-1,12	1,69	4,35
Hiato (α_y)	0,27	0,91	2,13	-5,39	1,14	6,89
Dados mensais: 2000.12 a 2017.09 (com hiato calculado a partir do PIB mensal da FGV) Modelo MS-SBVAR com duas defasagens das variáveis						
Inflação (α_π)	1,69	2,07	2,59	0,09	1,58	3,14
Hiato (α_y)	0,96	1,44	2,30	-6,31	1,59	7,77

Elaboração dos autores.

- Obs.: 1. Na calibração do modelo MS-DSGE foram utilizadas as estimativas obtidas com os dados trimestrais, já que não há um dado do PIB mensal real oficial. Os resultados com dados mensais estão sendo reportados para se identificar a robustez das estimativas trimestrais.
2. A mediana e as bandas dos coeficientes de longo prazo foram obtidas a partir de uma amostra contendo 100.000 extrações de seus valores. Estas extrações foram obtidas a partir de 100.000 extrações da distribuição *a posteriori* dos parâmetros do modelo MS-SBVAR.
3. No modelo MS-SBVAR selecionado, apenas os parâmetros da regra de política monetária e as variâncias dos resíduos de todas as equações mudam com o regime.
4. As medianas e as bandas dos coeficientes desta equação do MS-SBVAR podem ser encontradas na tabela A.5, no apêndice. Nos gráficos A.1 e A.2, no apêndice, são apresentadas as frequências dos valores dos coeficientes de longo prazo no intervalo determinado pela banda de 68%. O valor da MDD do modelo com parâmetros e variâncias variando, com o regime, é significativamente maior do que o com apenas variâncias alternando-se com o regime (ver tabela A.3, no apêndice).

GRÁFICO 1

Probabilidades suavizadas dos estados da política monetária (1999-2017)



Elaboração dos autores.

As variâncias dos resíduos de cada equação, nos dois estados, são apresentadas nas matrizes $Zeta1$ e $Zeta2$. Quanto maior o valor do elemento da diagonal da matriz $Zeta2$, menor é a variância no resíduo da equação respectiva, no regime 2, e mais informação há nos dados. Deste modo, observa-se que as variâncias dos resíduos das duas primeiras equações são maiores no estado 1 do que no estado 2.

$$Zeta1 = \begin{bmatrix} 1,0 & 0,0 & 0,0 \\ 0,0 & 1,0 & 0,0 \\ 0,0 & 0,0 & 1,0 \end{bmatrix}, Zeta2 = \begin{bmatrix} 2,6 & 0,0 & 0,0 \\ 0,0 & 4,0 & 0,0 \\ 0,0 & 0,0 & 0,6 \end{bmatrix}.$$

5.1.2 Regra de política fiscal

Em geral, existem diversos tipos de variáveis fiscais que podem ser utilizadas pelo governo como instrumento de política fiscal. Os impostos, pelo lado das receitas, e os gastos e as transferências, pelo lado das despesas, são os principais instrumentos comumente utilizados. Na grande parte dos trabalhos elaborados sobre regra de política fiscal, o superávit primário ou as receitas como proporção do PIB são escolhidos como variáveis dependentes. Já no que se refere às variáveis independentes, em geral, são escolhidos a dívida pública como proporção do PIB, o hiato do produto, a taxa de inflação e os gastos correntes como proporção do PIB, além da própria variável dependente defasada.

É evidente que a forma de especificação da regra de política fiscal está associada ao entendimento existente sobre como o governo provavelmente atua em relação à sua política fiscal. Neste sentido, optamos por seguir a proposta sugerida por Perotti (2008), já que é plenamente aceitável a mesma especificação para o Brasil.

Assim como no processo de estimação da regra de política monetária, foram testados dois modelos com dois estados, com uma defasagem, e um modelo sem mudança markoviana de regime, com uma defasagem. O procedimento de seleção do modelo foi o mesmo adotado na escolha do modelo da regra de política monetária.¹⁹ Deste modo, o modelo escolhido tem uma defasagem e há mudança markoviana de regime tanto nos parâmetros da equação da receita quanto na variância de todas as equações do MS-SBVAR.

TABELA 2
Coefficientes de longo prazo da regra de política fiscal
 (Bandas bayesianas com 68% de probabilidade)

Variáveis	Política fiscal passiva_H+			Política fiscal passiva_H-		
	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Dados trimestrais: 1999.I a 2017.III Modelo MS-SBVAR com uma defasagem das variáveis						
Despesa (γ_g)	-1,56	0,40	2,51	-1,47	-0,08	0,88
Dívida (γ_b)	-0,54	0,21	0,96	-0,40	0,14	0,58
Hiato (γ_f)	-13,47	4,24	17,09	-16,76	-5,35	0,48
Dados mensais: 2000.12 a 2013.12 (com hiato obtido a partir do PIB real mensal da FGV) Modelo MS-SBVAR com duas defasagens das variáveis						
Despesa (γ_g)	-0,28	0,81	1,92	-1,06	0,58	2,21
Dívida (γ_b)	-0,46	0,17	0,79	-0,70	0,22	1,16
Hiato (γ_f)	-17,88	4,24	18,98	-57,16	-5,49	59,16

Elaboração dos autores.

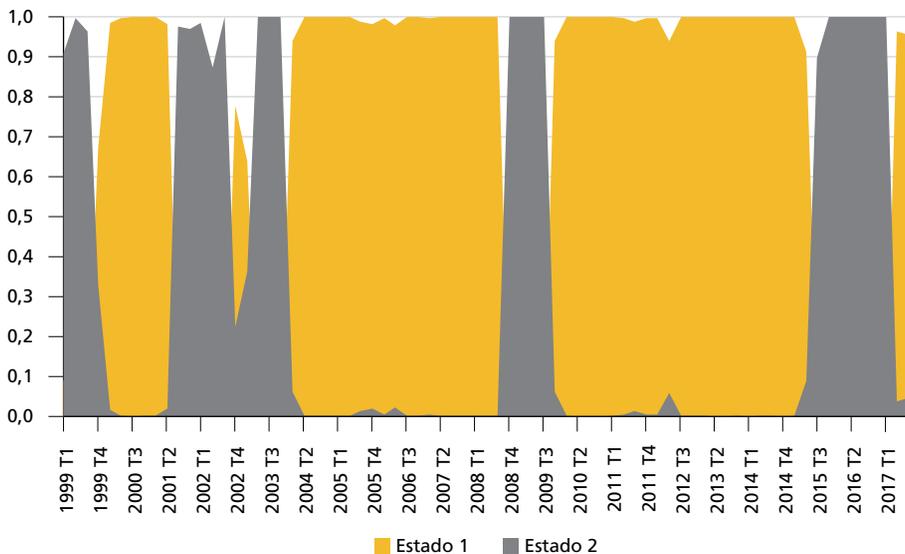
- Obs.: 1. Na calibração do modelo MS-DSGE foram utilizadas as estimativas obtidas com os dados trimestrais, já que não há um dado do PIB mensal real oficial. Os resultados com dados mensais estão sendo reportados para se identificar a robustez das estimativas trimestrais.
2. A mediana e as bandas dos coeficientes de longo prazo foram obtidas a partir de uma amostra contendo 100.000 extrações de seus valores. Estas extrações foram obtidas a partir de 100.000 extrações da distribuição *a posteriori* dos parâmetros do modelo MS-SBVAR.
3. No modelo MS-SBVAR selecionado apenas os parâmetros da regra da política fiscal e as variâncias dos resíduos de todas as equações mudam com o regime.
4. A amostra com os dados mensais para a política fiscal vai até 2013, com o objetivo de excluir o período recente com grande incerteza sobre a política fiscal. Para a amostra trimestral esta exclusão não foi feita, devido ao pequeno tamanho da amostra.
5. As bandas de longo prazo são calculadas numericamente e de forma imprecisa. Nos gráficos A.3 e A.4, no apêndice, são apresentadas as frequências dos valores dos coeficientes de longo prazo no intervalo determinado pela banda de 68%. As medianas e as bandas dos coeficientes desta equação do MS-SBVAR são mais precisas e podem ser encontradas na tabela A.6, no apêndice. O valor da MDD do modelo com parâmetros e variâncias variando, com o regime, é significativamente maior do que o com apenas variâncias alternando-se com o regime (ver tabela A.4, no apêndice).

19. Todos os modelos com seus valores de MDD, descrição completa e respectivos graus de liberdade podem ser vistos no apêndice.

Na tabela 2 podemos observar os coeficientes de longo prazo da regra de política fiscal. Seguindo a classificação proposta por Davig e Leeper (2011), quando o coeficiente da dívida é positivo isso significa que a política fiscal é passiva, ou seja, que o governo atua de modo a elevar as receitas quando há uma elevação da dívida. Já no que se refere à atuação da autoridade fiscal em relação ao nível de atividade, observa-se que o sinal positivo do coeficiente do hiato do produto, na regra de política fiscal, mostra que a política fiscal foi pró-cíclica neste período. Ou seja, em momentos de expansão da atividade econômica o governo aumentou suas receitas como proporção do PIB. O contrário deve ocorrer nos momentos de recessão. O hiato do produto negativo é interpretado como uma política fiscal anticíclica.

GRÁFICO 2

Probabilidades suavizadas dos estados da política fiscal (1999-2017)



Elaboração dos autores.

Segundo os resultados obtidos, a política fiscal foi passiva durante todo o período analisado. E a intensidade da resposta da autoridade fiscal à dívida é similar em ambos os períodos. Sendo assim, optou-se por classificar a política fiscal apenas como passiva. A despeito da resposta similar aos movimentos da dívida, a resposta ao hiato é completamente diferente entre os estados identificados. Neste sentido, a diferenciação da política fiscal será feita com base na resposta da receita ao hiato. Os resultados sugerem que, no estado 1, a política fiscal foi pró-cíclica (PF_H+), enquanto no estado 2 ela foi fortemente anticíclica (PF_H-). Ao analisarmos o gráfico 2, de probabilidade suavizadas de estado da política fiscal, podemos observar que os resultados parecem indicar que, no ano de 1999, a política fiscal foi passiva e anticíclica.

Já nos dois anos seguintes, a política fiscal passa a ser pró-cíclica. O superávit primário do governo central, acumulado em doze meses em percentual do PIB, elevou-se nesse período acompanhando o crescimento do produto. Entre 2001 T3 e 2004 T1, a política fiscal passou a ser, em grande parte, anticíclica. No início da crise econômica, a política fiscal passa a ser anticíclica. Os resultados no período de 2010 T1 a 2014 T4 indicam que a política fiscal tenha sido pró-cíclica. Por fim, o último período datado pelos resultados sugere-nos que a política fiscal tenha voltado a ser anticíclica após 2015 T1.

Pelas matrizes $Zeta1$ e $Zeta2$, a variância dos resíduos da equação 1, equação da receita, no estado 1 é maior do que no estado 2. Ou seja, há uma incerteza maior durante o primeiro estado.

$$Zeta1 = \begin{bmatrix} 1,00 & 0,00 & 0,00 & 0,00 \\ 0,00 & 1,00 & 0,00 & 0,00 \\ 0,00 & 0,00 & 1,00 & 0,00 \\ 0,00 & 0,00 & 0,00 & 1,00 \end{bmatrix}; \quad Zeta2 = \begin{bmatrix} 1,23 & 0,00 & 0,00 & 0,00 \\ 0,00 & 0,16 & 0,00 & 0,00 \\ 0,00 & 0,00 & 0,36 & 0,00 \\ 0,00 & 0,00 & 0,00 & 0,12 \end{bmatrix}.$$

Observando o coeficiente da despesa, a hipótese sobre o comportamento da autoridade fiscal do tipo *pay-as-you-go* é consistente com os nossos resultados no estado 1, mas não no estado 2. Cabe adiantar que não vamos usar os coeficientes da despesa na calibragem do DSGE. Assim como em Davig e Leeper (2011), a despesa no modelo DSGE não entra na regra da política fiscal, pois esta exclusão permite-nos obter o efeito isolado de um choque nos gastos.

Além dos sinais, podemos fazer o mesmo teste que Davig e Leeper (2011) e verificar se, na política fiscal passiva, o valor do coeficiente da dívida, na regra de política fiscal, é superior à taxa de juros real trimestral. A ideia é que uma política fiscal passiva deveria provocar uma elevação das receitas em uma magnitude capaz de superar o acréscimo dos gastos financeiros sobre a dívida. Neste sentido, a taxa de juros real média trimestral é de 1,42%, e os coeficientes em ambos os estados (0,21 e 0,14) são superiores a 0,0142.²⁰

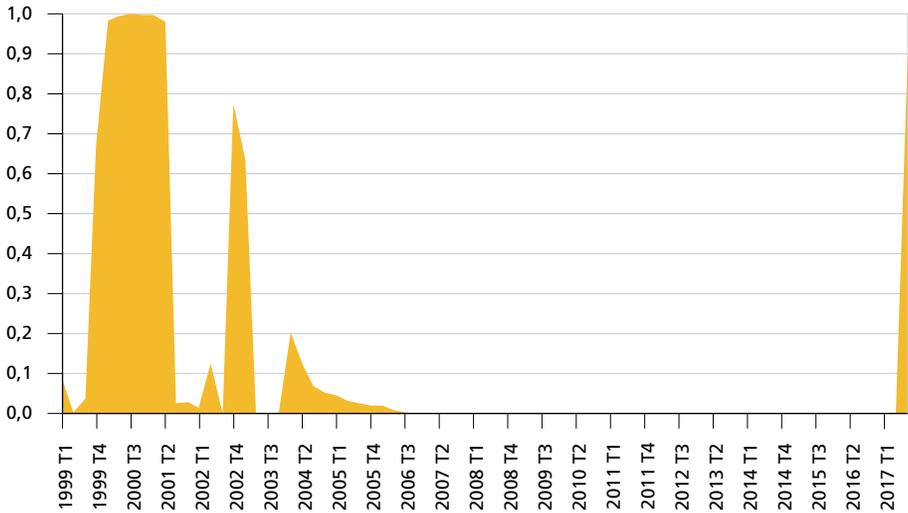
5.2 A datação das diversas combinações dos regimes de política identificados e estimados

Pelos motivos já expostos acredita-se que a análise isolada, tanto da política fiscal quanto da política monetária, não é suficiente para explicar de forma completa os fatos ocorridos na economia. Os gráficos de 3 a 6 reúnem as diversas interações ocorridas entre as políticas monetária e fiscal, levando-se em consideração as probabilidades de estar em determinado regime, em cada instante de tempo.

20. Este valor foi calculado por meio das mesmas séries de Selic e IPCA utilizadas neste trabalho. Para tanto, considerou-se o valor médio do período analisado.

GRÁFICO 3

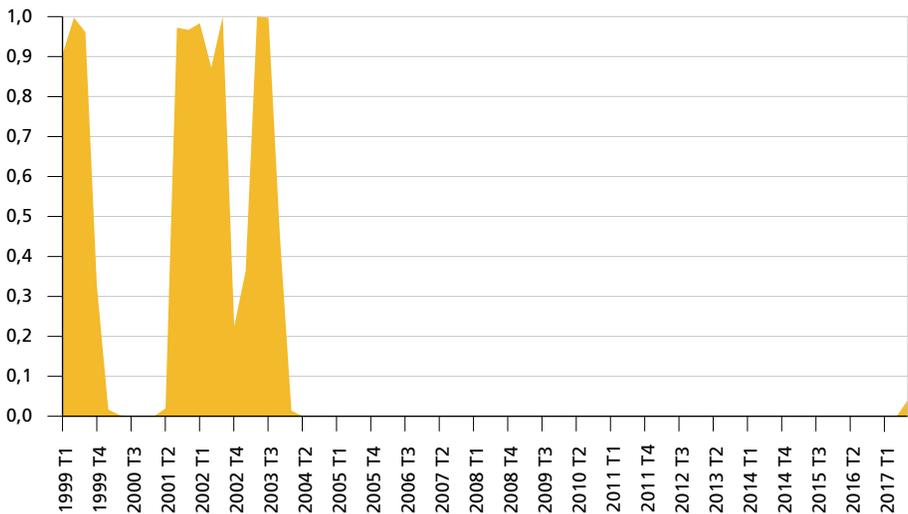
Probabilidades suavizadas de que haja uma combinação de uma política monetária mais ativa com uma política fiscal passiva e pró-cíclica: +AM/PF_H+ (1999-2017)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4

Probabilidades suavizadas de que haja uma combinação de uma política monetária mais ativa com uma política fiscal passiva e anticíclica: +AM/PF_H- (1999-2017)



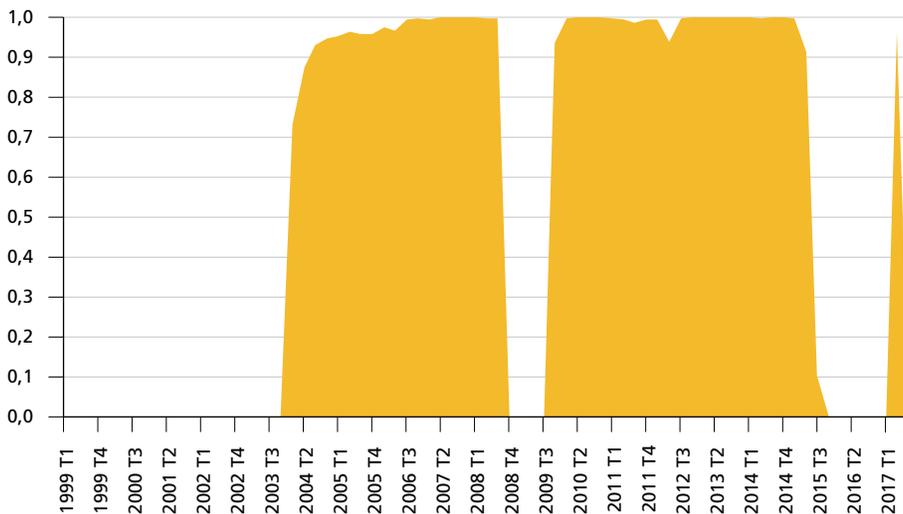
Elaboração dos autores.

O gráfico 3 e 4 mostram a combinação de regimes quando a política monetária foi mais ativa. No primeiro caso, a política monetária mais ativa é acompanhada de uma política fiscal passiva e pró-cíclica. Entre 2000 e 2001 T3, a taxa de inflação atingiu 6%, em média. Comparando com a taxa acumulada em doze meses ao final de 1999, ela ficou 2% abaixo nesse período. Já a taxa de juros nominal reduziu-se de 25% para 16% no mesmo período. Portanto, indicando uma sensibilidade elevada do BCB ao movimento da inflação. Quanto à política fiscal, as receitas parecem acompanhar a taxa de crescimento do produto positivamente. Entre 1999 e meados do ano 2000, a taxa de real de crescimento das receitas atinge 12%, acompanhando o crescimento do PIB real, saindo de negativo, ao final de 1999, para 3,8%, em meados de 2000. A redução no ritmo do crescimento das receitas (redução pela metade) a partir da segunda metade do ano 2000 até 2001 T3 parece em linha com a taxa de crescimento menor do produto neste período.

No segundo caso, gráfico 4, a combinação de regimes prevalecente é a de política monetária mais ativa e fiscal passiva anticíclica. Ou seja, a atuação do BCB permanece como antes de 2001 T3, mas há alteração em relação ao comportamento da política fiscal no que se refere à sensibilidade aos movimentos do produto. De certo modo, há uma redução no ritmo de crescimento das receitas, ao contrário do que ocorre com o ritmo de crescimento do produto na primeira metade do período indicado pelo gráfico.

GRÁFICO 5

Probabilidades suavizadas de que haja uma combinação de uma política monetária menos ativa com uma política fiscal passiva e pró-cíclica: -AM/PF_H+ (1999-2017)



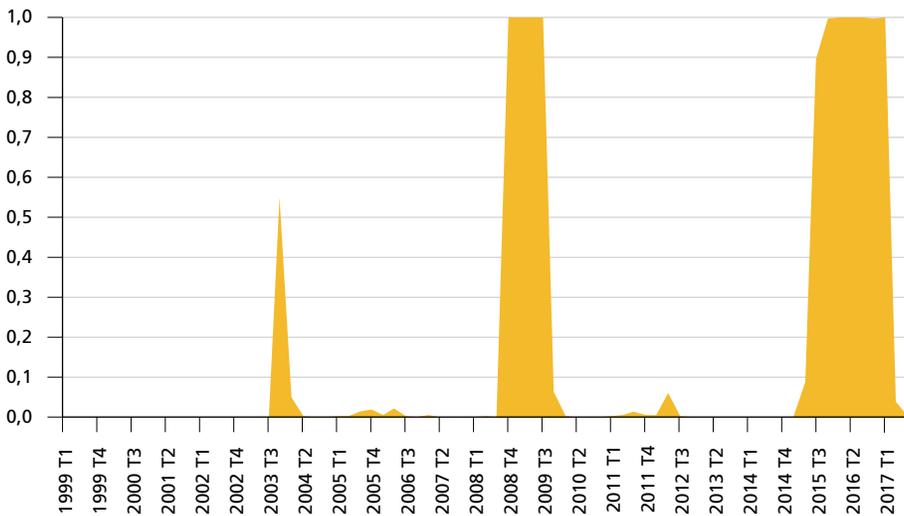
Elaboração dos autores.

O gráfico 5 mostra o período em que vigorou o regime de política monetária menos ativa e de fiscal passiva pró-cíclica. O primeiro período (2004-2008) pode ser separado em dois subperíodos. No primeiro subperíodo (2004-2005) tem-se forte queda da taxa de inflação acumulada em doze meses, saindo de 7,5% para 3%. No segundo subperíodo (2006-2008) tem-se forte elevação da taxa de inflação, que passa de 3% para 6%. A taxa média de crescimento do PIB real, acumulado em doze meses, foi de 4,12 e 4,87 no primeiro e no segundo subperíodos, respectivamente. Por outro lado, a taxa de juros nominal acumulada em doze meses passou de 22% para 19% no primeiro subperíodo, e de 19% para 11% no segundo. Portanto, os resultados parecem explicar bem a postura do BCB nesse período, ou seja, de menor resposta aos movimentos da taxa de inflação.

Já no segundo período, entre 2010 e 2015, a taxa de inflação passou de 4,5% para mais de 10% ao final do período, também captando uma leniência maior do BCB com relação à inflação.

GRÁFICO 6

Probabilidades suavizadas de que haja uma combinação de uma política monetária menos ativa com uma política fiscal passiva e anticíclica: -AM/PF_H- (1999-2017)



Elaboração dos autores.

No que se refere à política fiscal, ela é passiva durante todos os dois períodos e pró-cíclica. De fato, as receitas apresentaram um aumento real de 7,7% e 4%, em média, no primeiro e no segundo períodos, respectivamente. Esse aumento de receitas acompanhou o crescimento médio do PIB real de 4,57% e 2,64%, respectivamente, no primeiro e no segundo períodos. Por fim, cabe ressaltar que

a dívida como proporção do PIB reduz-se drasticamente em ambos os períodos. Ela começa em 33%, no início de 2004, e chega a 23%, ao final de 2008. Já no segundo período, ela passa de 28%, no início de 2010, para 20%, ao final de 2015.

O período coberto pela combinação de um regime de política monetária menos ativa e fiscal anticíclica é apresentado no gráfico 6. Primeiramente, cabe mencionar que houve elevação da dívida/PIB nesses períodos, com destaque para os anos pós-2015, em que a dívida elevou-se rapidamente de 20% para 38% ao final do terceiro trimestre de 2017. Além disso, a taxa média de crescimento do produto foi próxima de zero em 2009 e negativa após 2015.

No modelo DSGE, as probabilidades de ocorrência das diversas combinações de regimes das políticas monetária e fiscal são obtidas da seguinte forma: $P = P^M \otimes P^F$

$$P^M = \begin{bmatrix} 0,9540 & 0,0460 \\ 0,0001 & 0,9999 \end{bmatrix}, \quad P^F = \begin{bmatrix} 0,9208 & 0,0792 \\ 0,2031 & 0,7969 \end{bmatrix},$$

$$P = \begin{bmatrix} 0,8784 & 0,0756 & 0,0424 & 0,0036 \\ 0,1938 & 0,7602 & 0,0093 & 0,0367 \\ 0,0001 & 0,0000 & 0,9207 & 0,0792 \\ 0,0000 & 0,0001 & 0,2031 & 0,7968 \end{bmatrix}.$$

6 A CALIBRAÇÃO DE PARÂMETROS E RESULTADOS EMPÍRICOS OBTIDOS COM O MODELO MS-DSGE

6.1 A calibração

O modelo foi calibrado utilizando os valores apresentados na tabela 3. Para o cálculo da taxa de desconto intertemporal de 0,986 utilizou-se uma taxa de juros real de 5,8% ao ano (a.a.), o que corresponde a 1,42% ao trimestre. A taxa de juros real média foi calculada utilizando o mesmo período considerado na estimação da regra monetária. O percentual de tempo alocado no trabalho foi obtido a partir de média ponderada feita com os dados de horas trabalhadas disponibilizados pelo IBGE em 2014.²¹ A elasticidade da oferta de trabalho em relação ao salário e a elasticidade de substituição intertemporal do consumo seguem Davig e Leeper (2011). Já a elasticidade de juros dos saldos reais segue Ornellas (2011). O *markup* (dos preços sobre o custo marginal) e a parcela de firmas que não podem ajustar seus preços a cada momento estão de acordo com o que geralmente é considerado em trabalhos internacionais. Particularmente, adotamos os valores utilizados por Davig e Leeper (2011). Para a taxa de inflação, em estado estacionário, adotamos a meta anual de 4,5% perseguida pelo BCB. Já o parâmetro δ , que expressa a velocidade da base monetária, segue Vieira e Pereira (2016).

21. Para mais detalhes, ver: <<https://goo.gl/ia675v>>. Acesso em: 10 jul. 2018.

TABELA 3
Descrição dos parâmetros do modelo

Parâmetros calibrados		
β	0,986	Taxa de desconto intertemporal (para 5,8% a.a.)
σ	1	Elasticidade de substituição intertemporal do consumo
η	1	Elasticidade da oferta de trabalho em relação ao salário
κ	2,3	Elasticidade de juros da demanda real por moeda
δ	4,46	Velocidade da base monetária
μ	1,15	<i>Markup</i> das firmas em relação aos preços
ϕ	0,66	Parcela de firmas que não podem alterar preços
Z	1	Parâmetro tecnológico em estado estacionário
χ	0,25	Parcela de tempo alocada em trabalho em estado estacionário
$\bar{\pi}$	0,045	Taxa de inflação em estado estacionário
\bar{B}	0,2878	Razão entre a dívida do governo e o PIB em estado estacionário
\bar{G}	0,1673	Razão entre o gasto do governo e o PIB em estado estacionário
ρ	0,89	Grau de persistência dos gastos do governo
Parâmetros estimados – regra de política monetária		
$\alpha_{\pi 1}$	2,2030	Coefficiente de longo prazo da inflação no regime 1
$\alpha_{\pi 2}$	1,6851	Coefficiente de longo prazo da inflação no regime 2
$\alpha_{y 1}$	0,9106	Coefficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 1
$\alpha_{y 2}$	1,1373	Coefficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 2
Parâmetros estimados – regra de política fiscal		
$\gamma_{b 1}$	0,2073	Coefficiente de longo prazo da dívida pública no regime 1
$\gamma_{b 2}$	0,1367	Coefficiente de longo prazo da dívida pública no regime 2
$\gamma_{y 1}$	4,2352	Coefficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 1
$\gamma_{y 2}$	-5,3526	Coefficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 2

Elaboração dos autores.

Assim como em Davig e Leeper (2011), o parâmetro tecnológico foi fixado em um ($Z = 1$), normalizando o nível determinístico do produto para ser igual à unidade no estado estacionário. As firmas produtoras de bens intermediários utilizam uma função de produção com retornos constantes de escala. Por fim, o grau de persistência dos gastos, bem como sua variância, foram obtidos por meio da estimação da equação $\log(G_t) = \log(\bar{G})(1 - \rho) + \rho \log(G_{t-1}) + \varepsilon_t$. Usamos o \log das despesas reais (deflacionadas pelo IPCA a preços de 2017) acumuladas em doze meses. Após retirar a tendência via filtro HP, estimamos esses dois parâmetros, a saber: $\rho = 0,89$ e $\sigma^2 = 0,000955$.

Para obtermos as relações dívida/PIB e despesa/PIB no estado estacionário foram calculadas suas respectivas médias. Cabe lembrar que estas séries são as mesmas utilizadas na estimação da regra de política fiscal. No que tange aos coeficientes de longo prazo (ou multiplicadores de impacto) das regras de políticas fiscal e monetária, estes foram obtidos por meio de 100.000 extrações, da distribuição, *a posteriori*, dos coeficientes de curto prazo de cada equação da regra de política (monetária ou fiscal) do modelo MS-SBVAR. O valor da mediana dos coeficientes de longo prazo, nas 100.000 extrações, foi utilizado como o coeficiente de longo prazo nas equações das regras de política do modelo DSGE. Entretanto, assim como em Davig e Leeper (2011), o coeficiente das despesas do governo, na regra de política fiscal, foi fixado em zero. Isto foi feito para que se pudesse captar melhor o efeito de um choque de gastos do governo. No modelo DSGE os impostos continuam respondendo, porém apenas aos movimentos da dívida e do hiato do produto gerados por alterações nos gastos do governo. Adicionalmente, também não usamos as estimativas dos choques tributário (ε_t^T) e monetário (ε_t^M) obtidos em ambas as regras de política, o que implica que estamos considerando neste trabalho apenas os choques de gastos do governo.

Após a calibragem do DSGE, a solução do modelo foi obtida numericamente. Todos os parâmetros do modelo foram calibrados e não foi feita qualquer estimação de parâmetros. O modelo foi resolvido na sua versão não linear; não houve *log-linearização*. Na solução numérica, para obter o equilíbrio geral dinâmico, foi utilizado o método de mapeamento monotônico, desenvolvido e explicado detalhadamente em Davig e Leeper (2006).

6.2 Os resultados empíricos obtidos com o modelo MS-DSGE

6.2.1 O impacto dinâmico de um estímulo fiscal

Conforme já exposto anteriormente, a política monetária alterna, ao longo do tempo, entre uma política monetária mais ativa (+AM) e uma política monetária menos ativa (-AM), enquanto a política fiscal é passiva durante todo o período analisado. A importante diferença na política fiscal consiste na resposta das receitas ao hiato do produto, sendo pró-cíclica (PF_H+) ou anticíclica (PF_H-). Empiricamente, estamos em uma situação consistente com os pressupostos da teoria da equivalência ricardiana, ou seja, de dominância monetária. O gráfico 7 mostra a função impulso-resposta de um choque de 3,1% (o equivalente a 1 desvio-padrão) nos gastos do governo, condicionada a esses quatro tipos de combinação de regimes de política.

Inicialmente, pode-se ver, no gráfico 7A, que um choque positivo dos gastos do governo aumenta imediatamente o hiato do produto em todos os casos. No entanto, quando a política monetária é mais ativa o hiato aumenta mais.

Isso se deve ao coeficiente do hiato do produto ser menor sob (+AM) do que (-AM). A sensibilidade maior do BC ao hiato na combinação de regimes (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-) faz com que o hiato possa aumentar mais. A autoridade monetária eleva consideravelmente os juros reais, mesmo quando ela é menos ativa, devido ao coeficiente do hiato neste estado ser maior do que no estado em que ela é mais ativa. No gráfico 7C, verifica-se que há queda da taxa de inflação corrente,²² tanto nos casos em que a política monetária é mais ativa quanto nos casos em que ela é menos ativa. Em ambos os casos isto é resultado do elevado tamanho do coeficiente do hiato do produto²³ na regra de política monetária. Uma explicação razoável para este resultado é que, por conta deste elevado coeficiente, quando o governo aumenta seus gastos há a expectativa por parte dos agentes econômicos de uma elevação da taxa de juros real. Esta forte elevação da taxa de juros real leva à redução da expectativa da taxa de inflação futura que, via expectativas, reduz a taxa de inflação corrente. Para que haja equilíbrio no mercado de trabalho, é necessário que a redução da taxa de inflação corrente ocorra com diminuição do salário nominal de tal forma que haja queda do salário real e, portanto, redução da produtividade marginal do trabalho. Por conseguinte, é provável que haja elevação da contratação de mais trabalhadores (aumento da demanda por trabalho) porque a queda da produtividade marginal é acompanhada de queda dos custos marginais das empresas. Pelo lado da oferta de trabalho, há maior disposição em trabalhar mais por duas vias: *i*) pelo aumento da expectativa futura de maiores pagamentos de impostos devido ao aumento de gastos do governo; e *ii*) pela forte elevação dos juros reais, que provoca substituição de consumo hoje por consumo no futuro. A política monetária ativa determina que a taxa de juros nominal seja conduzida de modo a acompanhar a trajetória da taxa de inflação corrente. No entanto, pudemos ver que o coeficiente do hiato do produto é tão elevado que a alteração nas taxas de juros nominais não acompanha a queda da taxa de inflação integralmente, e, com isso, observa-se uma elevação da taxa de juros real. A resposta da autoridade monetária às variações da atividade econômica “domina” o efeito final dos juros reais de modo que este movimento, inclusive, provoca redução da taxa de inflação corrente. Como nos casos em que a política monetária é menos ativa o hiato é maior, não chega a ser surpreendente que as reduções da inflação sejam maiores nestes casos. O consumo privado também se reduz um pouco mais nas combinações

22. O resultado convencional sugere um aumento da taxa de inflação corrente – ver Davig e Leeper (2011). Em Vereda e Cavalcanti (2011), os autores também obtiveram queda imediata da taxa de inflação como resposta a um choque positivo dos gastos do governo. “Em relação à resposta da inflação, como seria de se esperar, o efeito dos choques tende a ser menor, quanto maior o grau de rigidez nominal na economia. Um ponto interessante diz respeito ao efeito inicial de um choque de gasto público sobre a inflação: para valores baixos de rigidez nominal, o aumento do gasto público causa um aumento imediato da inflação (que, posteriormente, cai em virtude do aumento da taxa de juros), enquanto para valores altos de rigidez a inflação começa a cair imediatamente após o choque” (*op. cit.*).

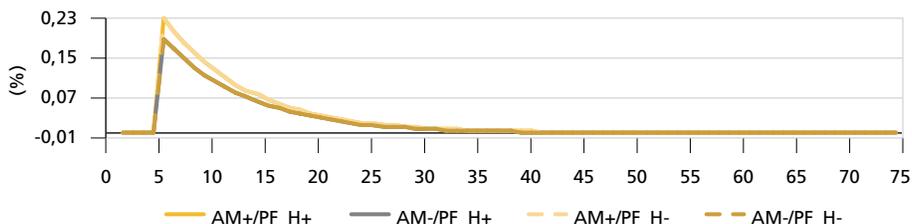
23. Valores dos coeficientes do hiato do produto estão próximos aos estimados por Nunes e Portugal (2009) e Barbosa e Soares (2006). Porém, os trabalhos de Silva e Portugal (2010), Salgado, Garcia e Medeiros (2001) e Minella *et al.* (2003) encontraram valores na faixa [0; 0,5].

de regimes (-AM/PF_H+) e (-AM/PF_H-) do que na combinação de regimes (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-). Resultados estes em linha tanto com a elevação menor do hiato quanto com a elevação maior dos juros reais.

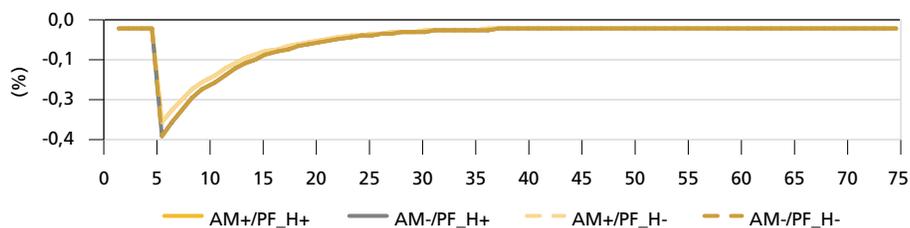
GRÁFICO 7

Função impulso-resposta de um choque de gastos do governo de 3,1%

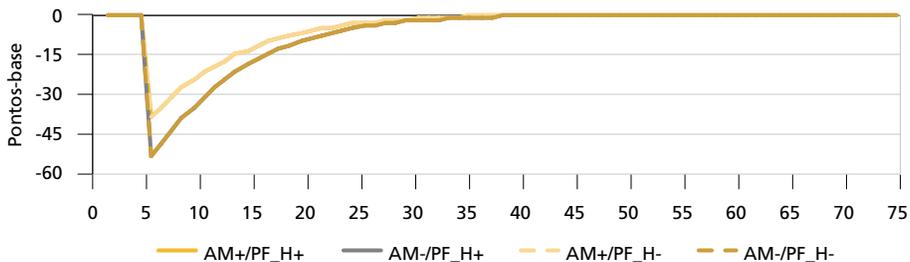
7A – Hiato do produto



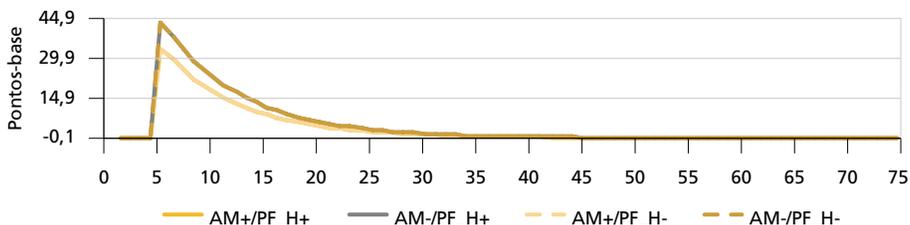
7B – Consumo privado

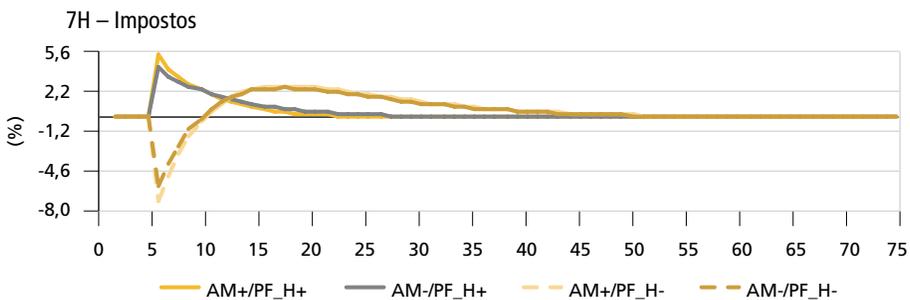
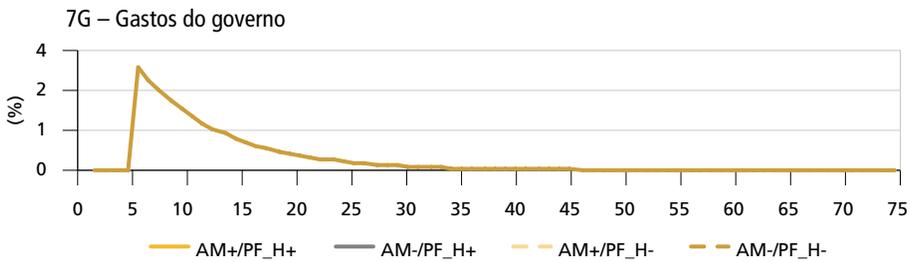
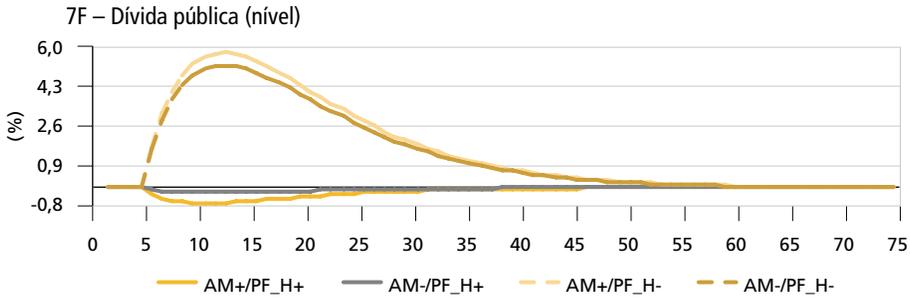
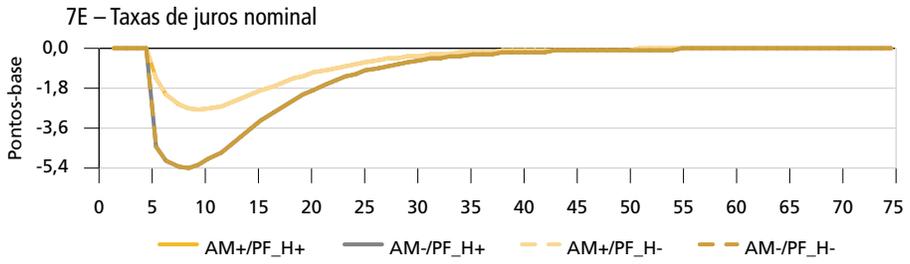


7C – Inflação



7D – Taxas de juros real





Elaboração dos autores.

No que se refere à trajetória da dívida pública, pode-se ver que, nas combinações em que a política fiscal é anticíclica, o aumento da dívida é maior. Isto está em linha com a elevação do hiato que tem como resposta uma redução forte dos impostos. Soma-se a isto, na combinação de regimes (-AM/PF_H-), que os juros reais são mais elevados, fazendo com que o valor da emissão de títulos seja maior. A pergunta a se fazer é: por que então, sob a combinação de regimes (-AM/PF_H+), a dívida não se eleva, já que, assim como no caso (-AM/PF_H-), os juros são mais elevados? Novamente, uma possível explicação está na resposta positiva ao hiato quando a combinação de regimes (-AM/PF_H+) prevalece. A política fiscal pró-cíclica neste caso faz com que as receitas de impostos se elevem, amortecendo o impacto maior final que teriam os juros reais sobre a dívida. Sob este mesmo argumento a combinação de regimes (+AM/PF_H+) apresenta uma redução da dívida, o que não é surpreendente, dado que, nesse caso, a política fiscal responde positivamente ao hiato e os juros reais são menores do que as combinações de regimes com política monetária menos ativa (-AM).

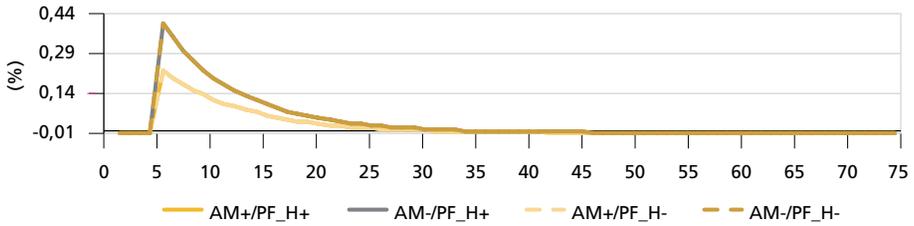
Por fim, como foi mostrado anteriormente, na combinação de regimes (+AM/PF_H-), a política monetária é mais ativa e, sob este estado, o coeficiente do hiato é menor. Com isso, o hiato sobe mais e, dado que a política fiscal responde negativamente ao hiato, os impostos caem drasticamente.

No modelo utilizado, o papel do coeficiente do hiato do produto em ambas as regras é determinante para o resultado da trajetória das taxas de juros reais e dos impostos e, conseqüentemente, da taxa de inflação, do consumo privado e da dívida pública. Uma forma de confirmar que os resultados são bastante afetados pela magnitude do coeficiente do hiato, na regra de política monetária, é fixar este coeficiente em zero no estado 2. Como pode ser observado na tabela 2, não se pode rejeitar que o valor deste coeficiente é igual a zero no estado 2. Ao calibrarmos o modelo DSGE com esta alteração, os resultados alteram-se e isto pode ser observado no gráfico 8.

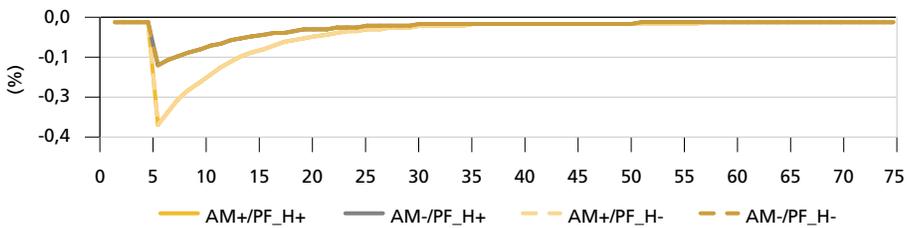
Observa-se, no gráfico 8, que o choque de gastos leva a um aumento muito maior do hiato do produto, e, como esperado, agora há elevação da taxa de inflação corrente acompanhada da elevação dos juros nominais nas combinações de regimes (-AM/PF_H+) e (AM/PF_H-). Confirma-se, portanto, que, como a resposta ao hiato é nula no caso em que (-AM), a penalização da elevação do consumo é muito menor.

GRÁFICO 8

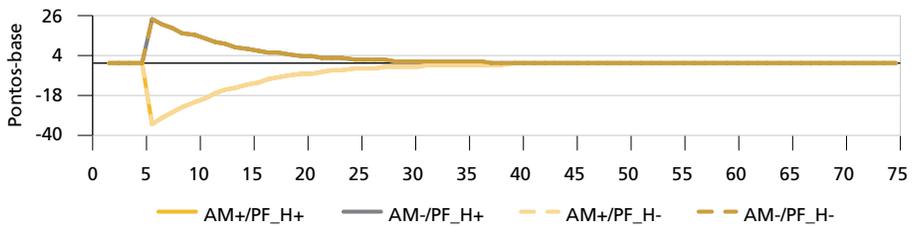
Função impulso-resposta de um choque de gastos do governo de 3,1%: modelo com valor zero no coeficiente do hiato do estado 2 da regra de política monetária
 8A – Hiato do produto



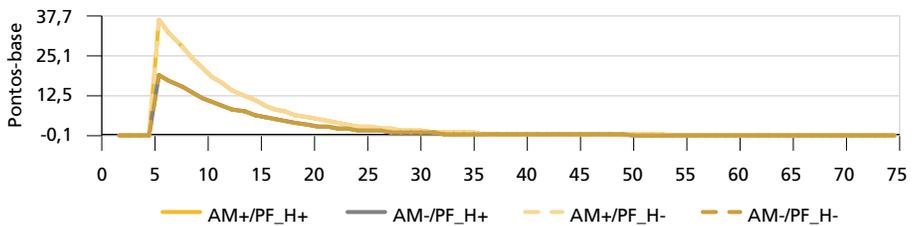
8B – Consumo privado

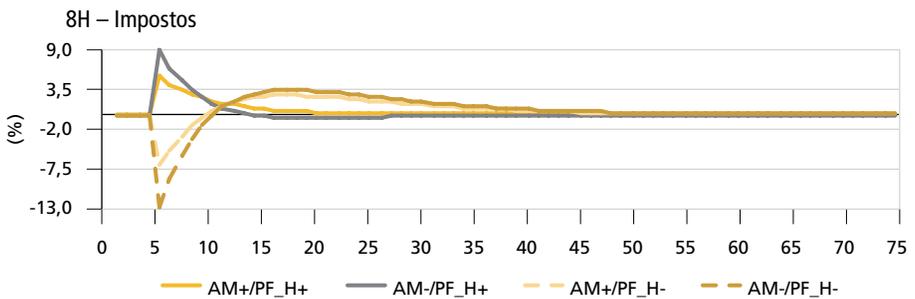
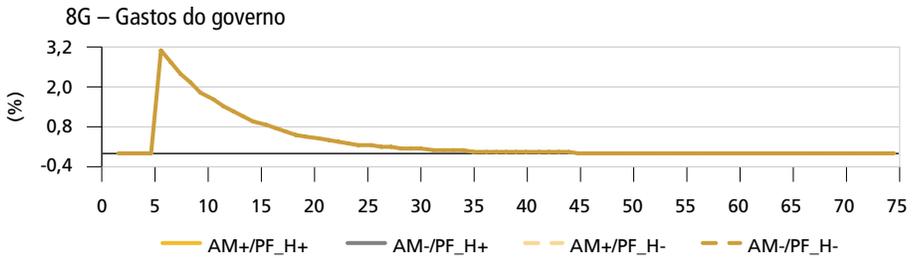
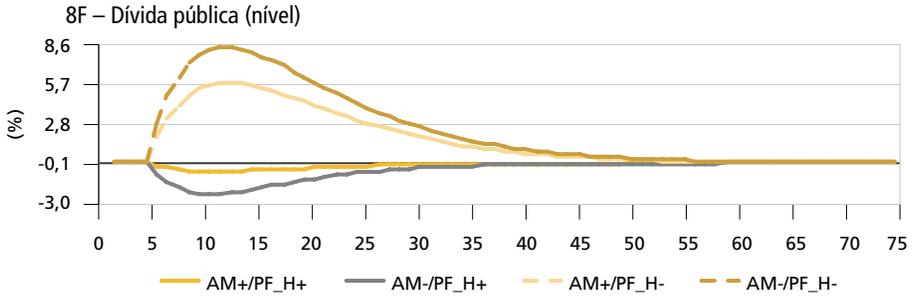
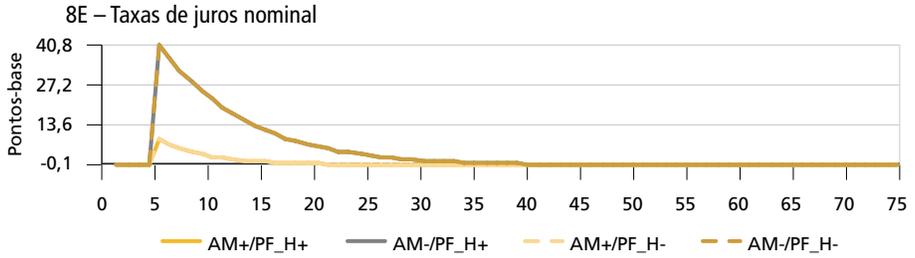


8C – Inflação



8D – Taxas de juros real





Elaboração dos autores.

Os juros reais sobem muito menos que nos casos em que o hiato na monetária não é zero, e, como era de se esperar, a dívida não aumenta. Os impostos aumentam em função da elevação maior do hiato em relação aos outros casos. Comparando os resultados dos gráficos 7 e 8 nos regimes (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-) há também a reversão da taxa de juros nominal que deixou de acompanhar a taxa de inflação corrente, fazendo com que os juros nominais se elevassem ainda mais.

6.2.2 A análise da dinâmica da dívida

Será apresentada, a seguir, uma análise detalhada da dinâmica da dívida, após um choque de gastos do governo. Para tanto, utilizaremos a equação da restrição orçamentária intertemporal do governo, a saber:

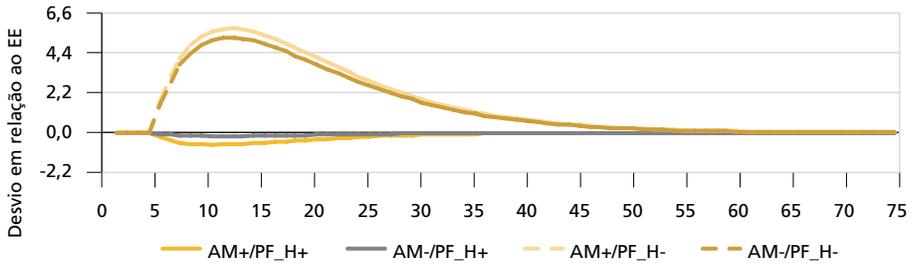
$$\frac{M_{t-1} + (1 + r_{t-1})B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{T=t}^{\infty} \left[q_{t,T} \left(\tau_T - G_T + \frac{r_T}{1 + r_T} \frac{M_T}{P_T} \right) \right]. \quad (47)$$

Pode-se observar, pela equação (47), que, a cada momento do tempo, a dívida real deve ser igual à soma do valor presente do superávit primário com o valor presente da senhoriagem. Sendo assim, quando isto não ocorre, ou seja, quando o que é ou vai ser arrecadado é menor do que a dívida contraída, Davig e Leeper (2011) argumentam que os agentes econômicos buscam substituir os títulos por consumo. Este aumento da demanda por consumo eleva o nível de preços corrente. Este aumento de preços ocorre até que o equilíbrio é novamente atingido. Podemos decompor a dinâmica da dívida segundo os efeitos de cada um desses ajustamentos. De acordo com Davig e Leeper (*op. cit.*), sob o regime de política monetária ativa e fiscal passiva, quando os gastos do governo aumentam financiados por novas emissões de dívida, isto faz com que a dívida aumente. Este aumento dos gastos do governo reduz o superávit primário corrente do governo. Entretanto, como a política fiscal é passiva, o valor presente do superávit primário aumenta. Isto ocorre porque, sob o regime de política fiscal passiva, a autoridade fiscal eleva os impostos. Porém, como a política monetária é ativa, gerando elevação dos juros reais, para que o valor presente do superávit primário aumente, é necessário que haja um aumento considerável e prolongado do superávit primário corrente.

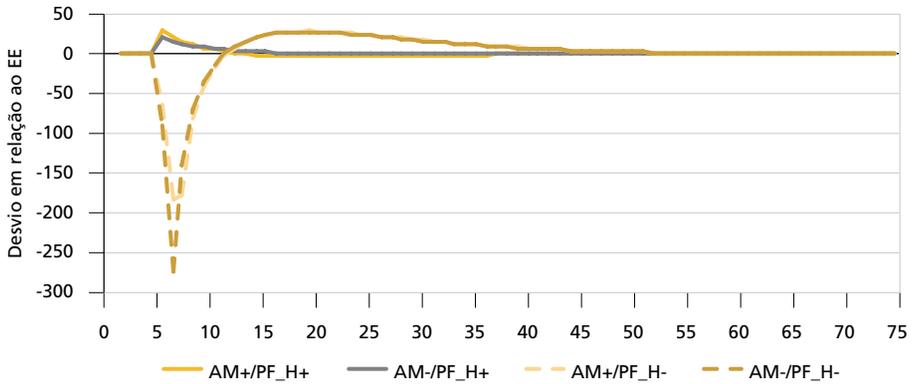
GRÁFICO 9

Função impulso-resposta com choque de gastos do governo de 3,1%: evolução dinâmica da dívida e seus componentes de receita
(Em %)

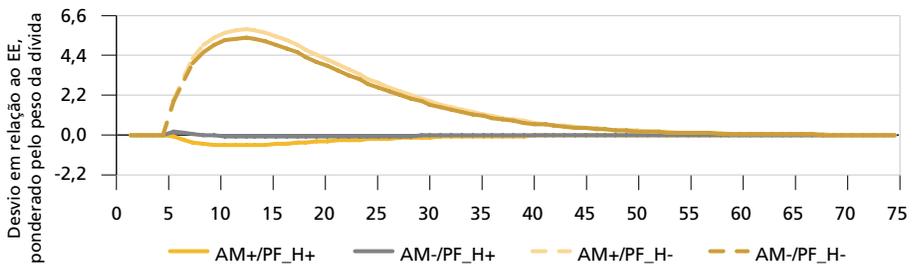
9A – Dívida pública (nível)

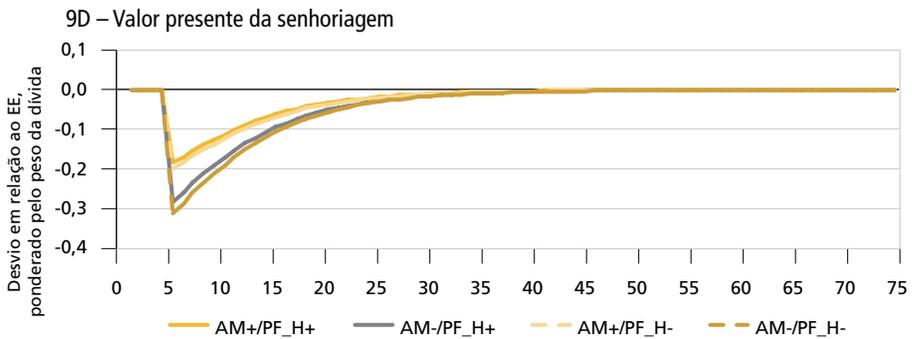


9B – Superávit primário



9C – Valor presente do superávit primário





Elaboração dos autores.

Como pode ser visto pelo gráfico 9, é isto que ocorre quando há um choque positivo dos gastos do governo sob as combinações de regimes (+AM/PF_H-) e (-AM/PF_H-). No gráfico 9A, observa-se o aumento da dívida quando a política fiscal é anticíclica. Vimos que este efeito é maior quando a política monetária é menos ativa, ou seja, aquela que possui valor do coeficiente do hiato maior. Entretanto, sob os regimes (+AM/PF_H+) e (-AM/PF_H+) há redução da dívida como vimos. A ideia subjacente a esta análise é a da importância do papel dos juros no ajustamento da dívida pública via inflação.

No nosso caso empírico, a receita de senhoriagem não está contribuindo em nada para reduzir o valor real da dívida. Na verdade, observa-se, com a queda da inflação, apenas que, sob os regimes em que a política monetária é menos ativa, a senhoriagem é ainda menor. Desse modo, todo o esforço recai sob o superávit primário corrente. Como mencionado anteriormente, devido ao elevado coeficiente negativo nas combinações de regimes (+AM/PF_H-) e (AM/PF_H-), o superávit primário corrente cai brutalmente com a elevação do hiato após o choque de gastos do governo. Como os juros reais são elevados, para o valor presente do superávit aumentar é necessário que o superávit corrente aumente mais e por mais tempo. É exatamente isto que vemos no gráfico 9. O superávit primário cai fortemente em um primeiro momento, com a elevação do hiato com seu impacto negativo sobre as receitas, e depois sobe e mantém-se elevado por um longo período. Já no caso das combinações de regimes pró-cíclicas, verifica-se que as receitas sobem logo como resposta ao aumento do hiato do produto. Cabe destacar que a redução da dívida com juros elevados torna o valor presente do superávit primário negativo no caso (+AM/PF_H+).

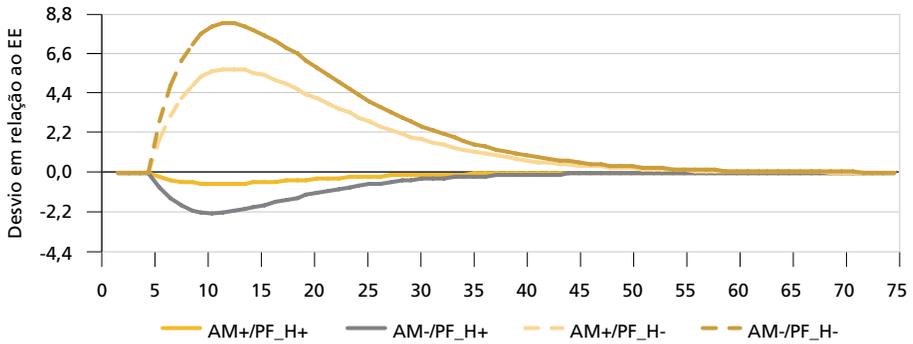
Foi feito o exercício calibrando em zero o valor do coeficiente do hiato do produto na regra de política monetária do estado 2, para analisar a dinâmica da dívida. A diferença que logo se apresenta é a contribuição da senhoriagem para a redução da dívida. Agora este mecanismo contribuiu para o financiamento da

dívida devido à elevação da inflação observada no gráfico 8, resultado este mais comum na literatura.

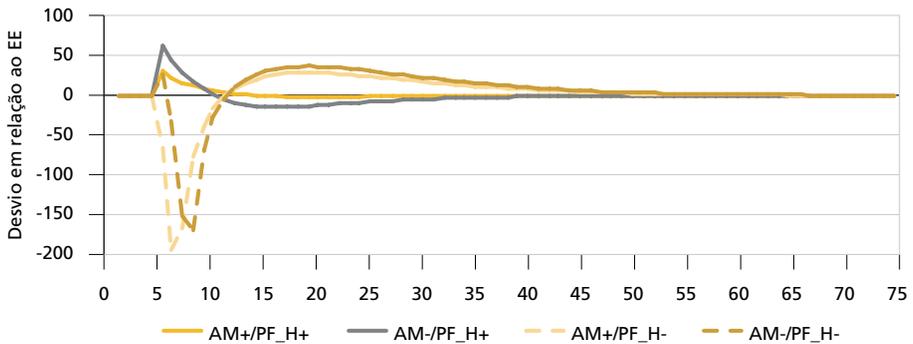
GRÁFICO 10

Função impulso-resposta com choque de gastos do governo de 3,1%: evolução dinâmica da dívida e seus componentes de receita – modelo com valor zero no coeficiente do hiato do estado 2 da regra de política monetária
(Em %)

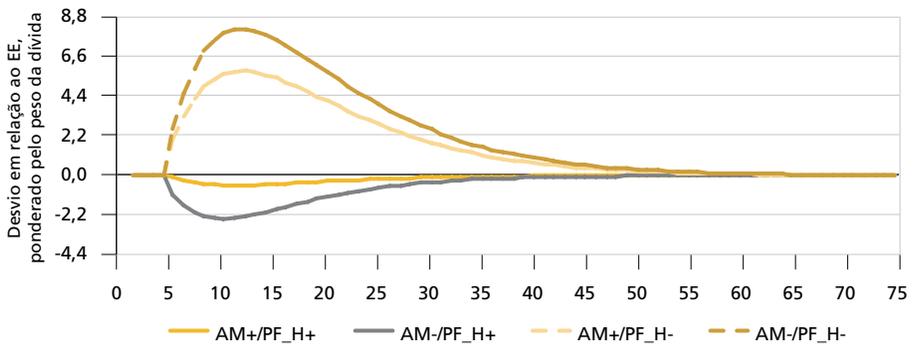
10A – Dívida pública (nível)

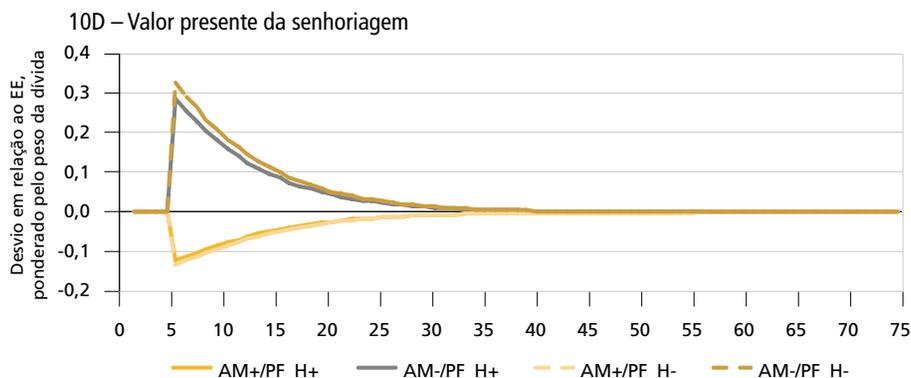


10B – Superávit primário



10C – Valor presente do superávit primário





Elaboração dos autores.

Por fim, é importante destacar que o tipo de estado no qual a política monetária se encontra (mais ativa ou menos ativa), e, mais fundamentalmente, qual a posição da autoridade fiscal diante do hiato, é relevante para a trajetória do superávit primário e das taxas de juros reais. Como pôde ser visto, isto é fundamental para a determinação da dinâmica da dívida e de seu financiamento.

6.2.3 Os multiplicadores dos gastos do governo

O multiplicador de gastos do governo pode ser definido como um aumento no produto, k períodos à frente gerado no período t . Esta definição segue Blanchard e Perotti (2002). Entretanto, conforme apontado por Mountford e Uhlig (2009) e seguido por Davig e Leeper (2011), esta definição deixa de levar em consideração importantes questões. Em primeiro lugar, como apontam os autores, o cálculo feito por meio de $\Delta Y_{t+k}/\Delta G_t$ pode estar viesado. Este viés decorreria do fato de que esta operação não leva em conta como os agentes esperam que os gastos futuros vão impactar ΔY_{t+k} . Isto é extremamente importante, pois, como apontam Davig e Leeper (2011), se os gastos do governo são serialmente correlacionados, então alterações nos gastos do governo podem fornecer algum tipo de indicativo sobre a trajetória futura dos gastos do governo. Em segundo lugar, esta medida não possui nenhum fator de desconto intertemporal. Ou seja, um aumento do produto no futuro tem a mesma importância e o mesmo impacto caso o aumento do produto gerado por um aumento de gastos do governo ocorresse hoje. Portanto, seguindo o alerta dos autores, a introdução de um fator de desconto na medida destes impactos sobre o valor presente é extremamente importante para a análise de política econômica. A equação (48) mostra como calcular o valor presente do multiplicador dos gastos do governo, ou seja, o aumento do valor presente do produto ao longo dos próximos k períodos.

$$\text{Valor presente do multiplicador } (k) = \frac{E_t \sum_{j=0}^k \prod_{i=0}^j (1 + r_{t+i})^{-j} \Delta Y_{t+k}}{E_t \sum_{j=0}^k \prod_{i=0}^j (1 + r_{t+i})^{-j} \Delta G_{t+k}}. \quad (47)$$

São apresentados, na tabela 4, os valores dos multiplicadores dos gastos do governo sobre o produto e sob os quatro tipos de combinações de regimes considerados neste trabalho. Em geral, nos quatro casos o multiplicador de gastos é menor do que a unidade. O multiplicador é negativo se considerarmos apenas o seu efeito sobre o consumo privado. Como apresentado anteriormente, este resultado decorre do aumento da taxa de juros real que leva à redução do consumo privado. Sob os regimes (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-), no longo prazo, o aumento de R\$ 1 no valor presente do gasto do governo aumenta o produto em R\$ 0,46. Portanto, o impacto no consumo é de R\$ -0,54. Já sob os regimes (-AM/PF_H+) e (-AM/PF_H-), no longo prazo, o impacto sobre o produto e sobre o consumo é de 0,38 e -0,62, respectivamente. Deste modo, o impacto negativo no consumo é maior no caso em que a política monetária é menos ativa, e isto, como já foi argumentado, está relacionado ao elevado coeficiente do hiato.

É importante mencionar que os autores Castelo-Branco, Lima e Paula (2017), em trabalho recente, por meio da metodologia MS-SBVAR, calcularam diversas medidas de multiplicadores gastos do governo, entre elas a do valor presente do multiplicador de gasto cumulativo, sendo este o que mais se aproxima da definição aqui utilizada. Para tanto, encontraram o valor da mediana em torno de 0,4 para o melhor modelo escolhido. Portanto, muito próximo aos valores obtidos neste trabalho.

TABELA 4

Valor presente dos multiplicadores de gastos do governo condicionado ao tipo de combinação de regime de política monetária e fiscal

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres	∞
AM ⁺ / PF ⁺⁺	0,447	0,454	0,459	0,460
AM ⁺ / PF ⁺⁻	0,447	0,454	0,459	0,460
AM ⁻ / PF ⁺⁺	0,367	0,374	0,379	0,380
AM ⁻ / PF ⁺⁻	0,367	0,374	0,379	0,380

Elaboração dos autores.

Aqui também avaliamos o caso em que o valor do coeficiente do hiato é zero na regra de política monetária menos ativa, e vemos, pela tabela 5, que o impacto sobre o produto de um choque de gastos eleva consideravelmente o efeito do multiplicador (0,76). Deste modo, o coeficiente elevado do hiato do produto também possui um efeito importante na mensuração dos multiplicadores de gastos do governo.

TABELA 5

Valor presente dos multiplicadores de gastos do governo condicionado ao tipo de combinação de regime de política monetária e fiscal: modelo com valor de hiato zero na política monetária do estado 2

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres	∞
AM ⁺ / PF ⁺⁺	0,444	0,450	0,455	0,456
AM ⁺ / PF ⁺⁻	0,444	0,450	0,455	0,456
AM ⁻ / PF ⁺⁺	0,761	0,758	0,756	0,756
AM ⁻ / PF ⁺⁻	0,761	0,758	0,756	0,756

Elaboração dos autores.

A tabela 6 mostra o impacto deste choque positivo de 3,1% dos gastos do governo sobre o nível de preços. Como pode ser visto, o efeito deste choque sobre o nível de preços é maior quando a política monetária é menos ativa (-1,15) do que quando ela é mais ativa (-0,82). Quanto maior o multiplicador dos gastos do governo sobre o produto, maior será seu impacto sobre o nível de preços. Como vimos, o efeito sobre o produto é maior quando a política monetária é mais ativa. A redução da inflação é menor neste caso.

TABELA 6

Efeito do impacto de um choque de 3,1% de gastos do governo sobre o nível de preços condicionado ao tipo de combinação de regime de política monetária e fiscal

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres
AM ⁺ / PF ^{H+}	-0,39198	-0,61028	-0,82163
AM ⁺ / PF ^{H-}	-0,39198	-0,61028	-0,82163
AM ⁻ / PF ^{H+}	-0,54550	-0,85323	-1,15380
AM ⁻ / PF ^{H-}	-0,54550	-0,85323	-1,15380

Elaboração dos autores.

É evidente que, quando consideramos a simulação com o coeficiente do hiato igual a zero, obtivemos um efeito sobre o nível de preços positivo, indicando que elevação de gastos aumenta, por sua vez, a inflação. Pode-se observar, pela tabela 7, que, em 25 trimestres, esse impacto é de 0,50.

TABELA 7

Efeito do impacto de um choque de 3,1% de gastos do governo sobre o nível de preços condicionado ao tipo de combinação de regime de política monetária e fiscal: modelo com valor de hiato zero na política monetária do estado 2

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres
AM ⁺ / PF ^{H+}	-0,34314	-0,53391	-0,71836
AM ⁺ / PF ^{H-}	-0,34314	-0,53391	-0,71836
AM ⁻ / PF ^{H+}	0,24253	0,37475	0,50102
AM ⁻ / PF ^{H-}	0,24253	0,37475	0,50102

Elaboração dos autores.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho estimou o impacto dinâmico de um estímulo fiscal sobre o consumo privado, hiato do produto, taxas de juros nominal e real, levando em consideração a alternância dos regimes das políticas monetária e fiscal. Para tanto, foi estimada uma função de reação da política monetária utilizando um modelo com mudança markoviana de regime (*Markov-switching*) – MS-SBVAR –, no qual tanto os parâmetros da primeira equação quanto as variâncias de todas as equações do VAR são permitidos variar.

De acordo com os nossos resultados, a política monetária foi ativa durante todo o período analisado. A diferença entre os estados estimados para a política monetária é que ela teria sido mais ativa (+AM) em determinados períodos e menos ativa (-AM) em outros. Quanto à função de reação fiscal, também foram identificados dois estados. Entretanto, os coeficientes da dívida entre os estados não são significativamente diferentes. Por outro lado, há fundamental diferença quanto à sensibilidade das receitas ao hiato do produto. Deste modo, optou-se por classificar a política fiscal como passiva pró-cíclica (PF_{H+}) e anticíclica (PF_{H-}) nos estados 1 e 2, respectivamente.

Os parâmetros estimados para as regras das políticas fiscal e monetária foram utilizados, em conjunto com uma série de outras informações adicionais, para calibrar um modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico (DSGE) com rigidez nominal de preços, com empresas atuando em mercado de concorrência monopolística e formação de preços modelada, como em Calvo (1983).

Verificou-se que um aumento de gastos do governo leva a um aumento do hiato do produto, a uma redução do consumo privado e a um aumento das taxas de juros reais. Isto acontece tanto para o caso em que a política monetária era mais ativa quanto para o caso em que ela era menos ativa. Além disso, devido ao elevado coeficiente do hiato do produto, a elevação dos juros reais aumentou de tal forma que provocou, via expectativas, uma queda na taxa de inflação corrente em todas as combinações de regimes. A diferença no impacto de um estímulo fiscal encontrado para os quatro estados decorre do valor do coeficiente do hiato em ambas as regras. Ou seja, nos casos (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-), o hiato do produto e as taxas de juros aumentam mais, e a taxa de inflação, dos juros nominais e do consumo privado reduzem-se mais do que nos casos (-AM/PF_H+) e (-AM/PF_H-).

Quanto à dinâmica da dívida, o aumento de gastos do governo leva a um aumento da dívida, com redução do superávit primário nos casos em que (+AM/PF_H-) e (-AM/PF_H-), resultado este devido ao elevado coeficiente negativo do hiato na regra de política fiscal destes regimes. Já sob (+AM/PF_H+) e (-AM/PF_H+), há redução da dívida com elevação do superávit primário, resultado este em função da forte política fiscal pró-cíclica prevalecente nestes regimes.

Em termos quantitativos, estimou-se um multiplicador dos gastos do governo sobre o produto maior quando a política monetária foi mais ativa. Sob a combinação de regimes com este estado, um choque de R\$ 1 nos gastos do governo leva a um aumento de R\$ 0,46 no valor presente das alterações futuras do hiato do produto. Já um choque dos gastos da mesma magnitude, quando a política monetária é menos ativa, leva a um aumento no valor presente do hiato do produto de R\$ 0,38. Há uma redução do consumo privado de R\$ 0,54 e R\$ 0,62 nos regimes com política monetária mais e menos ativa, respectivamente. O impacto sobre o nível de preços (redução da inflação) é maior quando a política monetária é menos ativa.

Por fim, conclui-se que, sob as combinações de regimes das políticas monetária e fiscal detectadas empiricamente para o Brasil no período analisado, o elevado coeficiente do hiato do produto na regra de políticas monetária e fiscal alterou substancialmente os resultados em relação aos encontrados para os Estados Unidos (Davig e Leeper, 2011). A elevada sensibilidade em relação às alterações no nível de atividade provoca uma forte atuação do BCB em resposta aos movimentos no hiato do produto. Nota-se também a elevada sensibilidade das receitas de impostos ao hiato do produto, explicitando, possivelmente, a forte dependência das receitas

do governo ao nível de atividade. Entretanto, não analisamos, neste trabalho, se essa elevada sensibilidade é consistente com uma regra de políticas monetária e fiscal ótima.

REFERÊNCIAS

AIYAGARI, R.; CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. Output, employment and interest rate effects of government consumption. **Journal of Monetary Economics**, n. 30, p. 73-86, 1990.

ALESINA, A. *et al.* **Fiscal policy, profits, and investment**. Boston: Boston College, 1999.

BAELE, L. *et al.* Macroeconomic regimes. **Journal of Monetary Economics**, v. 70, p. 51-71, 2015.

BARBOSA, F. H.; SOARES, J. J. S. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2006.

BARRO, R. J.; KING, R. G. Time-separable preferences and intertemporal-substitution models of business cycles. **Quarterly Journal of Economics**, v. 99, n. 4, p. 817-839, 1984.

BAXTER, M.; KING, R. Fiscal policy in general equilibrium. **American Economic Review**, v. 83, p. 315-334, 1993.

BIANCHI, F. Regime switches, agents' beliefs, and post-World War II US macroeconomic dynamics. **Review of Economic Studies**, v. 80, n. 2, p. 463-490, 2013.

BILBIIE, F. O. Nonseparable preferences, frisch labor supply, and the consumption multiplier of government spending: one solution to a fiscal policy puzzle. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 43, n. 1, p. 221-251, 2011.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.

CALVO, G. Staggered prices in a utility maximizing model. **Journal of Monetary Economics**, Massachussets, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.

CASTELO-BRANCO, M. A.; LIMA, E. C. R.; PAULA, L. F. R. Mudanças de regime e multiplicadores fiscais no Brasil em 1999-2012: uma avaliação empírica com uso da metodologia MS-SBVAR. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 47, n. 2, p. 7-62, 2017.

CHOI, J.; HUR, J. An examination of macroeconomic fluctuations in Korea exploiting a Markov-switching DSGE approach. **Economic Modelling**, v. 51, p. 183-199, 2015.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rule and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, v. 1, p. 147-180, 2000.

DAVIG, T.; LEEPER, E. M. Fluctuating macro policies and the fiscal theory. *In*: ACEMOGLU, D.; ROGOFF, K.; WOODFORD, M. (Eds.). **NBER Macroeconomic Annual 2006**. Cambridge: The MIT Press, 2006.

_____; _____. Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus. **European Economic Review**, v. 55, p. 211-227, 2011.

DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **American Economic Review**, v. 67, n. 3, p. 297-308, 1977.

EDELBERG, W.; EINCHENBAUM, M. S.; FISHER, J. D. M. Understanding the effects of a shock to government purchases. **Review of Economic Dynamics**, v. 2, n. 1, p. 166-206, 1999.

FARMER, R. E. A.; ZHA, T.; WAGGONER, D. **Understanding Markov switching rational expectations models**. New York: NBER, 2009. (NBER Working Paper, n. 14710).

_____; _____. Minimal state variable solutions to Markov-switching rational expectations models. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 35, p. 2150-2166, 2011.

FATÁS, A.; MIHOV, I. Government size and automatic stabilizers: international and intranational evidence. **Journal of International Economics**, v. 55, n. 1, p. 3-28, 2001.

FERNÁNDEZ-VILLAYERDE, J. *et al.* **Fortune or virtue: time-variant volatilities versus parameter drifting in US data**. New York: NBER, 2010. (NBER Working Paper, n. 15928).

FOERSTER, A. *et al.* **Perturbation methods for Markov-switching models**. New York: NBER, 2014. (NBER Working Paper, n. 20390).

GALÍ, J.; LÓPEZ-SALIDO, D.; VALLÉS, J. Understanding the effects of government spending on consumption. **Journal of the European Economic Association**, v. 5, p. 227-270, 2007.

GONÇALVES, C. C. S.; PORTUGAL, M. S.; ARÁGON, E. K. S. B. Assessing Brazilian macroeconomic dynamics using a Markov-switching DSGE model. **Economia**, v. 17, n. 1, p. 23-42, 2016.

HALL, R. E. **Labor supply and aggregate fluctuations**. New York: NBER, 1979. (NBER Working Paper, n. 385).

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. P. Postwar business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, p. 1-16, 1997.

IBOSHI, H. Monetary policy regime shifts under the zero lower bound: an application of a stochastic rational expectations equilibrium to a Markov switching DSGE model. **Economic Modelling**, v. 52, part A, p. 186-205, 2016.

KIM, S. Structural shocks and the fiscal theory of the price level in the sticky price model. **Macroeconomic Dynamics**, v. 7, n. 5, p. 759-782, 2003.

LIU, P.; MUMTAZ, H. **Evolving macroeconomic dynamics in a small open economy**: an estimated Markov-switching DSGE model for the United Kingdom. London: Bank of England, 2010. (Bank of England Working Paper, n. 397).

LIU, Z.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Sources of macroeconomic fluctuations: a regime-switching DSGE approach. **Quantitative Economics**, v. 2, n. 2, p. 251-301, 2011.

MAIH, J. **Efficient perturbation methods for solving regime-switching DSGE models**. Oslo: Norges Bank, 2015.

MARODIN, F. A.; PORTUGAL, M. S. Exchange rate pass-through in Brazil: a Markov switching DSGE estimation for the inflation targeting period (2000-2015). *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 38., 2016, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: SBE, 2016.

MENG, X. L.; WONG W. H. Simulating ratios of normalizing constants via a simple identity: a theoretical exploration. **Statistica Sinica**, v. 6, p. 831-860, 1996.

MINELLA, A. *et al.* Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. *In*: BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS (Ed.). **Monetary policy in a changing environment**. Basileia: Bank of International Settlements, 2003. v. 19, p. 106-133.

MONACELLI, T.; PEROTTI, R. **Fiscal policy, wealth effects, and mark-ups**. New York: NBER, 2008. (NBER Working Paper, n. 14584).

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? **Journal of Applied Econometrics**, v. 24, p. 6, n. 960-992, 2009.

NUNES, A.; PORTUGAL, M. **Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação**. Rio de Janeiro: Anpec, 2009.

ORNELLAS, R. S. **Interação entre as autoridades fiscal e monetária no Brasil**. 2011. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2011.

PEROTTI, R. In search of the transmission mechanism of fiscal policy. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 22, p. 169-226, 2008.

RAMEY, V. A. Can government purchases stimulate the economy? **Journal of Economic Literature**, v. 49, p. 673-685, 2011.

RAVN, M. O.; SCHMITT-GROHE, S.; URIBE, M. **Explaining the effects of government spending shocks on consumption and the real exchange rate**. New York: NBER, 2007. (NBER Working Paper, n. 13328).

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **Quarterly Journal of Economics**, v. 100, n. 4, p. 1169-1190, 1985.

ROTEMBERG, J. J.; WOODFORD, M. Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity. **The Journal of Political Economy**, v. 100, p. 1153-1207, 1992.

SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C. **Monetary policy during Brazil's Real Plan**. Rio de Janeiro: PUC-RJ, 2001. (Working Paper, n. 444).

SILVA, F. S.; PORTUGAL, M. O impacto de choques fiscais na economia brasileira: uma abordagem DSGE. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 32., 2010, Salvador. **Anais...** Salvador: SBE, 2010.

SIMS, C. A.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Methods for inference in large multiple-equation Markov-switching models. **Journal of Econometrics**, v. 146, p. 255-274, 2008.

SIMS, C. A.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. **International Economic Review**, v. 39, p. 949-968, 1998.

_____; _____. Were there regime switches in US monetary policy? **American Economic Review**, v. 91, n. 1, p. 54-81, 2006.

SVENSSON, L. E. O. **Inflation targeting as monetary policy rule**. New York: NBER, 1999. (NBER Working Paper, n. 6790).

TAYLOR, J. B.; WILLIAMS, J. C. **Simple and robust rules for monetary policy**. New York: NBER, 2010. (NBER Working Paper, n. 15908).

VEREDA, L.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2011. (Texto pra Discussão, n. 1588).

VIEIRA, H. P.; PEREIRA, P. V. **Velocidade da moeda e ciclos econômicos no Brasil, 1900-2016**. São Paulo: Insper, 2016. (Insper Working Paper, n. 370).

WAGGONER, D. F.; ZHA, T. A Gibbs sampler for structural vector autoregressions. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 28, p. 349-366, 2003.

WALSH, C. E. **Monetary theory and policy**. Massachusetts: The MIT Press, 1997.

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

APÊNDICE

TABELA A.1

Critério de seleção de ordem das defasagens do VAR – política monetária

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	771.0225	NA	5.13e-14	-22.08761	-21.7962	-21.972
2	793.2183	40.53150*	3.50e-14*	-22.47010*	-21.88729*	-22.23888*
3	798.5842	9.332096	3.91e-14	-22.36476	-21.49055	-22.01793
4	806.9301	13.78887	4.00e-14	-22.3458	-21.18018	-21.88336
5	812.4008	8.562723	4.48e-14	-22.2435	-20.78647	-21.66545
6	819.5100	10.50931	4.81e-14	-22.1887	-20.44026	-21.49503

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Indica a defasagem segundo o critério de seleção.

2. Variáveis endógenas: Selic, IPCA e hiato.

3. Período amostral: 1999 T1-2017 T3.

4. Número de observações incluídas: 69.

TABELA A.2

Critério de seleção de ordem das defasagens do VAR – política fiscal

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	947.3241	NA	2.22e-17	-26.99490	-26.47685*	-26.78937
2	974.9872	48.91162	1.59e-17	-27.33296	-26.29686	-26.92190*
3	988.0383	21.56266	1.75e-17	-27.24749	-25.69333	-26.63090
4	1008.638	31.64554*	1.56e-17*	-27.38080*	-25.30859	-26.55869
5	1024.271	22.20328	1.63e-17	-27.37016	-24.77990	-26.34252
6	1036.131	15.46981	1.94e-17	-27.25017	-24.14185	-26.01699

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Indica a defasagem segundo o critério de seleção.

2. Variáveis endógenas: receita, despesa, dívida e hiato.

3. Período amostral: 1999 T1-2017 T3.

4. Número de observações incluídas: 69.

TABELA A.3

Descrição dos modelos testados na estimação da regra de política monetária com dados trimestrais

Modelos ^a	Variáveis dependentes			MDD			Número de lags	Número de estados	g/
	Selic	IPCA	Hiato	Waggoner-Zha	Muller	Bridge			
Coeficiente na equação				Valor do log da MDD					
M1	Variando	Fixo	Fixo	802,89	795,69	795,63	2	2	35
M2	Fixo	Fixo	Fixo	801,41	794,11	794,15	2	2	43
M3	Sem mudança de regime			786,45	-	-	2	-	45

Elaboração dos autores.

Obs. 1. As variâncias são permitidas variar em todas as equações dos modelos M1 e M2.

2. Diferenças no log da MDD superiores a 1 indicam evidência significativa a favor do modelo.

TABELA A.4

Descrição dos modelos testados na estimação da regra de política fiscal com dados trimestrais

Modelos ^b	Variáveis dependentes				MDD			Número de lags	Número de estados	g/
	Receita	Despesa	Dívida	Hiato	Waggoner-Zha	Muller	Bridge			
	Coeficiente na equação				Valor do log da MDD					
F1	Variando	Fixo	Fixo	Fixo	1.199,56	1.195,53	1.195,58	1	2	31
F2	Fixo	Fixo	Fixo	Fixo	1.192,54	1.190,35	1.190,41	1	2	39
F3	Sem mudança de regime				1.173,46	-	-	1	-	48

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. As variâncias são permitidas variar em todas as equações dos modelos F1 e F2.

2. Diferenças no log da MDD superiores a 1 indicam evidência significativa a favor do modelo.

TABELA A.5

Coefficientes estimados do modelo M1 da regra monetária com bandas de probabilidade bayesianas e dados trimestrais

Coefficientes de curto prazo	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Constante	-0,0002	-0,0001	0,0001	-0,0003	0,0000	0,0002
Selic (t-1)	1,2191	1,3323	1,4425	1,1209	1,3902	1,6212
IPCA (t-1)	0,0424	0,0789	0,1131	-0,0079	0,0751	0,1503
Hiato (t-1)	0,0497	0,0813	0,1103	-0,0053	0,0813	0,1562
Selic (t-2)	-0,4730	-0,3687	-0,2582	-0,6334	-0,4110	-0,1375
IPCA (t-2)	-0,0373	0,0001	0,0376	-0,1232	-0,0404	0,0356
Hiato (t-2)	-0,0781	-0,0465	-0,0098	-0,0878	-0,0125	0,0837

Elaboração dos autores.

TABELA A.6

Coefficientes estimados da regra fiscal do modelo F1 com bandas de probabilidade bayesianas – dados trimestrais

Coefficientes de curto prazo	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Constante	-0,0018	0,0000	0,0017	-0,0005	0,0000	0,0006
Despesa (t)	-4,0061	0,2486	4,3220	0,5010	0,9655	1,9028
Hiato (t)	-6,4962	1,4119	6,8813	0,7713	1,2348	2,3383
Receita (t-1)	0,9058	0,9995	1,0924	0,9985	1,0259	1,0777
Despesa (t-1)	-4,3959	-0,2737	4,0596	-1,8927	-0,9547	-0,4888
Dívida (t-1)	-0,0371	0,0051	0,0484	-0,0199	-0,0015	0,0120
Hiato (t-1)	-6,0549	-1,2469	5,6435	-1,9397	-1,0088	-0,6085

Elaboração dos autores.

TABELA A.7

Coefficientes estimados da regra monetária do modelo M1 com bandas de probabilidade bayesianas e com dados mensais

Coeficientes de curto prazo	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Constante	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0001
Selic ($t-1$)	0,9249	1,0041	1,0829	1,2734	1,4452	1,6186
IPCA ($t-1$)	-0,0602	-0,0325	-0,0047	-0,0006	0,0360	0,0728
Hiato ($t-1$)	-0,0055	0,0156	0,0348	-0,0575	0,0080	0,0628
Selic ($t-2$)	-0,1017	-0,0234	0,0541	-0,6227	-0,4522	-0,2842
IPCA ($t-2$)	0,0450	0,0735	0,1024	-0,0607	-0,0227	0,0135
Hiato ($t-2$)	-0,0067	0,0132	0,0347	-0,0283	0,0282	0,0977

Elaboração dos autores.

TABELA A.8

Coefficientes estimados da regra fiscal com o modelo F1, com bandas de probabilidade bayesianas – dados mensais

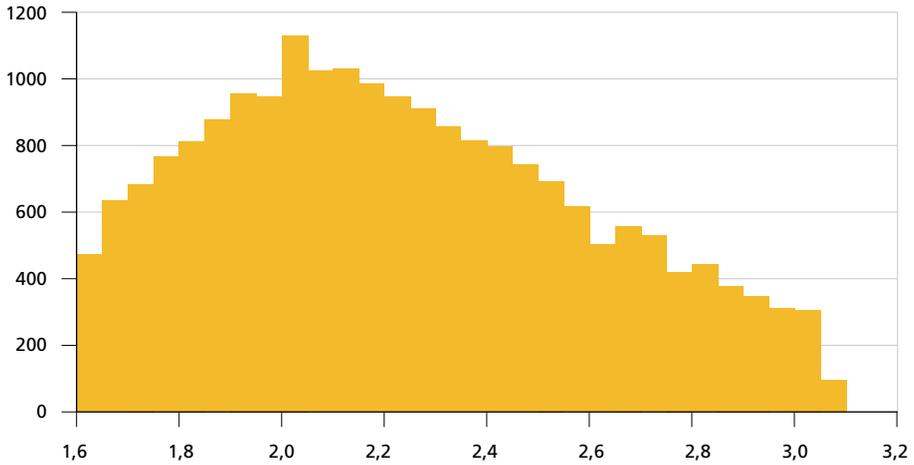
Coeficientes de curto prazo	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Constante	-0,0014	0,0000	0,0014	-0,0008	0,0000	0,0008
Despesa (t)	-1,6824	0,5042	2,6445	-8,4569	0,9060	8,7152
Hiato (t)	-29,8783	-8,2478	24,9417	-20,7137	4,1809	20,7091
Receita ($t-1$)	-0,6706	1,1133	2,8457	-2,8713	0,5913	4,1491
Despesa ($t-1$)	-3,6130	-0,5440	2,6960	-13,8033	-0,8765	14,4866
Dívida ($t-1$)	-0,4781	0,1399	0,6535	-0,2122	-0,0255	0,1603
Hiato ($t-1$)	-47,6883	15,9874	57,4329	-34,7932	-6,7172	34,9778
Receita ($t-2$)	-1,8411	-0,1140	1,6689	-3,1530	0,4097	3,8733
Despesa ($t-2$)	-1,7899	0,0109	1,7684	-6,3980	-0,1087	5,4232
Dívida ($t-2$)	-0,6578	-0,1400	0,4883	-0,1617	0,0261	0,2161
Hiato ($t-2$)	-28,2999	-7,9319	23,3967	-15,4906	2,6598	15,3846

Elaboração dos autores.

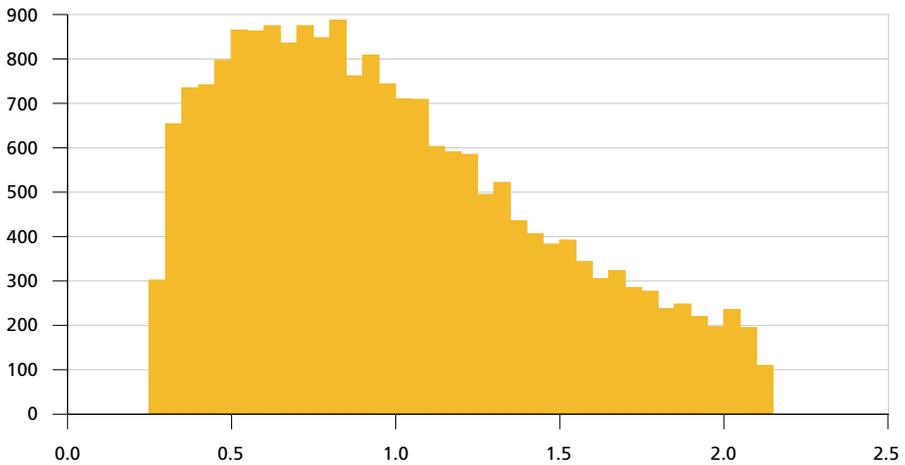
GRÁFICO A.1

Distribuição dos coeficientes de longo prazo da regra da política monetária apenas para valores pertencentes à banda de erros (68%)

A.1A – Inflação - regime = 1



A.1B – Hiato - regime = 1

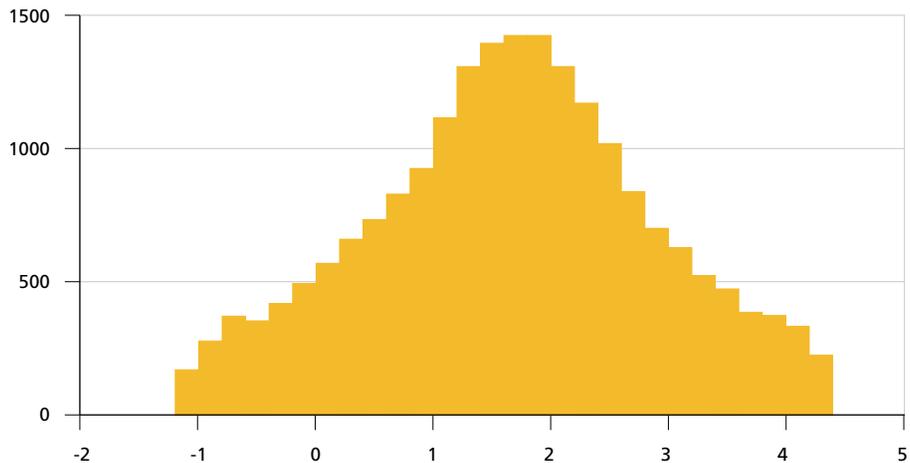


Elaboração dos autores.

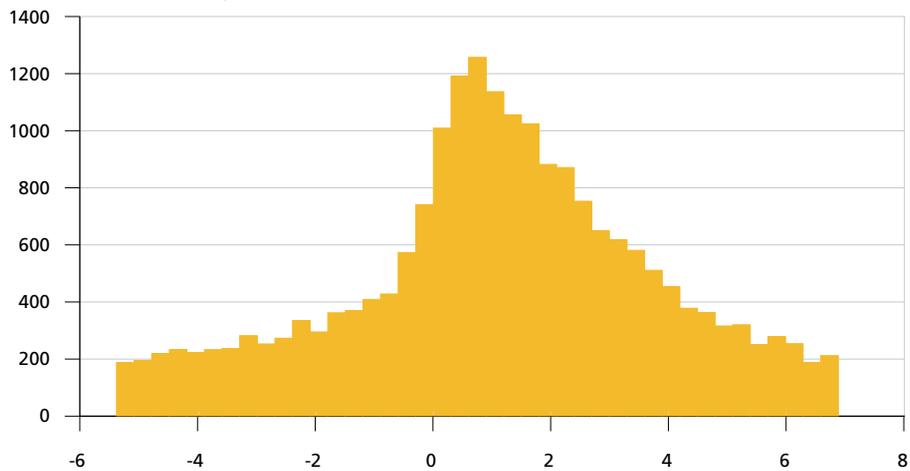
GRÁFICO A.2

Distribuição dos coeficientes de longo prazo da regra da política monetária apenas para valores pertencentes à banda de erros (68%)

A.2A – Inflação - regime = 2



A.2B – Hiato - regime = 2

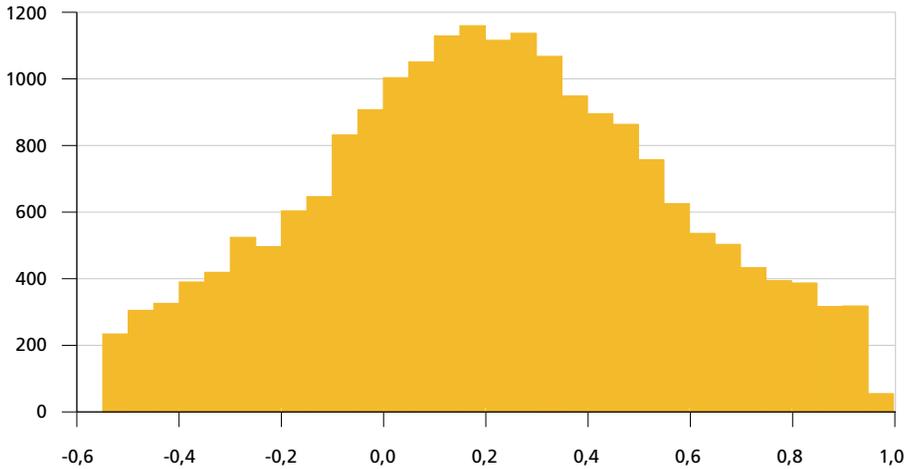


Elaboração dos autores.

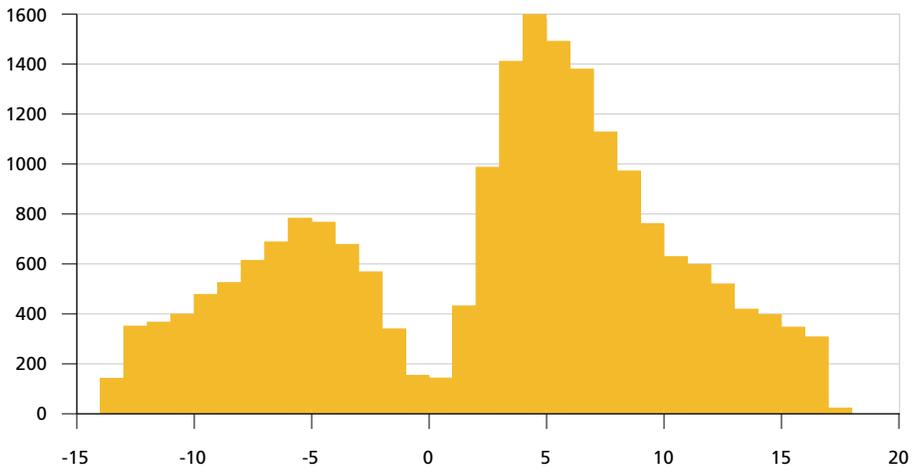
GRÁFICO A.3

Distribuição dos coeficientes de longo prazo da regra da política fiscal apenas para valores pertencentes à banda de erros (68%)

A.3A – Dívida - regime = 1



A.3B – Hiato - regime = 1

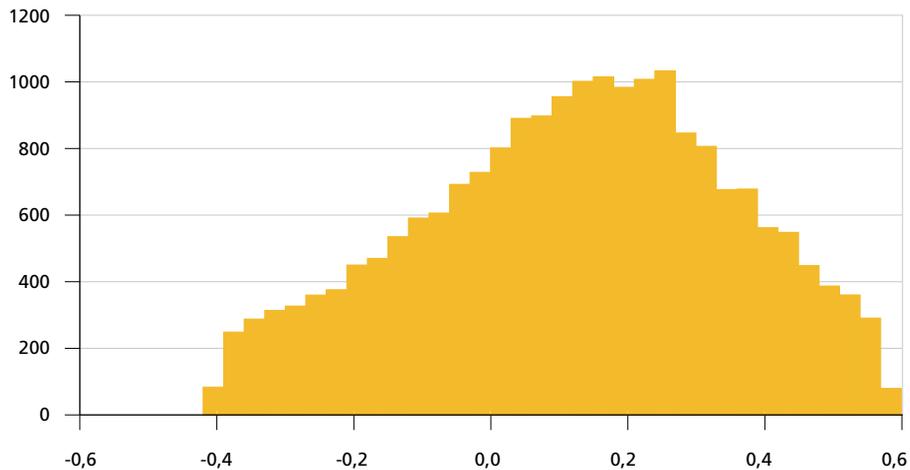


Elaboração dos autores.

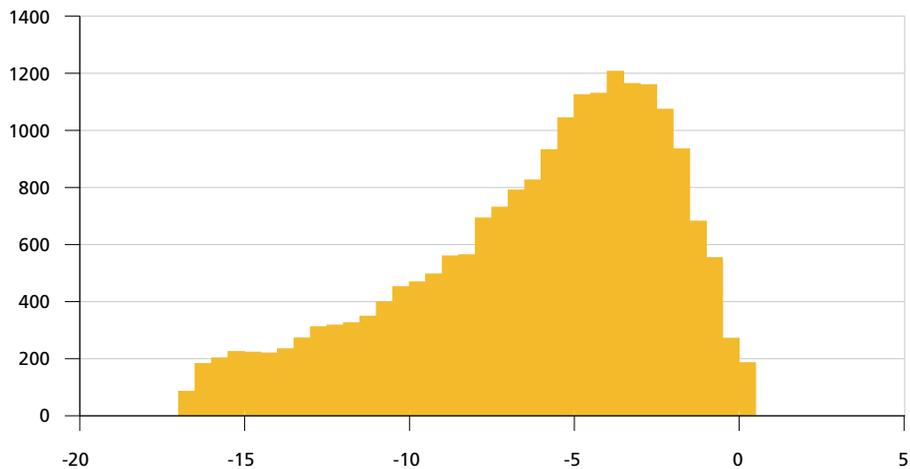
GRÁFICO A.4

Distribuição dos coeficientes de longo prazo da regra da política fiscal apenas para valores pertencentes à banda de erros (68%)

A.4A – Dívida - regime = 2



A.4B – Hiato - regime = 2



Elaboração dos autores.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/pppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação

Ipea

Revisão e editoração

Editorar Multimídia

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

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

