

INTERAÇÃO ENTRE POLÍTICA FISCAL E POLÍTICA MONETÁRIA NO PERÍODO PÓS-METAS DE INFLAÇÃO

Área 4: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Cássio Roberto de Andrade Alves - Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina - PPGECO/UFSC

Guilherme Valle Moura - Professor do Departamento de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Santa Catarina - UFSC

Resumo: O objetivo deste artigo é identificar os regimes de políticas fiscal e monetária vigentes no Brasil durante o período pós-metas de inflação. Para alcançar esse objetivo, estimou-se, por meio da abordagem Bayesiana, um modelo DSGE com rigidez nominal e real. O modelo também inclui formação de hábitos externos, metas de inflação e dívida variantes no tempo e um bloco fiscal. A amostra de dados mensais que se estende de junho de 1999 até novembro de 2017, foi dividida em três subamostras, a fim de verificar se pode haver mudança no regime de política nas diferentes amostras. Os resultados apontaram para um regime de dominância fiscal no período de 1999 a 2010, enquanto para o restante do período o regime foi de dominância monetária.

Palavras-chaves: Política fiscal. Política monetária. Dominância fiscal.

Classificação JEL: E62, E63, H60

Abstract: The aim of this paper is to identify the fiscal and monetary policy regimes prevalent in Brazil after the inflation target system. To achieve this goal, a DSGE model with nominal and real rigidities was estimated by the Bayesian approach. The model also include external habits, time-varying target inflation and debt and a fiscal block. The sample with monthly data, from june 1999 to november 2017, was divided in three subsamples, in order to verify whether exist regimes switches across the subsamples. The results show fiscal dominance regime prevalence until 2010, and a monetary dominance regime for the rest of the period.

Key-words: Fiscal policy. Monetary Policy. Fiscal Dominance.

1 INTRODUÇÃO

A economia brasileira adotou, em 1999, o regime de metas de inflação, visando manter a estabilidade econômica. Após a implementação do regime de metas de inflação, o Brasil enfrentou situações, como a crise internacional de 2008, que exigiram estímulos governamentais, culminando em desequilíbrios fiscais e uma trajetória indesejável para a relação dívida-PIB. Além disso, mesmo com uma taxa de juros alta para os níveis internacionais, a inflação chegou a alcançar o patamar de dois dígitos. Esses fatos podem estar relacionados com o tipo de coordenação de políticas monetária e fiscal prevalentes na economia em determinados períodos. Esse contexto sugere que a compreensão da dinâmica inflacionária e da dívida pública seja analisadas como um fenômeno monetário e fiscal conjunto.

Embora a macroeconomia tenha dado atenção exclusiva ao debate monetário, desde o trabalho seminal de Sargent e Wallace (1981), a interação entre política fiscal e política monetária tem mostrado relevância no estudo sobre o nível de preços e determinação do equilíbrio. Esses autores introduzem a ideia de que pode existir um arranjo em que a política fiscal domina a política monetária, enfraquecendo a capacidade da autoridade monetária em controlar o nível de preços permanentemente. Relaxando-se a hipótese de que a autoridade fiscal sempre se ajustará para manter a solvência do governo, a determinação do equilíbrio dependerá do comportamento ativo ou passivo de cada uma das autoridades, como demonstrado por Leeper (1991).

Os conceitos de políticas ativas e passivas estão relacionados com a restrição orçamentária do governo e com o compromisso do governo em estabilizar sua dívida. Uma política é ativa quando a autoridade executora não se preocupa com o estado da dívida e é livre para definir suas variáveis de controle de acordo com os seus objetivos. Por outro lado, uma política passiva responde aos choques da dívida pública e tem seu comportamento restringido tanto pela otimização privada quanto pela autoridade que é ativa. Quando a autoridade monetária é ativa e a autoridade fiscal é passiva, tem-se um regime de dominância monetária, e o receituário novo-Keynesiano é consistente para controlar o nível de preço. No caso contrário, em que a política fiscal é ativa e a política monetária é passiva, tem-se um regime de dominância fiscal (LEEPER; LEITH, 2016). É possível ainda outras duas combinações de políticas: monetária ativa e fiscal ativa, que implica em trajetórias explosivas para dívida; e ambas passivas, que resulta em um equilíbrio indeterminado (LEEPER, 1991).

A combinação de políticas econômicas têm importância fundamental para a condução de políticas econômicas. Em especial, uma política monetária ativa e uma política fiscal passiva configura uma ambiente ideal para execução de um regime de metas de inflação (WOODFORD, 2003). Ainda se, em um dado regime de estabilidade, a autoridade que é passiva resolve alterar seu comportamento para ativa, haverá trajetórias explosivas para dívida. Assim, identificar o regime prevalente na economia permite saber se a coordenação de política fiscal e monetária é tal que estabeleça um ambiente ideal para implementação de regime de metas.

A interação entre políticas monetária e fiscal ativas e passivas já foi estudada para o Brasil por alguns autores (LOYO, 1999; FIALHO; PORTUGAL, 2005; ORNELLAS; PORTUGAL, 2011). Loyo (1999) argumenta, por exemplo, que durante o processo hiperinflacionário da década de 1980 no Brasil, as duas autoridades, fiscal e monetária, atuaram como ativas. Para controlar o nível de preços, o Banco Central aumentava a taxa de juros mais que proporcionalmente ao aumento da inflação, o que elevava a receita de juros dos agentes privados. Não houve, no entanto, uma contrapartida fiscal com impostos mais elevados, de forma que a riqueza privada se elevava, provocando pressão de demanda e conseqüentemente elevação dos preços. O Banco Central responderia a essa inflação com juros mais elevados, provocando um círculo

vicioso.

A análise de Loyo (1999), entretanto, não apresenta um teste formal para chegar a esses resultados. Fialho e Portugal (2005) utilizam uma metodologia empírica formal, proposta por Canzoneri, Cumby e Diba (1998) e estimam um modelo VAR para o Brasil no período pós-plano real, com o objetivo de verificar a existência de um regime de dominância monetária ou fiscal. (FIALHO; PORTUGAL, 2005) permitem ainda um processo com mudanças de regime. Os resultados encontrados para o Brasil foi de que o regime prevalente é de dominância monetária. Embora o trabalho de Fialho e Portugal (2005) contribuiu permitindo a mudança de regime, a metodologia utilizada tem sido criticada como um teste de identificação de regime (COCHRANE, 1999; BOHN, 2007)

Outros autores buscam identificar o regime predominante no Brasil por meio de outros testes formais. Moreira, Souza e Almeida (2007) baseiam-se no modelo de Leeper (1991) e estimam as regras de políticas para o caso brasileiro para o período de 1995 a 2006, buscando identificar a região do espaço de parâmetros para discernir o regime. O resultado encontrado por esses autores foi de que o regime prevalente é de dominância fiscal. Ornellas e Portugal (2011) também investigam a interação entre a política fiscal e a política monetária no Brasil para o período de 1999 a 2009. O estudo utilizou um modelo dinâmico e estocástico de equilíbrio geral (DSGE) com rigidez de preço e tendência inflacionária para medir o grau de dominância fiscal na economia brasileira. Os resultados obtidos apontaram para um baixo grau de dominância fiscal no Brasil, relativamente às economias americana e canadense.

Tanto o trabalho de Moreira, Souza e Almeida (2007) quanto o trabalho de Ornellas e Portugal (2011) apresentam a limitação de considerar apenas um regime para todo o período em análise. Davig et al. (2006) e Bianchi (2012) sugerem que mudanças de políticas ativas e passivas podem ocorrer. Assim, considerar apenas um único regime para um longo período pode distorcer os resultados.

Na tentativa de mitigar esse problema, Nunes e Portugal (2009) estimam um modelo Novo-keynesiano com um bloco fiscal, baseando-se em Woodford (2003) para o período pós-metas de inflação. Esses autores estimaram o modelo usando dados trimestrais para o período de 2000:I a 2008:IV e também para algumas subamostras. A política monetária foi identificada como ativa e a fiscal como passiva, caracterizando assim um regime de dominância monetária, favorável a um regime de metas de inflação. Entretanto, para o período de 2000:I a 2002:IV, ambas as autoridades ficaram ativas.

As conclusões de Nunes e Portugal (2009) sugerem que a interação entre políticas seja avaliada considerando algum mecanismo que permita avaliar a evolução da coordenação das autoridades fiscal e monetária. Nesse sentido, o objetivo deste artigo é verificar se houve mudança no regime de política prevalente no Brasil no período pós-metas de inflação. Para tanto, o período foi dividido em três subamostras e um modelo DSGE com rigidez nominal e real e aumentado por um bloco fiscal foi estimado para cada mostra por meio de métodos Bayesianos. A seção a seguir descreve o modelo utilizado.

2 Modelo

O modelo utilizado neste artigo segue a proposta de Park et al. (2012). Esses autores utilizam um modelo Novo-Keynesiano básico, tal como exposto por Woodford (2003), considerando três extensões ao modelo básico: i) formação de hábitos externos; ii) indexação do nível de preços; e iii) meta de inflação variante no tempo na regra de política monetária. Essas características ajudam a captar movimentos de baixa frequência nos dados e a descrever os efeitos nas variáveis de despesas observados empiricamente (PARK et al., 2012). Além disso, o modelo considera um bloco fiscal, tornando possível identificar o comportamento de cada autoridade do governo.

2.1 Famílias

Um continuum de j famílias, $j \in [0, 1]$, que vivem infinitamente e maximizam sua utilidade intertemporalmente, resolvendo o seguinte problema:

$$\max_{\{C_t, B_t, H_t, V_{t+1}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \delta_t \left[\log(C_t^j - \eta C_{t-1}^j) - \frac{(H_t^j)^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (1)$$

Sujeito à:

$$P_t C_t^j + B_t^j + E_t[Q_{t,t+1} V_{t+1}^j] = W_t(j) H_t^j + V_t^j + R_{t-1} B_t^j + \Pi_t + S_t - T_t \quad (2)$$

Em que C_t^j é o consumo da família j , C_t é o consumo agregado, B_t^j é a quantidade de títulos do governo de um período mantidos pela família j , H_t^j representa horas de trabalho do tipo j , P_t é o nível de preços, R_t é a taxa de juros, Π_t é o lucro das firmas intermediárias, $W_t(j)$ é o salário nominal competitivo do trabalho do tipo j e $(S_t - T_t)$ representa transferências líquida de impostos do governo. Além dos títulos do governo, as famílias também possuem títulos de um período V_{t+1}^j , cujo preço é dado por $Q_{t,t+1}$. Os parâmetros β , φ e η são, respectivamente, o fator de desconto intertemporal, o inverso da elasticidade Frisch do trabalho e o grau de hábitos externos, enquanto δ_t é um choque de preferência que evolui da seguinte forma: $\delta_t = \delta_{t-1}^{\rho_\delta} \exp(\varepsilon_{\delta,t})$, em que $\varepsilon_{\delta,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\delta^2)$.

2.2 Firms

Há um continuum de firmas i , $i \in [0, 1]$, produzindo bens intermediários, $Y_t(i)$. A agregação desses bens por meio de um agregador Dixit e Stiglitz resulta em um bem final $Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta_t-1}{\theta_t}} di \right)^{\frac{1}{1-\theta_t}}$, que é consumido pelas famílias e pelo governo. O parâmetro θ_t representa a elasticidade de substituição entre os bens intermediários e é variante no tempo, seguindo o seguinte processo: $\theta_t = \bar{\theta}^{1-\rho_\theta} \theta_{t-1}^{\rho_\theta} \exp(\varepsilon_{\theta,t})$, em que $\bar{\theta}$ é a elasticidade do estado estacionário e $\varepsilon_{\theta,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\theta^2)$. O preço do bem final é dado por um índice agregador de preços $P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta_t} di \right)^{\frac{1}{1-\theta_t}}$, em que $P_t(i)$ é o preço do bem intermediário i . A demanda ótima pelo bem intermediário i é dada por:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\theta_t} Y_t$$

As firmas produtoras de bens intermediários produzem em um mercado de competição monopolística e usam a mesma função de produção dada por:

$$Y_t(i) = A_t H_t(i)$$

Em que $H_t(i)$ representa as horas de trabalhos do tipo i empregadas pela firma i e A_t denota o progresso tecnológico exógeno, cuja taxa bruta de crescimento é dada por:

$$\frac{A_t}{A_{t-1}} \equiv a_t = \bar{a}^{1-\rho_a} a_{t-1}^{\rho_a} \exp(\varepsilon_{a,t})$$

Em que \bar{a} é a taxa de crescimento bruta do progresso tecnológico do estado estacionário e $\varepsilon_{a,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_a^2)$.

A economia possui rigidez de preços, que é tratada seguindo Calvo (1983). As firmas atualizam seus preços com uma probabilidade de $1 - \alpha$ todo período. As firmas que não ajustam seus preços seguem a seguinte regra:

$$P_t(i) = P_{t-1}(i) \pi^\gamma \bar{\pi}^{1-\gamma} \quad (3)$$

Em que γ representa a extensão da indexação a inflação e $\bar{\pi}$ representa o estado estacionário da inflação bruta $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$.

As firmas otimizadoras escolhem um preço P_t^* que maximiza os lucros intertemporalmente, considerando a rigidez de preços. Para tanto, as firmas otimizadoras resolvem o seguinte problema:

$$\max_{P_t^*} E_0 \sum_{k=0}^{\infty} (\alpha)^k Q_{t,t+k} \left[P_t^* X_{t,k} - \frac{W_{t+k}(i)}{A_{t+k}} \right] \quad (4)$$

Em que:

$$X_{t,k} \equiv \begin{cases} (\pi_t \pi_{t+1} \cdots \pi_{t+k-1})^\gamma \bar{\pi}^{(1-\gamma)k}, & k \geq 1 \\ 1 & k = 0 \end{cases}$$

e α e γ são respectivamente o parâmetro de Calvo e o grau de indexação da inflação.

2.3 Governo

2.3.1 Restrição orçamentária

A restrição orçamentária do governo é dada por:

$$\frac{B_t}{P_t} = R_{t-1} B_{t-1} + G_t - (T_t - S_t) \quad (5)$$

Reescrevendo-a em termos relativos ao PIB:

$$b_t = R_{t-1} b_{t-1} \frac{1}{\pi_t} \frac{Y_t}{Y_{t-1}} + g_t - \tau_t + s_t \quad (6)$$

Em que $b_t \equiv B_t/P_t Y_t$, $g_t \equiv G_t/Y_t$, $\tau_t \equiv T_t/Y_t$ e $s_t \equiv S_t/Y_t$.

Os gastos do governo e as transferências governamentais seguem, respectivamente, os seguintes processos exógenos:

$$\begin{aligned} g_t &= (1 - \rho_g)\bar{g} + \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_{g,t}, & \varepsilon_{g,t} &\sim i.i.dN(0, \sigma_g^2) \\ s_t &= (1 - \rho_s)\bar{s} + \rho_s s_{t-1} + \varepsilon_{s,t}, & \varepsilon_{s,t} &\sim i.i.dN(0, \sigma_s^2) \end{aligned}$$

2.3.2 Regra de política monetária

O Banco Central utiliza a taxa de juros nominal como instrumento de política monetária. A taxa de juros nominal é fixada de acordo com a seguinte regra:

$$\frac{R_t}{\bar{R}} = \left(\frac{R_{t-1}}{\bar{R}} \right)^{\rho_R} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi_t^*} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{\phi_Y} \right]^{1-\rho_R} \exp(\varepsilon_{R,t}), \quad \varepsilon_{R,t} \sim i.i.dN(0, \sigma_R^2) \quad (7)$$

A regra de política monetária especificada pela equação (2) retrata duas características importantes: a suavização da taxa de juros e as respostas do juros, não só em relação ao desvio da meta de inflação, mas também em relação aos desvios do produto de seu nível natural. A meta de inflação é variante no tempo e segue o seguinte processo exógeno:

$$\pi_t^* = \bar{\pi}^{1-\rho_\pi} (\pi_{t-1}^*)^{\rho_\pi} \exp(\varepsilon_{\pi,t}), \quad \varepsilon_{\pi,t} \sim i.i.dN(0, \sigma_\pi^2)$$

2.3.3 Regra de política fiscal

A regra fiscal tem a seguinte forma:

$$\frac{\tau_t}{\bar{\tau}} = \left(\frac{\tau_{t-1}}{\bar{\tau}} \right)^{\rho_\tau} \left[\left(\frac{b_{t-1}}{b_{t-1}^*} \right)^{\tilde{\psi}_b} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{\tilde{\psi}_Y} \left(\frac{g_t}{g_t^*} \right)^{\tilde{\psi}_g} \right]^{1-\rho_\tau} \exp(\tilde{\varepsilon}_{\tau,t}), \quad \tilde{\varepsilon}_{\tau,t} \sim i.i.dN(0, \tilde{\sigma}_\tau^2) \quad (8)$$

Em que $\bar{\tau}$ é o valor do estado estacionário de τ_t . A regra de política fiscal dada pela equação 8, assim como a regra de política monetária, possui um componente suavizador e capta as respostas em relação aos: i) desvios do período anterior da relação dívida-PIB de sua meta; ii) desvios do produto em relação ao seu nível natural; e iii) desvios do gasto do governo em relação ao seu nível natural. Assim como no caso da meta de inflação, a meta da relação dívida-PIB segue o seguinte processo:

$$b_t^* = \bar{b}^{1-\rho_b} (b_{t-1}^*)^{\rho_b} \exp(\varepsilon_{b,t}), \quad \varepsilon_{b,t} \sim i.i.dN(0, \sigma_b^2)$$

2.4 Equilíbrio

O equilíbrio exige que, além das condições de otimização das firmas e das famílias, a restrição orçamentária do governo deve ser satisfeita, bem como as regras de políticas devem ser consideradas. Além disso, o mercado de bens, mercado de trabalho e mercado de ativos devem estar em equilíbrio:

$$\int_0^1 C_t^j dj + G_t = Y_t, \quad (9)$$

$$H_t(j) = H_t^j, \quad (10)$$

$$\int_0^1 V_t^j dj = 0, \quad (11)$$

$$\int_0^1 B_t^j dj = 0 \quad (12)$$

Essas condições de equilíbrio resultam em um sistema não-linear de equações em diferenças estocástico. Para resolver esse sistema, pode-se linearizá-lo. Normalizando as variáveis por A_t e fazendo uma aproximação de primeira ordem em torno do estado estacionário não estocástico, o seguinte sistema de equações em diferença estocástico linear é encontrado¹

- Equação de Euler para o consumo:

$$\begin{aligned} \hat{C}_t = & \frac{\bar{a}}{\bar{a} + \eta} E_t[\hat{C}_{t+1}] + \frac{\eta}{\bar{a} + \eta} \hat{C}_{t-1} - \frac{\bar{a} - \eta}{\bar{a} + \eta} \left(\hat{R}_t - E_t[\hat{\pi}_{t+1}] \right) \\ & + \frac{\bar{a}}{\bar{a} + \eta} E_t \hat{a}_{t+1} - \frac{\eta}{\bar{a} + \eta} \hat{a}_t + \frac{\bar{a} - \eta}{\bar{a} + \eta} \hat{d}_t \end{aligned} \quad (13)$$

Em que $\hat{d}_t \equiv (1 - \rho_\delta) \delta_t$.

- Curva de Phillips Novo-Keynesiana:

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t = & \frac{\beta}{1 + \gamma\beta} E_t[\hat{\pi}_{t+1}] + \frac{\gamma}{1 + \gamma\beta} \hat{\pi}_{t-1} \\ & + \frac{(1 - \alpha\beta)(1 - \alpha)}{\alpha(1 + \varphi\theta)(1 + \gamma\beta)} \left[\left(\varphi + \frac{\bar{a}}{\bar{a} - \eta} \right) \left(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^* \right) \frac{\eta}{\bar{a} - \eta} \left(\hat{Y}_{t-1} - \hat{Y}_{t-1}^* \right) \right] + \hat{u}_t \end{aligned} \quad (14)$$

Em que $\hat{u}_t \equiv -\frac{(1-\alpha\beta)(1-\alpha)}{\alpha(1+\varphi\theta)(1+\gamma\beta)} \frac{1}{\theta-1} \hat{\theta}_t$ pode ser interpretado com um choque de custo.

- Regra de política de monetária:

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) \left[\phi_\pi (\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^*) + \phi_y \left(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^* \right) \right] + \varepsilon_{R,t} \quad (15)$$

- Regra de política fiscal

$$\hat{\tau}_t = \rho_\tau \hat{\tau}_{t-1} + (1 - \rho_\tau) \left[\psi_b (\hat{b}_{t-1} - \hat{b}_{t-1}^*) + \psi_y \left(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^* \right) + \psi_g \hat{g}_t \right] + \varepsilon_{\tau,t} \quad (16)$$

Em que $\psi \equiv \frac{\bar{\tau}}{\bar{b}} \tilde{\psi}_b$, $\psi_Y \equiv \bar{\tau} \tilde{\psi}_Y$, $\psi_g \equiv \frac{\bar{\tau}}{\bar{g}} \tilde{\psi}_g$ e $\varepsilon_{\tau,t} \equiv \bar{\tau} \tilde{\varepsilon}_{\tau,t} \sim i.i.d. N(0, \sigma_\tau^2)$

¹ A notação adotada é a seguinte: $\tilde{X}_t = X_t/A_t$, e $\hat{X}_t = \log X_t - \log \bar{X}$, em que \bar{X} é o valor da variável X_t no estado estacionário. Entretanto, essa notação não é adotada excepcionalmente para as variáveis fiscais, sendo que $\hat{b}_t = b_t - \bar{b}$, $\hat{g}_t = g_t - \bar{g}$, $\hat{\tau}_t = \tau_t - \bar{\tau}$ e $\hat{s}_t = s_t - \bar{s}_t$.

- Restrição orçamentária do governo:

$$\hat{b}_t = \beta^{-1}\hat{b}_{t-1} + \beta^{-1}\bar{b} \left(\hat{R}_{t-1} - \hat{\pi}_t - \hat{Y}_t + \hat{Y}_{t-1} - \hat{a}_t \right) + \hat{g}_t - \hat{\tau}_t + \hat{s}_t \quad (17)$$

- Restrição de recursos:

$$\hat{Y}_t = \hat{C}_t + \frac{1}{1-\bar{g}}\hat{g}_t \quad (18)$$

- Nível natural de produto:

$$\hat{Y}_t^* = \frac{\eta}{\varphi(\bar{a} - \eta) + \bar{a}}\hat{Y}_{t-1}^* + \frac{\bar{a}}{[\varphi(\bar{a} - \eta) + \bar{a}](1 - \bar{g})}\hat{g}_t - \frac{\eta}{[\varphi(\bar{a} - \eta)\bar{a}](1 - \bar{g})}\hat{g}_{t-1} - \frac{\eta}{\varphi(\bar{a} - \eta) + \bar{a}}\hat{a}_t \quad (19)$$

- Choques exógenos

$$\hat{g}_t = \rho_g\hat{g}_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \quad (20)$$

$$\hat{d}_t = \rho_d\hat{d}_{t-1} + \varepsilon_{d,t} \quad (21)$$

$$\hat{a}_t = \rho_a\hat{a}_{t-1} + \varepsilon_{a,t} \quad (22)$$

$$\hat{u}_t = \rho_u\hat{u}_{t-1} + \varepsilon_{u,t} \quad (23)$$

$$\hat{s}_t = \rho_s\hat{s}_{t-1} + \varepsilon_{s,t} \quad (24)$$

$$\hat{\pi}_t^* = \rho_\pi\hat{\pi}_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi,t} \quad (25)$$

$$\hat{b}_t^* = \rho_b\hat{b}_{t-1}^* + \varepsilon_{b,t} \quad (26)$$

O equilíbrio da economia é determinado quando se tem uma política ativa e a outra passiva (LEEPER, 1991). No caso do modelo explicitado acima, o sistema de equações log-linearizadas implica que a política monetária é ativa quando $\phi_\pi > 1 - \phi_Y[(1 - \tilde{\beta})/\tilde{\kappa}]$, em que $\tilde{\beta} \equiv \frac{\gamma+\beta}{1+\gamma\beta}$ e $\tilde{\kappa} \equiv \frac{(1-\alpha\beta)(1-\alpha)}{\alpha(1+\varphi\theta)(1+\gamma\beta)}(1 + \varphi)$. A política fiscal é ativa quando $\psi_b < \frac{1}{\beta} - 1$.

3 ANÁLISE EMPÍRICA

3.1 Solução do modelo DSGE

De posse do sistema de equações linearizado, o próximo passo é resolver o modelo, isto é, encontrar as funções políticas. No caso do modelo em questão, tem-se um sistema linear de expectativas racionais que pode ser resolvido pelo método de Sims (2002). Para aplicar esse método, o sistema (13) - (26) deve ser reescrito na seguinte forma:

$$Ax_t = Bx_{t-1} + C\nu_t + D\Upsilon_t + E \quad (27)$$

Em que x_t é um vetor que contém as variáveis endógenas e exógenas do modelo linearizado, ν_t é um vetor de choques exógenos, Υ_t é um vetor de esperança dos erros satisfazendo $E_t[\Upsilon_{t+1}] = 0$, e A , B , C , D e E são matrizes com os parâmetros do modelo. O método de Sims (2002) consiste em dividir o sistema em dois blocos: bloco estável e bloco explosivo. Para fazer essa separação, as matrizes A e B são decompostas por meio da decomposição de Schur. Especificamente, a decomposição fica da seguinte forma: $A = Q'\Lambda Z'$ e $B = Q'\Omega Z'$, em que Q e Z são matrizes unitárias e Λ e Ω são matrizes do tipo triangular superior.

Ordenando as matrizes Q , Z , Λ e Ω de modo que os autovalores generalizados de A e B nas matrizes Λ e Ω fiquem organizados de forma crescente, pré-multiplicando 27 por Q e considerando o fato de que as matrizes Q e Z são matrizes unitárias, o sistema 27 pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\Lambda Z'x_t = \Omega Z'x_{t-1} + QC\nu_t + QD\Upsilon_t + QE \quad (28)$$

O sistema (28) pode ainda ser reescrito definindo $z_t = Z'x_t$.

$$\begin{bmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ 0 & \Lambda_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ 0 & \Omega_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1t-1} \\ z_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Q_1 \\ Q_2 \end{bmatrix} [C\nu_t \quad D\Upsilon_t \quad E] \quad (29)$$

considerando que os autovalores generalizados foram organizados em ordem crescente da esquerda para a direita, a primeira linha do sistema dado por 29 representa o bloco estável e a segunda linha o bloco explosivo. Tendo em vista que os autovalores do bloco explosivo são maiores do que a unidade, a segunda linha da equação 29 é resolvida “para frente”. Assumindo que a esperança do erro se mova de modo a compensar os impactos dos choques ν_t , ou seja, $Q_2(C\nu_t + D\Upsilon_t) = 0$, é possível chegar à seguinte solução z_{2t} :

$$z_{2t} = (\Omega_{22} - \Lambda_{22})^{-1}Q_2E_2 \quad (30)$$

A resolução do bloco não-explosivo requer uma solução para o erro esperado, Υ_t . A unicidade da solução é obtida explorando a relação entre o erro esperado de z_{1t} e z_{2t} . Segundo Sims (2002), a condição necessária e suficiente para a unicidade é dada pela existência de uma matriz Φ , que satisfaça:

$$Q_1D = \Phi Q_2D \quad (31)$$

Dada a existência e a capacidade de calcular a matriz Φ , o modelo pode ser resolvido para o bloco não explosivo pré-multiplicando o sistema (29) por $[I - \Phi]$ e usando a solução *forward-looking* obtida para z_{2t} . Fazendo essa substituição e resolvendo para z_t , chega-se à:

$$\begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_{11}^{-1} & -\Lambda_{11}^{-1}(\Lambda_{12} - \Phi\Lambda_{22}) \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Q_1 - \Phi Q_2 \\ (\Omega_{22} - \Lambda_{22})^{-1} \end{bmatrix} E + \begin{bmatrix} \Lambda_{11}^{-1} & -\Lambda_{11}^{-1}(\Omega_{12} - \Phi\Omega_{22}) \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1t-1} \\ z_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Lambda_{11}^{-1}(Q_1 - \Phi Q_2) \\ 0 \end{bmatrix} C\nu_t \quad (32)$$

Finalmente, o sistema 32 pode ser reescrito em termos de x_t . Pré-multiplicando a equação 32 por Z e lembrando que $z_t = Z'x_t$ e que Z é uma matriz unitária, isto é, $ZZ' = Z'Z = I$, chega-se à:

$$x_t = \Theta_E + \Theta_0 x_{t-1} + \Theta_1 \nu_t \quad (33)$$

Em que:

$$\begin{aligned} \Theta_E &= Z \begin{bmatrix} \Lambda_{11}^{-1} & -\Lambda_{11}^{-1}(\Lambda_{12} - \Phi\Lambda_{22}) \\ 0 & I \end{bmatrix} E, \\ \Theta_0 &= Z \begin{bmatrix} \Lambda_{11}^{-1} & -\Lambda_{11}^{-1}(\Omega_{12} - \Phi\Omega_{22}) \\ 0 & 0 \end{bmatrix} Z' e \\ \Theta_1 &= Z \begin{bmatrix} \Lambda_{11}^{-1}(Q_1 - \Phi Q_2) \\ 0 \end{bmatrix} C \end{aligned}$$

O sistema (33) fornece o valor de cada variável em função de seus valores defasados, dos valores das demais variáveis defasadas e dos choques exógenos. Em outras palavras, as funções políticas são encontradas nas equações do sistema (33)

3.2 Dados

Foram utilizadas seis variáveis com frequência mensal, iniciando-se em junho de 1999 e terminando em novembro de 2017. As variáveis incluem: i) o produto interno bruto real²; ii) a inflação medida pelo IPCA e transformada em taxa anual; iii) taxa de juros SELIC *overnight* também transformada em taxa anual; iv) gasto total do governo central; v) receita total do governo central; e vi) dívida líquida do governo central. As variáveis de fluxo ‘gasto’ e ‘receita do governo central’ foram utilizadas como proporção do PIB mensal, e a variável de estoque ‘dívida do governo central’ foi ponderada pelo PIB acumulado em 12 meses. Todas as séries estão disponíveis no sistema de gerenciamento de séries temporais do Banco Central do Brasil.

A fim de avaliar a evolução da combinação de políticas monetária e fiscal, a amostra de dados foi dividida em três subamostras: a primeira abarca o período de junho de 1999 a dezembro de 2003; a segunda envolve o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2010; e a terceira se estende de janeiro de 2011 até novembro de 2017. Visando manter a simetria com o modelo teórico, as séries temporais foram tratadas antes da estimação. Na série do produto foi utilizada a primeira diferença do logaritmo dessa variável, visto que a série em nível possui tendência. Nas séries de juros e inflação, aplicou-se uma transformação logarítmica. Para as séries de receitas e gastos do governo central, foi necessário fazer um ajuste sazonal, realizado por meio do *software X13-ARIMA*. Essas transformações permitem manter a simetria com o modelo teórico, e possibilita especificar o modelo empírico completo, por meio das equações de medidas.

As equações de medidas são as seguintes:

²Deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo, IPCA.

$$Y_t^{obs} = \hat{Y}_t + \hat{a}_t + a \quad (34)$$

$$\pi_t^{obs} = 12\hat{\pi}_t + 12\pi \quad (35)$$

$$R_t^{obs} = 12\hat{R}_t + 12(a + \pi + \mu) \quad (36)$$

$$\tau_t^{obs} = \hat{\tau}_t + 100\bar{\tau} \quad (37)$$

$$g_t^{obs} = \hat{b}_t + 100\bar{g} \quad (38)$$

$$b_t^{obs} = \hat{b}_t + 100\bar{b} \quad (39)$$

Em que $a \equiv 100(\bar{a} - 1)$, $\pi \equiv 100(\bar{\pi} - 1)$ e $\mu \equiv 100(\beta^{-1} - 1)$. As equações de medida (35)-(39) junto com as equações resultantes da solução do modelo, escritas de forma compacta pela equação (33) (equações de transição de estado), permitem a representação na forma de espaço-estado do modelo. Essa representação é útil para a estimação do modelo.

3.3 Estimação

O modelo proposto neste trabalho foi estimado por meio da abordagem Bayesiana. A estimação de modelos Bayesianos permite que o pesquisador incorpore informação sobre os parâmetros a partir de uma distribuição a priori para esses parâmetros. Em contraste com a abordagem Clássica, os resultados da estimação Bayesiana são distribuições para os parâmetros, ao invés de uma estimativa pontual. Assim, no processo de estimação, o objetivo é fazer afirmações probabilísticas condicionais a respeito da parametrização do modelo (DEJONG; DAVE, 2011). Essas afirmações probabilísticas são condicionadas à função verossimilhança e à distribuição a priori.

No caso do modelo em questão, como o choques exógenos são Gaussianos e o modelo é linear, o Filtro de Kalman pode ser utilizado para construir e avaliar a função verossimilhança. Avaliada a verossimilhança e dadas as distribuições a priori, é possível ‘conectá-las’ por meio do teorema de Bayes e obter a distribuição a posteriori. Essa, por sua vez, usualmente não possui fórmula fechada, sendo necessário recorrer a métodos de simulação. Um algoritmo usado geralmente em modelos DSGE é o Metropolis-Hastings, disponível no pacote *Dynare* para estimar modelos DSGE linearizados.

Desse modo, para estimar os parâmetros é necessário especificar as distribuições a priori. Trinta parâmetros do modelo foram estimados, enquanto quatro foram calibrados. Os seguintes parâmetros foram calibrados baseando-se em Castro et al. (2015): $\varphi = 1$ e $\theta = 11$. Os parâmetros de persistência da meta de inflação e meta para dívida, respectivamente ρ_{π^*} e ρ_{b^*} , também foram calibrados com valor de 0,95 visto que há um comportamento de baixa frequência para as variáveis de meta de inflação e da dívida (PARK et al., 2012).

Em relação aos parâmetros estimados, as distribuições a priori foram escolhidas de modo a satisfazer as restrições teóricas dos parâmetros do modelo, seguindo as especificações de (PARK et al., 2012). Em geral, a média e desvio padrão das distribuições a priori foram escolhidas baseando-se nos momentos a priori utilizados por Castro et al. (2015). Especificamente, as médias amostrais das variáveis dívida, gasto e receita do governo foram utilizadas como média para a distribuição dos parâmetros \bar{b} , \bar{g} e $\bar{\tau}$. A tabela (1) detalha a distribuição a priori de cada parâmetro.

A escolha das distribuições para os parâmetros de resposta à inflação e resposta à dívida são essenciais para a análise proposta neste artigo. Seguindo Park et al. (2012), uma reparametrização é feita com a finalidade de impor o regime de política no processo de estimação. Para tal, denote os limites para as políticas monetária ativa e fiscal passivas, respectivamente,

Tabela 1: Distribuição a priori dos parâmetros

Parâmetros	Nome dos parâmetros	Distribuição a priori		
		Priori	Média	D.P.
ϕ_π	Resp. à inflação na regra de juros	Gama	0,8	0,2
ϕ_y	Resp. ao produto na regra de juros	Gama	0,8	0,05
ψ_b	Resp. à dívida na regra fiscal	Gama	0,05	0,04
ψ_y	Resp. ao produto na regra fiscal	Normal	0,4	0,3
ψ_g	Resp ao gasto do governo	Normal	0,7	0,3
α	Parâmetro de Calvo	Beta	0,65	0,1
η	Persistência do hábito	Beta	0,85	0,05
γ	Grau de indexação da inflação	Beta	0,6	0,2
ρ_g	Pers. dos gastos do governo	Beta	0,5	0,25
ρ_d	Pers. do choque de preferência	Beta	0,5	0,25
ρ_a	Pers. do choque de tecnologia	Beta	0,5	0,25
ρ_u	Pers. do choque de custos	Beta	0,5	0,25
ρ_s	Pers. do choque de transferências	Beta	0,5	0,25
ρ_r	Pers. do choque de juros	Beta	0,5	0,25
a	Tx. de c. da tecnologia do E.E.	Normal	0,5	0,25
π	Tx de c. da inflação líquida do E.E.	Gama	0,6	0,25
μ	Tx de cresc. do juros real líquido	Gama	0,25	0,25
\bar{b}	Relação dívida-PIB do E.E.	Gama	0,31/0,29/0,24	0,25
$\bar{\tau}$	Relação receitas-PIB do E.E.	Gama	0,2/0,22/0,21	0,25
\bar{g}	Relação despesas-PIB do E.E.	Gama	0,15/0,16/0,18	0,25
σ_g	D.P. do choque de gastos do gov.	Gama Inv.	0,5	2
σ_d	D.P. do choque de preferência	Gama Inv.	0,5	2
σ_a	D.P. do choque tecnológico	Gama Inv.	0,5	2
σ_u	D.P. do choque do choque de custos	Gama Inv.	0,5	2
σ_s	D.P. do choquede transferências	Gama Inv.	0,5	2
σ_R	D.P. do choque da taxa de juros	Gama Inv.	0,5	2
σ_τ	D.P. do choque das receitas	Gama Inv.	0,5	2
σ_π	D.P. do choque de inflação	Gama Inv.	0,5	2
σ_b	D.P. do choque da dívida	Gama Inv.	0,5	2

por $\Theta^M \equiv 1 - \phi_Y[(1 - \tilde{\beta})/\tilde{\kappa}]$ e $\Theta^F \equiv \frac{1}{\beta} - 1$. Assim, considerando que ϕ_π^* e ψ_b^* seguem uma distribuição gama, e portanto são positivos e a seguinte reparametrização de ϕ_π e ψ_b assegura que a política monetária é ativa e a fiscal é passiva, isto é, dominância monetária.

$$\phi_\pi = \Theta^M + \phi_\pi^* \quad (40)$$

$$\psi_b = \Theta^F + \psi_b^* \quad (41)$$

Se, por outro lado, a reparametrização for

$$\phi_\pi = \Theta^M - \phi_\pi^* \quad (42)$$

$$\psi_b = \Theta^F - \psi_b^* \quad (43)$$

a política monetária será passiva e a fiscal ativa, ou seja, é o caso de dominância fiscal. Assim, é possível estimar os dois casos e avaliar a verossimilhança marginal para verificar qual regime se adequa mais aos dados, e assim decidir qual o regime prevalente no período.

4 RESULTADOS

Para cada subamostra foram estimados dois modelos: um com considerando a a imposição do regime de dominância monetária (isto é, considerando a reparametrização (40)-(41)) e outro impondo o regime de dominância fiscal (isto é, levando em conta a reparametrização de acordo com (42)-(43)). Então, o valor da verossimilhança marginal de cada estimação pode ser comparado, tornando-se possível ver qual regime se ajustou melhor aos dados. A tabela (2) apresenta a verossimilhança associada à estimação impondo a política fiscal ativa e monetária passiva (AM/PF) e impondo política monetária passiva e política fiscal ativa (PM/AF) para as três amostras.

Tabela 2: Verossimilhança e regime de política

	AM/PF	PM/AF	Resultado
Amostra 1	-544,56	-540,65	Dominância Fiscal
Amostra 2	-755,20	-741,99	Dominância Fiscal
Amostra 3	-961,04	-969,60	Dominância Monetária

Como ilustrado na tabela (2), para as amostras 1 e 2 os dados se ajustaram melhor ao regime de dominância fiscal, visto que o valor da verossimilhança é maior. Por outro lado, na amostra 3 o regime de dominância monetária apresentou melhor ajuste. Assim, os resultados apontam que a partir de 2011 o regime passou de dominância fiscal para dominância monetária. A tabela (3) mostra o a média da distribuição a posteriori para as três amostras considerando o regime de melhor ajuste.

Tabela 3: Distribuição a posteriori dos parâmetros do modelo

Parâmetros	Amostra 1 (PM/AF)			Amostra 2 (PM/AF)			Amostra 3 (AM/PF)		
	Média	Intervalo HPD		Média	Intervalo HPD		Média	Intervalo HPD	
ϕ_{π}^*	0,790	0,427	1,141	0,560	0,355	0,758	0,875	0,631	1,128
ϕ_y	0,778	0,700	0,860	0,781	0,702	0,856	0,809	0,734	0,884
ψ_b^*	0,038	0,004	0,069	0,049	0,001	0,098	0,049	0,001	0,111
ψ_y	0,798	0,510	1,074	0,470	0,294	0,640	-0,033	-0,223	0,152
ψ_g	0,616	0,276	0,967	0,467	0,154	0,792	-0,061	-0,301	0,166
α	0,866	0,825	0,912	0,903	0,876	0,931	0,973	0,961	0,986
η	0,717	0,633	0,799	0,714	0,638	0,793	0,704	0,649	0,760
γ	0,098	0,013	0,183	0,055	0,008	0,102	0,049	0,007	0,094
ρ_g	0,636	0,463	0,819	0,517	0,376	0,662	0,374	0,173	0,555
ρ_d	0,603	0,422	0,833	0,118	0,002	0,235	0,056	0,000	0,114
ρ_a	0,299	0,175	0,427	0,494	0,187	0,758	0,500	0,168	0,848
ρ_u	0,046	0,001	0,092	0,026	0,000	0,055	0,024	0,000	0,050
ρ_s	0,103	0,003	0,199	0,428	0,274	0,582	0,429	0,294	0,560
ρ_r	0,997	0,995	1,000	0,999	0,998	1,000	0,998	0,995	1,000
ρ_{τ}	0,234	0,023	0,410	0,280	0,054	0,511	0,160	0,008	0,291
a	-0,023	-0,190	0,140	0,086	-0,094	0,268	0,203	-0,007	0,443
π	0,599	0,154	0,962	0,814	0,274	1,326	0,164	0,065	0,261
μ	0,190	0,072	0,305	0,171	0,065	0,280	0,165	0,065	0,264
\bar{b}	0,297	0,214	0,375	0,226	0,163	0,288	0,178	0,085	0,262
$\bar{\tau}$	0,207	0,201	0,213	0,221	0,216	0,226	0,217	0,209	0,225
\bar{g}	0,151	0,147	0,154	0,165	0,161	0,167	0,181	0,176	0,186
σ_g	0,476	0,402	0,547	0,757	0,663	0,849	1,805	1,581	2,032
σ_d	0,311	0,127	0,496	4,421	2,842	6,128	8,484	6,809	10,074
σ_a	5,317	3,378	7,075	1,256	0,528	2,030	0,597	0,139	1,119
σ_u	0,067	0,060	0,074	0,063	0,060	0,066	0,062	0,060	0,064
σ_s	1,949	1,639	2,256	1,173	1,022	1,326	2,305	2,009	2,617
σ_R	0,064	0,060	0,069	0,062	0,060	0,064	0,062	0,060	0,064
σ_{τ}	0,998	0,821	1,171	0,812	0,683	0,948	1,431	1,234	1,628
σ_{π}	0,314	0,121	0,508	0,424	0,127	0,742	0,187	0,101	0,271
σ_b	0,354	0,129	0,599	0,475	0,167	0,739	1,030	0,136	1,965

O apêndice apresentado na seção 7 apresenta as figuras das distribuições a posteriori e o diagnóstico de convergência das iterações do algoritmo Metropolis-Hastings. Foram utilizadas 200 mil iterações na amostra 1 e 2, e para amostra 3 foi necessário aumentar o número de iterações para 300 mil, devido à problemas de convergência.

Dos parâmetros estimados, nota-se que alguns parâmetros não variam entre as diferentes amostras e os valores encontrados foram próximos aos valores da literatura. Por exemplo, o parâmetro de persistência de hábitos possui média aproximadamente igual nas três amostras de $\eta \simeq 0,7$, o que é condizente com o valor encontrado por Castro et al. (2015) de 0,74. Por outro lado, alguns parâmetros não mantiveram comportamento semelhante nas diferentes amostras. Nesse caso, tem-se o exemplo do desvio padrão do choque exógeno da regra fiscal, σ_{τ} , que variou expressivamente através das amostras: a média da amostra 3 não está contida no intervalo HPD (Highest Probability Density) da amostra 1.

Desse modo, os resultados sugerem dois pontos importantes. Em primeiro lugar, o re-

gime de política prevalente na economia pode mudar, como foi o caso da mudança da segunda amostra para a terceira. Isso sugere que modelos que consideram, de alguma forma, a mudança de regime de política podem ser mais informativos que aqueles que não permitem essa mudança. Em segundo lugar, mudanças no comportamento dos choques exógenos também podem mudar ao longo do tempo. Assim, considerar a mudança na volatilidade pode trazer benefícios ao modelo.

5 DISCUSSÃO

Como mencionado na introdução deste artigo, alguns trabalhos investigaram a interação entre política fiscal e monetária visando identificar o regime de política vigente no Brasil. Entretanto, os resultados encontrados, usando diversas metodologias, não são unânimes. Os resultados encontrados na seção anterior visam contribuir para literatura ao dividir o período em subamostras. A seguir, busca-se tecer algumas comparações entre os resultados encontrados com os existentes da literatura. Ressalta-se que a comparação não pode ser feita de forma direta, visto que os períodos de análise não são exatamente os mesmos, servindo apenas como uma comparação mais geral dos diversos períodos pós metas de inflação.

Os resultados encontrados para a primeira amostra, que se estende de junho de 1999 a dezembro de 2003 estão em linha com os resultados de Moreira, Souza e Almeida (2007), que também encontraram um regime de dominância fiscal para período semelhante. Blanchard (2004) também argumenta que houve de dominância fiscal no Brasil nos anos de 2002 e 2003, embora o argumento desse autor envolva aspectos de economia aberta, enquanto o modelo tratado neste artigo considera apenas a economia fechada.

Para a amostra 2, que se inicia em 2004 e termina em 2010, os resultados divergem de (NUNES; PORTUGAL, 2009) que estudou período similar e encontrou que para o período de entre 2004 e 2008 o regime foi de dominância monetária. Mendonça, Moreira e Sachsida (2017) estima um modelo não estrutural com mudança recorrente de regime e encontra que para o período que engloba a segunda amostra, houve tanto períodos de dominância monetária quanto períodos em que ambas as políticas eram passivas.

Na amostra 3, com início em janeiro 2011 e final em novembro 2017 o resultado encontrado de dominância monetária também não está em linha com os resultados de Mendonça, Moreira e Sachsida (2017). Esse autor encontrou para o período em questão tanto regime de dominância fiscal (em 2013 a 2014), quanto períodos em que ambas políticas foram ativas (em 2015) e ambas foram passivas (em 2011 e 2012). Assim, embora a divisão em amostras sirva como um exercício para identificar mudança na coordenação de políticas, há a dificuldade de captar mudanças que ocorrem em um curto período, como identificado por Mendonça, Moreira e Sachsida (2017).

6 CONCLUSÃO

A pergunta central que este artigo buscou responder é se existe evidência de mudança de regimes de políticas no Brasil no período que sucedeu a implantação de metas de inflação. Um exercício que permite verificar essa mudança é a divisão do período de análise em subamostras, e verificar o regime vigente em cada uma delas. Os resultados permitem concluir que houve mudança no regime de política a partir de 2011, passando de dominância fiscal para dominância monetária. Ressalta-se que a grande parte do período de análise foi identificado um regime

de dominância fiscal. A adoção de metas de inflação, porém, é mais eficaz em um regime de dominância monetária.

Apesar desses resultados preliminares, a questão de identificação de regime precisa ser tratada com mais cautela. Tendo em vista a identificação da mudança do comportamento das autoridades fiscal e monetária, modelos que incluam mudança de Markov podem trazer resultados mais robustos. Além disso, como observado na seção 4, modelar a mudança de volatilidade dos choques exógenos de política também pode melhorar os resultados. Por fim, acrescentar uma estrutura de maturidade para a dívida pública também pode contribuir para melhores resultados.

Referências

- BIANCHI, F. Evolving monetary/fiscal policy mix in the united states. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 102, n. 3, p. 167–172, 2012.
- BLANCHARD, O. *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil*. [S.l.], 2004.
- BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 54, n. 7, p. 1837–1847, 2007.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CANZONERI, M. B.; CUMBY, R. E.; DIBA, B. T. *Is the price level determined by the needs of fiscal solvency?* [S.l.], 1998.
- CASTRO, M. R. D. et al. Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 35, n. 2, p. 103–170, 2015.
- COCHRANE, J. H. A frictionless view of us inflation. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 13, p. 323–384, 1999.
- DAVIG, T. et al. Fluctuating macro policies and the fiscal theory [with comments and discussion]. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 21, p. 247–315, 2006.
- DEJONG, D. N.; DAVE, C. *Structural macroeconometrics*. [S.l.]: Princeton University Press, 2011.
- FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. Monetary and fiscal policy interactions in brazil: an application of the fiscal theory of the price level. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 35, n. 4, p. 657–685, 2005.
- LEEPER, E. M. Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 27, n. 1, p. 129–147, 1991.
- LEEPER, E. M.; LEITH, C. Understanding inflation as a joint monetary–fiscal phenomenon. *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, v. 2, p. 2305–2415, 2016.
- LOYO, E. Tight money paradox on the loose: a fiscalist hyperinflation. *manuscript, Harvard University*, 1999.
- MENDONÇA, M. J.; MOREIRA, T. B. S.; SACHSIDA, A. Regras de políticas monetária e fiscal no brasil: evidências empíricas de dominância monetária e dominância fiscal. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2017.
- MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G. S.; ALMEIDA, C. L. Fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: The brazilian case. 2007.
- NUNES, A. F. N. d.; PORTUGAL, M. S. Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o brasil pós-metas de inflação. *Encontro Nacional de Economia (37.: 2009, 08-11 dez.: Foz do Iguaçu, PR).[Anais..] Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. 1 CD-ROM.*, 2009.
- ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M. S. Fiscal and monetary interaction in brazil. *XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria*, Sociedade Brasileira de Econometria, p. 323–384, 2011.

PARK, W. Y. et al. Policy regimes, policy shifts, and us business cycles. In: SOCIETY FOR ECONOMIC DYNAMICS. *2012 Meeting Papers*. [S.l.], 2012.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review*, Federal Reserve of Minneapolis, p. 1–17, 1981.

SIMS, C. A. Solving linear rational expectations models. *Computational economics*, Springer, v. 20, n. 1, p. 1–20, 2002.

WOODFORD, M. *Interest rate and prices*. [S.l.]: Princeton University Press Princeton, NJ, and Oxford, 2003.