

Política Fiscal ou Política Monetária Endógena? Evidências para economia brasileira

JEL: C24, E52, E63

Nathanael Matheus Pereira de Brito

Mestrando de Economia PPGE/UFPB
Universidade Federal da Paraíba - UFPB
E-mail: npbrito@hotmail.com

Cássio da Nóbrega Besarria

Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE
Universidade Federal da Paraíba - UFPB
E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br

Wellington Charles Lacerda Nobrega

Doutorando de Economia PPGE/UFPB
Universidade Federal da Paraíba - UFPB
E-mail: wellington_charles@hotmail.com

Política Fiscal ou Política Monetária Endógena? Evidências para economia brasileira

Resumo

Este artigo tem o propósito de identificar o regime de dominância vigente na economia brasileira no período de 2003 a 2015, utilizando a metodologia proposta por [Canzoneri et al. \(1998\)](#). A abordagem empírica é realizada a partir de duas abordagens, que se complementam. Primeiro, será utilizado o modelo de vetores autoregressivos (VAR) e as séries trimestrais de superávit primário (incluindo receitas de senhoriagem), passivo do governo (títulos da dívida pública mais base monetária (M_0)), PIB nominal e taxa de desconto. Os resultados sugeriram que o regime que prevaleceu na economia brasileira foi de dominância monetária. Foi possível verificar que o passivo do governo respondeu negativamente as inovações no superávit primário, mesmo quando controlados pela taxa de desconto e pelo PIB nominal. Na segunda parte do trabalho, assim como em [Fialho e Portugal \(2005\)](#), foi estimado um modelo VAR com mudança markoviana. Os resultados apontaram para dois regimes com características substitutivas. Em um regime observa-se uma política monetária restritiva associada a uma política fiscal expansionista, enquanto o outro regime é caracterizado pelo comportamento oposto ao primeiro.

Palavras-Chave: Teoria Fiscal do Nível de Preços. Dominância Monetária. Dominância Fiscal. MS-VAR.

Abstract

This paper aims to identify the actual dominance regime in the Brazilian economy in the period from 2003 to 2015, using the methodology proposed by [Canzoneri et al. \(1998\)](#). The empirical approach is made through two ways, which complements each other. First, will be used a vectors autorregressive model (VAR) and quarterly data of primary surplus (including seigniorage revenues), government liabilities (public debt securities plus monetary base (M_0)), nominal GDP and discount rate. The results suggests that the regime which prevailed in brazilian economy was monetary dominance regime. It was possible to verify that government liabilities has negatively responded to primary surplus inovations, even when it was controlled by discount rate and nominal GDP. In the second part of the article, in the same way as [Fialho e Portugal \(2005\)](#), it was estimated a markov-switching VAR. The results pointed out to two regimes with substitutive characteristics. In one regime it is observed a restritive monetary policy associated to an expansionist fiscal policy, while the other regime is characterized by the opposite behavior.

Keywords: Fiscal Theory of Price Level. Monetary Dominance. Fiscal Dominance. MS-VAR.

1 Introdução

A avaliação do papel das políticas monetária e fiscal, seja como processo de estabilização ou instrumento de estímulo econômico, é objeto de intenso debate entre acadêmicos e formuladores de política econômica. Para o caso específico da política monetária, desde a implementação do regime de metas de inflação em 1999, a taxa de juro (SELIC) passou a representar o principal instrumento de controle do nível de preços da economia brasileira.

O argumento adotado é que o aumento na taxa de juros é capaz de produzir efeitos recessivos típicos, com redução do produto interno, consumo e investimento. A queda na demanda agregada é fruto do comportamento das famílias, que tendem a substituir consumo presente por consumo futuro, e das firmas, que reduzem o investimento desejado em função das taxas de juros maiores (aumenta o custo de oportunidade de realizar o investimento). Este ambiente recessivo, reduz o emprego e o salário real, assim como, reduz os indicadores de inflação.

No entanto, no ano de 2015 a economia brasileira apresentou taxa de juro de 14,25% a.a. e taxa de inflação de 10,67% a.a., nesse contexto fica difícil argumentar que a política monetária, isoladamente, seja capaz de reconduzir a taxa de inflação para sua meta, sugerindo possíveis limitações na política monetária como alternativa ao combate inflacionário na forma proposta por [Taylor \(1993\)](#). Esse resultado tem evidenciado a importância da política fiscal como instrumento de estabilização.

Nas palavras do presidente do Banco Central, Alexandre Tombini, verifica-se a preocupação no ajuste fiscal como medida de controle da inflação:

"É preciso, portanto, garantir uma trajetória de resultados primários que permita a estabilização e a posterior redução do endividamento público em relação ao PIB, medida crucial para criar uma percepção positiva sobre o ambiente econômico; para reverter a trajetória dos indicadores de confiança dos agentes; para melhorar a competitividade; e para contribuir na ancoragem das expectativas de inflação."(jornal Fato Online, [Brito \(2015\)](#), Brasília, 10/12/2015).

Uma das hipóteses que tem sido levantada para explicar o fato de a inflação não ter cedido as constantes elevações na taxa de juro no período recente é a condução da política fiscal. Essa tem sido apontada como a principal causa da ineficácia da política monetária, motivando a manutenção de uma taxa de juro elevada.

Argumento compartilhado pelo ex-diretor do Banco Central, José Senna, onde, segundo esse:

"O momento que vivemos é de grande dificuldade para os condutores da política monetária. (...) Temos no Brasil um déficit nominal que como proporção do PIB está próximo de 10%. E uma conta de juros particularmente alta. Grande parte da aversão ao risco do Brasil hoje deriva da constatação de contas públicas desequilibradas. Quando se pensa em ajustar a taxa de juros, em qualquer lugar do mundo, de modo geral a preocupação fiscal não está na cabeça do banqueiro central. No Brasil, entretanto, a percepção de risco, refletida, por exemplo, no CDS de 5 anos, chega a quase 500 pontos. Isto é algo que não cabe desconsiderar"(revista Conjuntura Econômica, Rio de Janeiro, 03/2016).

Se por um lado o risco de *default* da dívida pública pressiona uma elevação do prêmio de risco, por outro, a expectativa de uma futura monetização da dívida eleva as expectativas inflacionárias. A

elevação dos juros (política monetária restritiva) conduz a uma ampliação dos gastos com serviço da dívida, ampliando ainda mais o risco de insolvência.

Além dessa introdução, o artigo apresenta outras seis seções. A [Seção 2](#) apresenta os conceitos de dominância monetária (DM) e dominância fiscal (DF) através da restrição intertemporal do governo. Na [Seção 3](#) tem-se uma breve revisão bibliográfica acerca do tema. A [Seção 4](#) é discutida a estratégia empírica adotada. A [Seção 5](#) expõe os resultados encontrados e, por fim, a [Seção 6](#) trata da conclusões.

2 Restrição intertemporal do governo

Nesta seção é feita uma explicação da dominância fiscal e dominância monetária inicialmente tal como propõem [Sargent et al. \(1981\)](#) e [Blanchard \(2004\)](#), e, em seguida, é apresentada uma explanação segundo a TFNP. Enfatiza-se, principalmente, o efeito sobre o nível de preços da relação entre as políticas monetária e fiscal. Assim como em [Canzoneri et al. \(1998\)](#), o ponto de partida para explicação é a restrição orçamentária intertemporal do governo, expressa na equação 1:

$$B_j = (T_j - G_j) + (M_{j+i} - M_j) + \left[\frac{B_{j+1}}{(1 + i_j)} \right] \quad (1)$$

em que M_j e B_j são os estoques da base monetária e dos títulos públicos, respectivamente, no período j ; $(T_j - G_j)$ é o superávit primário obtido no período j e; i_j é a taxa de juro. Todas as variáveis estão em valores nominais. A expressão 1 apresenta três possibilidades de modificar a restrição orçamentária do governo, seja por alteração no superávit primário, por emissão de moeda ou por emissão de novos títulos.

Na [Equação 1](#) é possível observar que o aumento no superávit primário ou a redução da taxa de juros no período j permite a obtenção de maior endividamento público B_j sem alteração no equilíbrio da restrição orçamentária. Além disso, um possível déficit primário, também, pode ser compensado por uma emissão de moeda ou de títulos da dívida num período futuro. Pressupõe-se que os valores nominais das obrigações são fixados no começo do período, sendo os valores reais determinados pelo nível de preços.

A expressão 1 pode ser rescrita em termos de participação no produto, isto é, divide-se cada termo pelo produto nominal, Y_j :

$$\frac{M_j + B_j}{P_j \hat{Y}_j} = \left[\frac{T_j - G_j}{P_j \hat{Y}_j} + \left(\frac{M_{j+1}}{P_j \hat{Y}_j} \right) \left(\frac{i_j}{1 + i_j} \right) \right] + \left(\frac{1}{1 + i_j} \right) \left[\frac{M_{j+1} + B_{j+1}}{P_{j+1} \hat{Y}_{j+1}} \right] \quad (2)$$

em que P_j é o nível geral de preços e \hat{Y}_j é o produto real.

Iterando a [Equação 2](#) para frente a partir do período corrente j , e tomando as expectativas condicionadas às informações disponíveis no período j , obtém-se o valor presente da restrição do governo:

$$\omega_j = s_j + E_j \sum_{k=j}^{\infty} \left(\prod_{k=j}^{j-1} \delta k \right) s_j \quad (3)$$

sendo ω_j a soma das obrigações totais do governo em participação do produto e pode ser substituída por $\omega_j = \frac{W_j}{P_j \hat{Y}_j}$. Nesse caso, W_j é o passivo do governo em termos nominais e P_j é o nível geral de preços. Já s_j é o superávit primário incluindo receitas de senhoriagem, também em participação do produto e, δ_j é o fator de desconto. O fator de desconto é definido por $\delta_j = \left[\frac{(1+r)}{(1+g)} \right]$, em que, $r = \left[\frac{(1+i)}{(1+\pi)} - 1 \right]$ é a taxa real de juros, $\pi = \left[\frac{P_j}{P_{j+1}} - 1 \right]$ é a taxa de inflação e g é a taxa de crescimento do produto real, definida por $g = \left[\frac{\hat{Y}_{j+1}}{\hat{Y}_j} - 1 \right]$. A expressão 3 estabelece que deve haver uma igualdade entre o passivo do governo ω_j e o superávit primário s_j somado ao valor descontado das obrigações do governo no período seguinte.

A questão fundamental a ser respondida é: como conseguir a igualdade nesta equação? Há basicamente duas formas de satisfazer essa restrição orçamentária: (i) com uma política fiscal endógena (dominância monetária) ou (ii) uma política fiscal independente (dominância fiscal).

Para o primeiro caso, a autoridade monetária determina de forma autônoma o nível do passivo do governo e a autoridade fiscal ajusta o superávit primário para que a restrição orçamentária seja satisfeita, para qualquer taxa de desconto, independentemente da taxa de juros real e do crescimento do PIB. Quanto a dominância fiscal, nesse regime a política fiscal é determinada independentemente da restrição orçamentária intertemporal e essa não tem o objetivo de equilibrar as finanças públicas. Neste caso, a autoridade monetária perde a autonomia para perseguir livremente a meta de inflação. Quando a autoridade fiscal, por exemplo, reduz o superávit primário (lado direito da Equação 3), o ajuste da restrição orçamentária se dá através do nível de preços (lado esquerdo da Equação 3). Sendo assim, do ponto de vista da determinação do nível de preços, a política fiscal é ativa e a política monetária é passiva.

3 Revisitando a literatura

Esta seção destina-se a apresentar os conceitos, métodos e resultados dos trabalhos seminais e mais recentes realizados na área de estudo, para posterior comparação entre estes e os resultados obtidos neste trabalho.

Em artigo seminal, [Sargent et al. \(1981\)](#) iniciam expondo a motivação para o estudo das interações entre as políticas monetária e fiscal: "*if monetary policy is interpreted as open market operations, then Friedman's list of the things that monetary policy cannot permanently control may have to be expanded to include inflation*". ([Sargent et al., 1981](#)). Os autores afirmam que, em determinado contexto, a autoridade monetária poderia não só ser incapaz de controlar variáveis econômicas como produção, desemprego ou taxas de juros mas também a própria taxa de inflação, ainda que a base monetária e o nível de preços estejam fortemente relacionados.

Um posicionamento alternativo para a interação entre as políticas monetária e fiscal surgiu com a Teoria Fiscal dos Níveis de Preços (TFNP). Inicialmente, a argumentação representada por [Leeper \(1991\)](#) pautou-se na relação entre as autoridades monetária e fiscal. Enquanto que para [Sargent et al. \(1981\)](#) é considerada ativa ou passiva aquela política que é determinada *a priori*, isto é, que precede no tempo, para [Leeper \(1991\)](#), é considerada uma política ativa aquela que além de considerar variáveis passada ou corrente, considera também um período futuro. Sendo assim, se a política fiscal não depende apenas da dívida pública corrente ou passada, por exemplo, ela é ativa. [Wood-](#)

ford (1994) explica que as políticas monetária e fiscal não são tão coordenadas como supõe o modelo monetarista, podendo, inclusive, ambas serem predeterminadas.

Como visto, os autores apresentados anteriormente enfatizam a postura da autoridade fiscal na determinação do nível de preços, razão pela qual Woodford (1994) denominou esta teoria de Teoria Fiscal do Nível de Preços. A principal diferença entre a TFNP e o modelo teórico proposto por Sargent et al. (1981) está na forma de interpretar a restrição orçamentária intertemporal do governo, apresentada na seção 2. Enquanto que na visão tradicional a restrição orçamentária é uma forma de limitar o comportamento do governo, isto é, uma restrição a postura de gastos do governo, pela TFNP a mesma equação é vista como uma condição de equilíbrio, em que o nível de preços passa a ser uma variável de ajuste.

Para Woodford (1994), um aumento do déficit público levará a um aumento do consumo presente e futuro, e com esse excesso de demanda, haverá elevação do nível de preços. Dessa forma, o regime é dito não ricardiano. A inflação reduz o valor dos ativos líquidos das famílias restaurando o equilíbrio no mercado de bens e reduz também a taxa de juros real da economia que incide sobre a dívida, permitindo que o governo honre seus compromissos com menor superávit. Logo, o nível de preços depende do tamanho do déficit público e do efeito riqueza das expectativas sobre o orçamento público.

Baseado nisso, Canzoneri et al. (1998) propuseram uma análise empírica e testaram a validade da TFNP para os Estados Unidos. Esses investigaram a possível existência de regime não ricardiano nesse país no período de 1951 a 1995. A discussão empírica foi baseada no modelo VAR bivariado e foi testada a seguinte hipótese: Se o passivo do governo (w_{t+1}) responder negativamente e o superávit futuro (s_{t+1}) responder positivamente a choques no superávit, então o regime é tido como ricardiano. Se (w_{t+1}) responder positivamente ou não ser afetado, então o regime passa a ser classificado como não ricardiano¹. Esses concluíram que a economia americana no período foi caracterizada como ricardiana, não corroborando com o que propõe a TFNP.

Após esse estudo surgiu uma série de trabalhos aplicados a economia brasileira e que adaptaram a metodologia proposta por Canzoneri et al. (1998) em diferentes momentos econômicos desse país. Dentre esses, destaca-se Rocha e da Silva (2004). Esses realizaram um estudo para a economia brasileira que tratou o período de 1966 a 2000, com dados anuais. O objetivo do trabalho foi verificar se a inflação na época se comportou como preconiza a TFNP. A estratégia utilizada consiste em averiguar a ocorrência de regime não ricardiano a partir das funções de impulso-resposta de vetores autorregressivos. O intuito do teste é observar como o passivo do governo, w_{t+1} (dívida bruta do governo mais base monetária), reagem a inovações positivas no superávit primário, s_t , (incluindo receita de senhoriagem), ambos em proporção ao PIB.

Os dados mostraram que há uma correlação positiva entre s_t e s_{t+1} , além disso, w_{t+1} reage negativamente frente a inovações positivas em s_{t+1} . Os autores concluíram, portanto, que o regime predominante na economia brasileira no período de 1966 a 2000 foi ricardiano. Essa mesma conclu-

¹Os autores apresentam o seguinte argumento para as hipóteses: Em caso de dominância monetária, um aumento do superávit primário permite ao governo pagar parcela maior de sua dívida, implicando em uma relação negativa entre superávit e as obrigações do governo. Com isso, o governo irá dispor de maiores recursos obtendo, assim, maior superávit no futuro. Logo, há uma correlação positiva entre o superávit corrente s_t e superávit futuro s_{t+1} . No caso de dominância fiscal, há duas possibilidades. Se houver relação positiva entre s_t e s_{t+1} , e s_t e w_{t+1} , então o regime é dito não ricardiano. A mesma conclusão é obtida quando não há correlação entre s_t e s_{t+1} , e nesse caso w_{t+1} também não sofre efeito. Por último, se s_{t+1} e w_{t+1} reagem negativamente a inovações positivas em s_t , não há como concluir qual regime vigora na economia.

são foi obtida também ao se verificar a resposta do PIB nominal, obrigações nominais e da taxa de desconto a impulsos em s_t . Ressalta-se, entretanto, que a restrição orçamentária pode ter sido satisfeita apenas devido a receita de senhoriagem, tendo em vista que essa variável foi considerada no superávit.

Com um corte temporal distinto, mas também levando em consideração o método de [Canzoneri et al. \(1998\)](#), [Fialho e Portugal \(2005\)](#) realizaram um estudo da economia brasileira para o período do pós-Plano Real, representado por janeiro de 1995 a setembro de 2003. Os resultados apontaram que predominou no período um regime de dominância monetária e não houve evidências para um regime não ricardiano. Além disso, os autores também constataram, através de um modelo de vetores autoregressivos com mudanças de markov (MS-VAR), que a relação entre as políticas fiscal e monetária no período foi uma política substitutiva, isto é, adotaram posturas opostas (expansionista e contracionista).

Além destes, outros autores testaram a hipótese de dominância fiscal ou monetária na economia brasileira. Uma síntese dos resultados consta na [Tabela 1](#).

Tabela 1: Resultados encontrados na literatura para o estudo da dominância fiscal e monetária no Brasil

Autor (es)	Período	Método	Resultado
Ornellas e Portugal (2011)	1999 a 2009	DSGE	DF baixo
Belchior (2011)	1995 a 2008	GMM	DF
de Araújo e Besarria (2014)	2003 a 2009	VECM	DM
Ferreira et al. (2015)	2003 a 2013	ARDL e SVAR	DM
Nobrega et al. (2016)	2003 a 2015	VAR e MS-VAR	DM e DF
D'Abadia (2016)	2011 a 2015	GMM	DF
Souza et al. (2016)	2002 a 2015	DSGE-VAR	DM

Fonte: Adaptado de [Nobrega et al. \(2016\)](#).

Nota: DM indica dominância monetária; DF representa dominância fiscal.

Observa-se, através da [Tabela 1](#), que este não é um assunto encerrado na economia brasileira, ou seja, que não há consenso sobre qual seja o regime de dominância. Percebe-se que o método de análise de dados e o período pode influenciar nos resultados. Este trabalho pretende contribuir para o debate e, assim, fornecer embasamento empírico para formulação de políticas públicas.

4 Estratégia empírica

A estratégia empírica do presente trabalho é realizada a partir de duas abordagens, que se complementam. Primeiro, é utilizado um modelo de vetores autorregressivos, conforme proposto por [Sims \(1980\)](#). Posteriormente a análise é expandida para um modelo de vetores autorregressivos com mudança markoviana, conforme proposto por [Krolzig \(1997\)](#). O VAR(p) na forma reduzida pode ser representado por:

$$y_t = \nu + \sum_{l=1}^p B_l y_{t-l} + u_t \quad (4)$$

em que y_t é um vetor ($n \times 1$) contendo as n variáveis incluídas no VAR no período t ; ν é o vetor ($n \times 1$) de interceptos; B_l são matrizes ($n \times n$) dos coeficientes, sendo $l = 0, 1, \dots, p$; u_t é o vetor ($n \times 1$) dos resíduos do modelo.

Para recuperar todas as informações do sistema primitivo através da estimação do modelo reduzido é necessária a imposição de algumas restrições sobre os coeficientes do primeiro sistema de forma a torná-lo identificado. No presente artigo, a alternativa utilizada para identificar as restrições a respeito das relações contemporâneas foi a decomposição de *Cholesky*², também conhecido por identificação recursiva.

Não obstante a larga utilização dos modelos VAR na academia para o estudo das relações macroeconômicas, este método é alvo de críticas, principalmente no que diz respeito a suposição de linearidade na relação entre as variáveis do sistema. Buscando contornar tal problema, [Krolzig \(1997\)](#) desenvolveu o *Markov Switching VAR* (MS-VAR), a partir da união do VAR padrão desenvolvido por [Sims \(1980\)](#) associado aos modelos de mudança de regime de processos markovianos.

A ideia essencial do modelo MS-VAR é a de que quando o sistema de variáveis está sujeito a mudança de regime, os parâmetros θ do processo VAR serão variantes no tempo. Entretanto, o mesmo pode ser invariante no tempo quando condicionado a uma variável não observável (s_t), a qual indica o regime prevalecente no momento t . Sendo M o número de regimes factíveis, tal que $s_t \in \{1, \dots, M\}$, então a densidade de probabilidade condicional de um vetor de séries de tempo observável $\{y_t\}$ é dado por:

$$p(y_t | Y_{t-1}) = \begin{cases} f(y_t | Y_{t-1}, \theta_1) & \text{se } s_t = 1 \\ \vdots \\ f(y_t | Y_{t-1}, \theta_M) & \text{se } s_t = M \end{cases} \quad (5)$$

em que θ_m é o vetor de parâmetros do VAR no regime $m = 1, \dots, M$, e Y_{t-1} são as observações $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$. Deste modo, para um dado regime s_t , o vetor de séries de tempo y_t é gerado a partir de um processo autorregressivo vetorial de ordem p , VAR(p):

$$E[y_t | T_{t-1}, s_t] = \nu(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-j} \quad (6)$$

em que u_t é um termo de inovação, sendo um processo de ruído branco com média zero e matriz de variância-covariância: $\sum(s_t) : N.I.D (0, \sum(s_t))$. Se o processo VAR é definido condicionalmente sobre um regime não observável como a 5, a descrição do processo gerador dos dados deve ser completada por hipóteses em relação ao processo de geração do regime. Assume-se que o regime s_t é gerado por uma cadeia de Markov:

$$Pr(s_t | \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}) = Pr(s_t | s_{t-1}; \rho) \quad (7)$$

²Conforme propõe [Sims \(1980\)](#) este método consiste na imposição de restrições sobre a matriz de impactos contemporâneos, de forma a torná-la uma matriz triangular inferior; isto permite obter os valores dos choques primitivos estruturais através dos resíduos estimados no vetor u_t .

Os modelos MS-VAR podem ser considerados como generalizações dos modelos VAR(p) no qual os parâmetros são variantes no tempo, contudo, os mesmos tornam-se constantes quando condicionados a determinado regime s_t . Além disto, é possível realizar-se várias especificações, tais como: mudança markoviana na média, intercepto e nos coeficientes. Na presente pesquisa optou-se por apresentar os resultados referentes ao modelo com mudança na média³. Neste sentido, o modelo MSM(M)-VAR(p) ajustado na média pode ser expresso por:

$$Y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (8)$$

onde p é a ordem de defasagem, u_t é o erro condicionado ao regime, k é a dimensão do vetor de variáveis e M é o número de regimes. Os termos $\mu, A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \sum(s_t)$ representam as funções de mudança que descrevem a dependência de $\mu, A_1, \dots, A_p, \sum$ de acordo com o regime realizado (s_t):

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{se } s_t = 1 \\ \vdots & \\ \mu_M & \text{se } s_t = M \end{cases} \quad (9)$$

Uma característica interessante dos modelos de mudança markoviana está relacionado ao fato das realizações não observadas do regime $s_t \in \{1, 2, \dots, m\}$ serem gerados por um tempo discreto, constituindo-se em um processo estocástico governado por cadeias de Markov com estados discretos. A probabilidade de transição entre regimes é expressa por:

$$P_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^m = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, m\}. \quad (10)$$

em que P_{ij} representa a probabilidade de, estando no regime i , no instante $t + 1$ mude-se para o regime j . As probabilidades de transição também podem ser representadas em forma matricial, considerando dois regimes:

$$T = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{12} \\ 1 - p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Por fim, vale ressaltar que o número de regimes foi fixado em $M = 2$ em virtude do número de observações, evitando-se, desta forma, problemas relativos a micronumerosidade em virtude da estimação de parâmetros adicionais e consequente perda de graus de liberdade.

4.1 Descrição e tratamento dos dados

Serão utilizados dados trimestrais e em proporção do PIB para o período de 2003 a 2015, conforme descrição na [Tabela 2](#).

³É importante destacar que também foi estimado um modelo MS-VAR com mudança no intercepto, entretanto, optou-se por discutir no corpo do trabalho apenas o modelo MSM-VAR, pelo fato deste último apresentar uma maior estatística de verossimilhança.

Tabela 2: Descrição das variáveis

Variável	Sigla	Descrição	Fonte
Superávit Primário	s_t	NFSP resultado primário, acumulado nos últimos 4 trimestres + Senhoriagem	BCB
Passivo do Governo	b_t	Dívida Pública do Governo + Base monetária	BCB
Taxa de juros	i_t	Taxa trimestral de juros SELIC acumulada nos últimos 4 trimestres	BCB
Renda nominal	y_t	Produto Interno Bruto, acumulado nos últimos 4 trimestres	IBGE
Renda Real	\hat{y}_t	Renda nominal deflacionada pelo IPC.	IBGE, BCB

Fonte: Elaboração própria.

É importante ressaltar que os valores para a variável passivo do governo são do início de período, diferente das demais variáveis, tal como propuseram [Canzoneri et al. \(1998\)](#). Além disso, foram realizados alguns testes convencionais de estacionariedade (Dickey-Fuller, KPSS, Phillips-Perron, Zivot-Andrews) para as séries de consumo, superávit primário, IPCA e dívida bruta do setor público, todas em proporção do PIB.

Os resultados encontrados a partir desse também indicam que os dados são não estáveis, com exceção da série de superávit primário que foi estacionária em nível. É importante ressaltar que houve divergência entre os testes e outros fatores devem ser levados em consideração antes de chegar a uma conclusão definitiva sobre a presença ou não de um componente explosivo nos dados. Assim, complementarmente, foram realizados os testes de quebra estrutural propostos por Zivot-Andrews e Lee-Strazicich.

O teste de Lee-Strazicich aponta duas mudanças estruturais no comportamento das séries, sendo uma delas devido à crise do *subprime* e a outra na vizinhança dos anos de 2011 e 2012. Além disto, este teste confirma a quebra estrutural obtida no teste de Zivot-Andrews, com exceção da série Superávit, em que este teste indicou uma mudança na tendência apenas no primeiro trimestre de 2014 enquanto que aquele indicou a mudança no terceiro trimestre de 2010.

5 Discussão e análise dos resultados

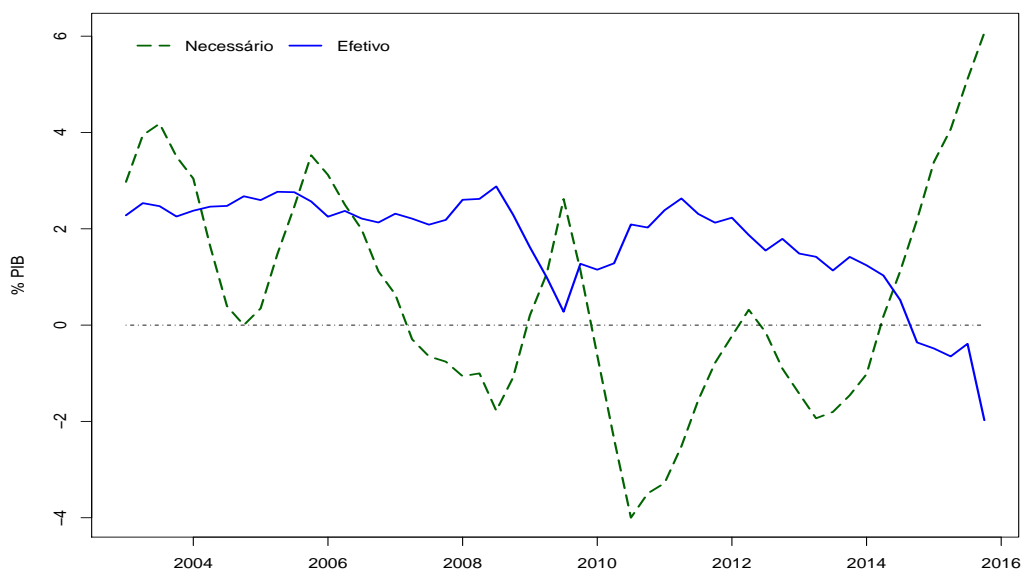
Uma das principais motivações para o estudo das TFNP são as consequências que um elevado nível de endividamento do governo pode ocasionar em uma economia. A pergunta óbvia que surge nesse caso é: quando devemos nos preocupar com o endividamento do governo? [Pastore et al. \(2014\)](#) mostram que o nível de superávit primário que estabiliza a relação dívida/PIB para que não seja necessário a coleta de senhoriagem é dada por:

$$s_t = \left[\frac{(r - \rho)}{(1 + \rho)} \right] b_{t-1} \quad (12)$$

em que s_t é o superávit primário em proporção do PIB, r a taxa de juros real, ρ o crescimento real do PIB e b_{t-1} o estoque da dívida do período anterior em proporção do PIB. Assim, os resultados desta

análise estão representados na Figura 1:

Figura 1: Nível de superávit primário no período de 2003 a 2015 (em % PIB)



Fonte: Elaborado a partir da base de dados do IPEADATA e Bacen (2016)

Na Figura 1 é possível observar que na maior parte do período o nível de superávit foi suficiente para manter a relação dívida pública/PIB estável sem a necessidade de emissão monetária. Nos poucos períodos em que o superávit efetivo esteve abaixo do necessário para manter a relação Dívida/PIB estável foram os momentos de maior incerteza na economia, como em 2003, em que ocorreu na economia o que na literatura ficou conhecido como "efeito Lula", em 2006, ano eleitoral, e em 2008, quando ocorreu a crise do sub-prime.

Entretanto, a partir do terceiro trimestre de 2014, o nível de superávit primário esteve sempre abaixo ao necessário, provocando uma expansão na participação da dívida, fazendo com que essa ultrapassasse o valor de 70% do PIB, ao final de 2015. Esse resultado é um indicativo que na maior parte do período a política fiscal foi adotada levando em consideração o nível de endividamento do Estado e as principais variáveis relacionadas, o que caracteriza um regime de dominância monetária.

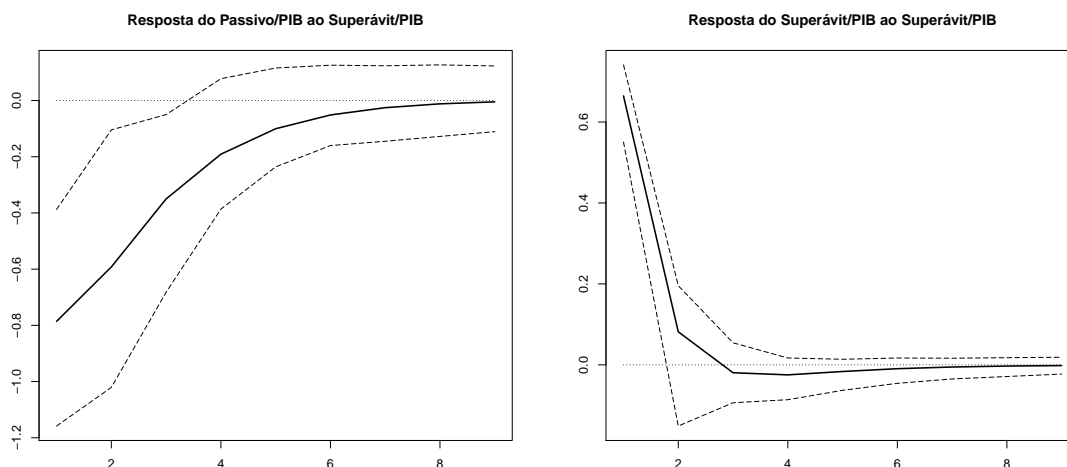
5.1 Modelo VAR bivariado

É importante ressaltar que a estimação do modelo VAR bivariado foi antecedida pela remoção da tendência das variáveis através do Filtro HP ($\lambda = 1600$), tornando-as estáveis; e, além disso, foram acrescentadas duas variáveis *dummies*, tal como indicado pelos testes de quebra estrutural, uma para o período de 2008.3 (assumindo valor zero para o período que antecede 2008.3 e valor unitário para o período que sucede) e outra para 2013.2, seguindo a mesma lógica da primeira variável *dummy*. Ressalta-se que a escolha do período de definição das variáveis *dummies* se deu com base na vizinhança dos resultados obtidos a partir dos testes de quebra estrutural.

A Figura 2 ilustra os resultados obtidos através do modelo VAR bivariado com uma defasagem. Nela estão ilustradas as variáveis principais da TFNP: superávit primário, que inclui receitas

de senhoriagem e; passivo do governo, que é a soma dos títulos públicos e da base monetária, ambas em proporção do PIB. Como esclarecido anteriormente, o objetivo da análise é observar a resposta dessas duas variáveis, Superávit e Passivo, frente aos choques no superávit.

Figura 2: Função impulso-resposta entre as variáveis superávit primário (s) e passivo do governo (w). Ordenação: superávit, passivo.



Fonte: Elaborado a partir do *software* R.

Na [Figura 2](#), a ordenação é superávit primário - passivo do governo, em que a primeira variável é tratada de forma mais exógena, o que é mais consistente com um regime não ricardiano, em que o produto nominal se ajusta para igualar a restrição orçamentária do governo (lado esquerdo da [Equação 3](#)). Através da análise na [Figura 2](#) é possível observar que inovações positivas em s_t resultam em redução na participação da dívida do governo no PIB no período 1, sendo esta resposta significativa apenas no período corrente.

Ressalta-se, entretanto, que a resposta negativa pode ocorrer tanto em regime ricardiano, quanto em regime não ricardiano. Então, deve-se analisar a segunda condição para caracterização de um regime, que é a resposta do superávit futuro, s_{t+1} , frente aos choques em s_t . É importante ressaltar que em um regime de dominância fiscal, uma vez que a dívida reagiu negativamente a inovações no superávit, espera-se que a redução nas expectativas futuras sobre o superávit seja suficiente para reduzir seu valor presente, isto é, que s_{t+1} seja negativo.

A [Figura 2](#) mostra que a resposta de s_{t+1} é positiva, justamente o oposto ao que ocorreria em um regime não ricardiano quando a resposta de w_{t+1} é negativa. Ressalta-se que esse mesmo exercício foi realizado para a ordenação passivo – superávit. Esse tipo de ordenação faz mais sentido em um regime ricardiano, onde o passivo é tratado como variável mais exógena e o superávit é mais endógena. Isso reforça os resultados apresentados na [Figura 2](#), mostrando que há evidência de dominância monetária na economia brasileira no período analisado.

Essa mudança na ordenação das séries foi realizada por autores como [Canzoneri et al. \(1998\)](#), para a economia americana, e [Lozano et al. \(2008\)](#) para a Colômbia. Para a economia brasileira, esse mecanismo também foi adotado por [Rocha e da Silva \(2004\)](#) e [Fialho e Portugal \(2005\)](#). Segundo argumentam esses autores, um aumento no superávit corrente, inovações positivas em s_t , permite ao governo pagar parte do passivo no período corrente, o que reduz w_{t+1} . A redução nas despesas

com o passivo permite, conseqüentemente, maior nível de superávit no período seguinte, razão da resposta positiva de s_{t+1} .

Além dessa análise, na [Tabela 3](#) são apresentadas outras evidências que reforçam esse resultado. Ela mostra que há uma autocorrelação positiva e significativa no superávit por pelo menos 12 períodos. A intuição desse resultado é que o superávit primário obtido pelo governo é utilizado para o pagamento da dívida, resultando em redução do passivo do governo/PIB. Com a diminuição da despesa com o serviço da dívida, o governo terá um superávit maior no período seguinte, incorrendo em um efeito cíclico.

Tabela 3: Correlograma do superávit primário/PIB

t	FAC	FACP	Q-Stat	Prob
1	0.73	0.73	29.31	0.00
4	0.78	0.41	124.27	0.00
8	0.63	0.54	198.30	0.00
12	0.49	-0.09	247.95	0.00

Fonte: Elaboração própria.

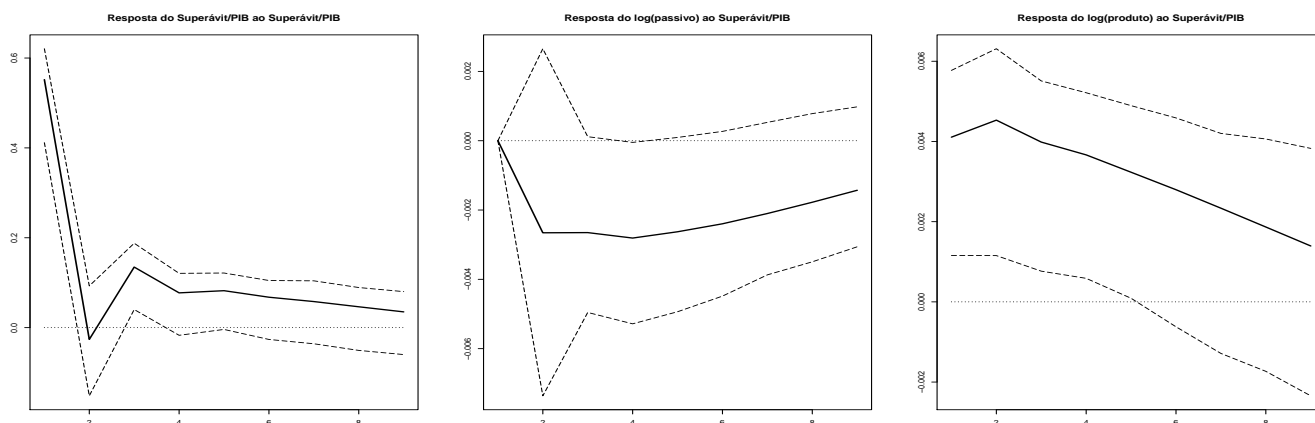
Portanto, a resposta negativa do passivo e, simultaneamente, positiva de s_{t+1} é uma evidência de dominância monetária, tal como proposto por [Sargent et al. \(1981\)](#), indicando que no período a economia brasileira pode ser caracterizada como ricardiana.

5.2 Extensão do modelo base: comportamento do PIB nominal

Em um regime ricardiano, o gasto público não tem efeito sobre a renda nominal, enquanto que em um regime não ricardiano, ocorre o oposto. O regime não ricardiano é tido como uma evidência de dominância fiscal, pois, como visto anteriormente, a TFNP afirma que em caso de dominância fiscal o PIB nominal e o fator de desconto são as variáveis que se ajustam e retomam o equilíbrio na restrição orçamentária intertemporal do governo ([Equação 3](#)). O objetivo desta seção é verificar se um choque positivo no superávit/PIB ocasiona redução da renda, o que seria esperado em um regime de dominância fiscal. [Canzoneri et al. \(1998\)](#) foram os primeiros autores que sugeriram essa separação, sendo posteriormente aplicada na economia brasileira por autores como [Rocha e da Silva \(2004\)](#) e [Fialho e Portugal \(2005\)](#).

A [Figura 3](#) apresenta as funções de impulso-resposta obtidas a partir do modelo VAR com uma defasagem e com as seguintes variáveis: superávit primário/PIB, logaritmo do passivo do governo e logaritmo do produto nominal. Assim como no modelo base, foi removido o efeito da tendência através do Filtro HP e acrescentadas duas variáveis *dummies* para os períodos com quebra estrutural. Como apontado por [Canzoneri et al. \(1998\)](#), para um caso de regime não ricardiano a ordenação que faz sentido é: passivo do governo, superávit primário e renda nominal. Isso porque o passivo é predeterminado e o PIB responde a inovações no superávit primário.

Figura 3: Função impulso-resposta entre as variáveis superávit primário/PIB, logaritmo do passivo do governo e logaritmo do produto nominal.



Fonte: Elaborado a partir do *software R*.

Através da [Figura 3](#) percebe-se que uma inovação positiva no superávit primário tem efeito negativo sobre a dívida nominal, sendo esse o efeito esperado em um regime de dominância monetária, corroborando com os resultados encontrados até o momento. Observa-se ainda que o efeito de um choque positivo no superávit sobre o superávit futuro é positivo e aparentemente significativo. Quanto ao comportamento do PIB, a resposta foi positiva; exatamente o contrário ao esperado pela TFNP. Essa teoria explica que as famílias incorporam o déficit público em seu orçamento e, portanto, quando o governo reduz o superávit (aumento do déficit) há um aumento no consumo das famílias e, conseqüentemente, do nível de preços e do produto nominal. Essa relação é contrária a ilustrada na [Figura 3](#) e, assim, pode-se concluir que não há evidências de que, no período analisado, o regime em vigor na economia brasileira foi não ricardiano.

Esse resultado é semelhante aos encontrados por [Rocha e da Silva \(2004\)](#) e [Fialho e Portugal \(2005\)](#). Os autores observaram que, mesmo o produto nominal respondendo negativamente a inovações positivas no superávit em seus trabalhos, o que seria uma evidência de dominância fiscal, a redução da participação da dívida foi uma forte evidência de dominância monetária. *"In other words, there is a commitment of economic authorities towards surplus generating policies in order to reduce public debt."*([Fialho e Portugal, 2005](#)).

5.3 Extensão do modelo base: fator de desconto

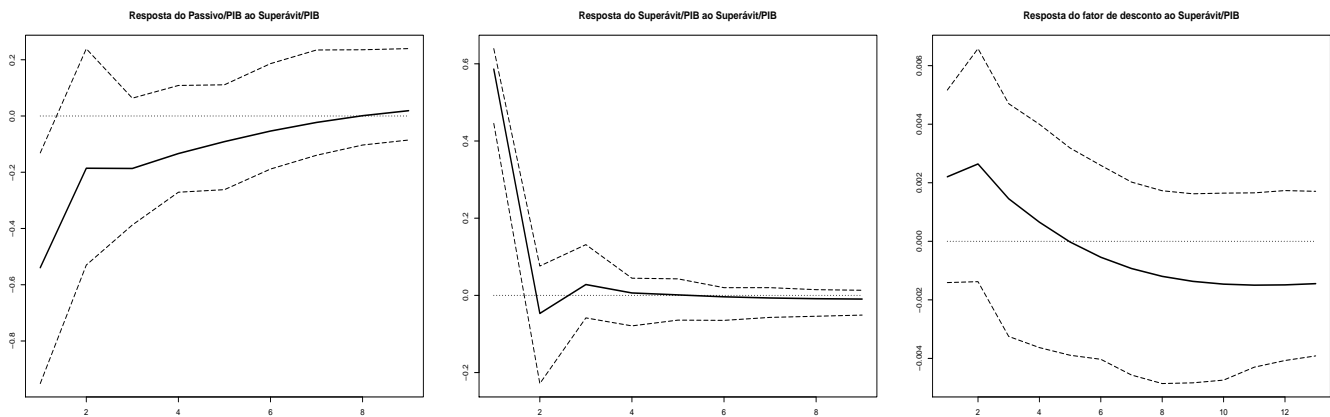
Nesta seção será discutido uma segunda extensão ao modelo base, que é feita através do acréscimo do fator de desconto ao modelo VAR inicial. Como mencionado na seção 2, o ajuste na restrição orçamentária pode ser obtido tanto pelo superávit/PIB, passivo do governo/PIB, como pelo fator de desconto.

O objetivo dessa extensão é verificar se a resposta ao impulso obtido no modelo base se mantém quando o fator de desconto é controlado. Ressalta-se que, nesse caso, o regime passa a ser classificado como não ricardiano se o impulso positivo no superávit/PIB for não correlacionado com o fator de desconto, principalmente nos períodos que sucedem o choque. Novamente, foi estimado

um modelo VAR com uma defasagem.

Quando acrescentado o fator de desconto, os resultados obtidos são semelhantes aos resultados do modelo base, o que os tornam ainda mais robustos. Na [Figura 4](#) a ordenação é superávit, passivo e fator de desconto. Como explicado anteriormente, essa ordenação é mais consistente com um regime não ricardiano, em que o superávit é determinado de forma exógena e o passivo é a variável que se ajusta. É importante destacar que também foi utilizada a ordenação passivo, superávit e fator de desconto, sendo essa ordenação mais consistente com um regime ricardiano, pois, nesse caso, o passivo é determinado *a priori*, por meio da política monetária, e o superávit se ajusta a este.

Figura 4: Função impulso-resposta entre as variáveis passivo do governo/PIB, superávit primário/PIB e fator de desconto.



Fonte: Elaborado a partir do *software* R.

As funções impulso resposta mostraram que a resposta do passivo/PIB frente a um choque positivo no superávit primário é negativa. Isso implica que os resultados ilustrados na [Figura 1](#) são robustos quando condicionados ao fator de desconto, o que significa que, de fato, o superávit primário foi utilizado para redução da participação da dívida pública no período tratado.

Quando se analisa o fator de desconto na [Figura 4](#), a resposta dessa variável frente a choques positivos no superávit é positiva até o quinto período. Isso indica que o superávit primário e o fator de desconto são não correlacionados, enquanto que o esperado em um regime não ricardiano é que essa houvesse relação negativa, tendo em vista que o aumento do superávit reduz a taxa de crescimento do produto.

Portanto, a queda do passivo/PIB diante de inovações no superávit primário/PIB não aparenta ser motivada pelo fator de desconto (o que ocorreria em caso de regime não ricardiano), sendo justificada, portanto, por uma correlação negativa com o superávit primário.

5.4 Markov-Switching VAR

No intuito de avaliar uma possível mudança na relação entre as variáveis dos modelos estimados e apresentados na seção anterior, foi estimado um modelo de vetores autorregressivos com mudança markoviana (MS-VAR), seguindo a abordagem proposta por [Fialho e Portugal \(2005\)](#). Previamente

a apresentação dos resultados, é necessário contemplar se a estimação do modelo não linear é justificável, para isto, recorreu-se ao teste de razão de verossimilhança (*Log-Likelihood ratio*) para realizar um teste formal sobre a restrição de linearidade do modelo VAR, além disto, a estatística de máximo verossimilhança também foi utilizada para a seleção do melhor modelo entre os possíveis modelos MS-VAR.

De acordo com Krolzig (1997), os modelos MS-VAR tratam-se de uma generalização do VAR padrão, desta forma, o processo de especificação deve seguir o processo de especificação do VAR. Neste sentido, os modelos serão estimados considerando 1 (uma) defasagem, por não apresentarem autocorrelação e heterocedasticidade residual.

A Tabela 4 apresenta os resultados referentes ao teste de linearidade e seleção do melhor modelo. O primeiro teste (I) indica que a relação entre as variáveis é não linear, justificando a utilização da abordagem MS-VAR. Em relação à seleção do melhor modelo, o teste (II) indica desigualdade entre o modelo com restrição de erros homocedásticos e o modelo onde essa restrição é relaxada. Neste cenário, o modelo restrito foi selecionado, devido ao fato de não ser possível a rejeição da hipótese nula, de homocedasticidade residual, por parte dos resultados dos testes de heterocedasticidade aplicados aos resíduos do modelo VAR. Assim, os modelos VAR(1) estimados seguem um processo de mudança markoviana na média (MSM(2)) em dois regimes.

Tabela 4: Teste LR para seleção dos modelos

Teste	Hipótese	Log-Likelihood Ratio (LR)	Modelo Escolhido
I	H ₀ : O modelo é linear. H ₁ : O modelo é não linear.	40.32*	Não Linear
II	H ₀ : MSM(2)-VAR(1) \equiv MSMH(2)-VAR(1) H ₁ : MSM(2)-VAR(1) \neq MSMH(2)-VAR(1)	26.78*	MSI(2) -VAR(1)

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 5 apresenta os resultados referentes ao modelo MSM(2)-VAR(1). É possível observar que os sinais dos coeficientes se comportam de maneira oposta entre os regimes, de acordo com Fialho e Portugal (2005), isto sugere que os regimes são substitutos no período analisado. Em relação ao regime 1, é possível observar que a taxa Selic apresenta uma média superior a média prevalente no regime 2, por outro lado, para o superávit primário a média no regime 1 é inferior a média no regime 2, entretanto, esta última não é significativa. Em outras palavras, no regime 1 tem-se uma política monetária mais contracionista associada a uma política fiscal com aspectos expansionistas, enquanto no regime 2 tem-se o comportamento oposto. Resultado semelhante foi encontrado por Fialho e Portugal (2005) (contudo no modelo MSI-VAR). A análise do erro padrão condicionado aos regimes mostra que o erro padrão do superávit primário permanece praticamente o mesmo entre os regimes, sugerindo que o comportamento da taxa de juros é o maior determinante da variabilidade entre os regimes.

Tabela 5: Resultados do modelo MSM(2)-VAR(1)

Coefficientes	ΔIR_t	ΔS_t
μ - Regime 1	0.0396* (0.2710)	-0.3227* (0.0632)
μ - Regime 2	-0.4395* (0.2110)	0.0779 (0.0519)
ΔIR_{t-1}	0.7065* (0.0742)	0.6279* (0.1837)
ΔS_{t-1}	-0.1132 (0.0730)	-0.0674 (0.1623)
Log Likelihood	-46.74	

Fonte: Elaboração própria.

*Significante a 5,00%. ** 10,00%. () Erro Padrão

Prosseguindo a análise, a Tabela 6 apresenta a matriz de probabilidade de transição entre os dois regimes. É possível observar que ambos os regimes possuem alta persistência, ou seja, estando no regime 1, a probabilidade de permanência no regime corrente é de 88.26%, enquanto a probabilidade de mudança para o regime 2 é de 11.74%.

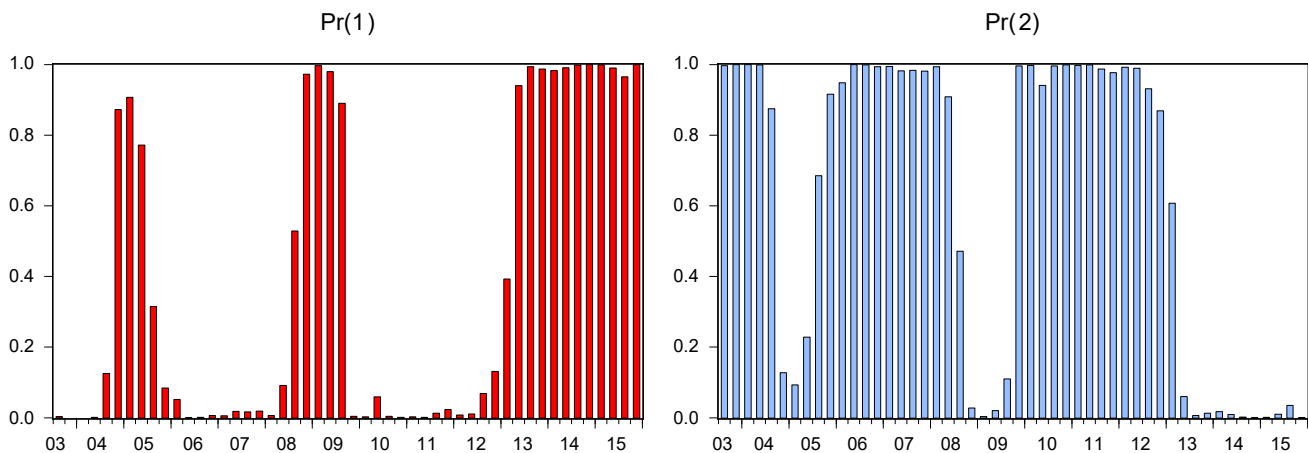
Tabela 6: Matriz de transição do modelo MSM(2)-VAR(1)

Transição	Regime 1	Regime 2
Regime 1	88.26%	11.74%
Regime 2	9.89%	90.11%

Fonte: Elaborado pelos autores.

O mesmo raciocínio pode ser aplicado ao regime 2. Estando neste regime, a probabilidade de permanência é de 90.11%, enquanto a probabilidade de mudança para o regime 1 é de aproximadamente 9.89%. A Figura 5 ilustra a probabilidade suavizada para ambos os regimes ao longo do período investigado.

Figura 5: Probabilidades do modelo MSMH(2)-VAR(1)



Fonte: Elaborado pelos autores.

Ao se observar a [Figura 5](#), é possível notar que não há um regime fortemente dominante durante o período analisado. Entretanto, ao direcionar a análise para períodos mais curtos, é possível observar que os períodos considerados macroeconomicamente conturbados possuem prevalência do regime 1 (PM restritiva e déficits fiscais). Os anos de 2004-2005 (crise de confiança em virtude das eleições), 2008-2009 (crise do *subprime*) e 2013-2015 (recente instabilidade econômico-financeira) foram caracterizados por instabilidade econômica, o que pode ter motivado um arroxo monetário, queda de arrecadação e expansão dos gastos públicos no Brasil, o que de fato foi verificado no período em questão. Por outro lado, o regime 2 é caracterizado por um cenário macroeconômico relativamente mais estável, refletindo em uma política monetária menos restritiva e em um cenário fiscal favorável.

6 Conclusão

O presente estudo buscou trazer contribuições ao debate acerca da coordenação entre as políticas fiscal e monetária no contexto da economia brasileira. Essa análise foi motivada pelo desempenho fiscal deficitário dessa economia. Neste sentido, o objetivo central do trabalho foi identificar o regime de dominância vigente na economia a partir da teoria fiscal de determinação do nível de preço.

Dois aspectos merecem ser ressaltados: Primeiro, de acordo com os resultados da presente pesquisa, o regime de dominância vigente na economia brasileira é o regime de dominância monetária, o que trás como principal implicação uma política monetária ainda crível no controle da inflação. Ou seja, a política de combate a inflação na forma proposta por [Taylor \(1993\)](#) ainda é capaz de acomodar as expectativas inflacionárias.

Segundo, de acordo com os resultados do modelo MS-VAR, o país alterna entre períodos de política monetária restritiva associada a política fiscal expansiva e, entre períodos de política monetária expansionista associada a política fiscal contracionista. É interessante destacar que em virtude de ainda existir uma parcela considerável da dívida pública indexada ao instrumento de política monetária, o regime de PM contracionista e PF expansiva pode vir a trazer consequências indesejadas sobre a sustentabilidade da dívida pública, o que em um cenário de maior indexação ao juro de curto prazo pode vir a comprometer a eficiência da política monetária.

No atual cenário, além da necessidade de reconduzir o resultado primário em direção a uma trajetória favorável para a manutenção da sustentabilidade da dívida, é necessário, também, o gerenciamento eficiente da mesma. Não obstante a redução considerável ocorrida na parcela da dívida indexada a Selic ao longo dos últimos anos, torna-se importante um olhar atento sobre o efeito da manutenção de elevadas taxas de juros sobre o montante ainda indexado ao instrumento de política monetária, frente a um cenário de profundo déficit fiscal. Em última instância a manutenção de tal cenário torna-se um forte fator de incremento no montante do débito público, em virtude do pagamento de juros.

Para futuras pesquisas, sugere-se a utilização de uma medida de risco sobre os títulos da dívida emitidos pelo Tesouro Nacional. Além disto, uma estimativa consistente do resultado primário não acelerador da inflação se mostra como uma alternativa interessante no atual contexto da economia brasileira.

Referências

- Belchior, Tito Moreira (2011), "Brazil: an empirical study on fiscal policy transmission." *CEPAL Review*, 103, 187–205.
- Blanchard, Olivier (2004), "Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from brazil." Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Brito, Orlando (2015), "Ajuste fiscal é crucial e imprescindível para economia." *Fato Online*.
- Canzoneri, Matthew B, Robert E Cumby, e Behzad T Diba (1998), "Is the price level determined by the needs of fiscal solvency?" Technical report, National bureau of economic research.
- D'Abadia, Bruno Magalhães (2016), "Teste para existência de dominância fiscal no brasil entre 2011 e 2015."
- de Araújo, Jevuks Matheus e Cássio da Nóbrega Besarria (2014), "Relações de Dominância Entre as Políticas Fiscal e Monetária: Uma Análise Para Economia Brasileira no Período de 2003 a 2009." *Revista de Economia*, 40, 55–70.
- Ferreira, Luiz Alberto Miranda et al. (2015), "Dominância fiscal ou dominância monetária no brasil: uma análise do regime de metas de inflação."
- Fialho, Marcelo Ladeira e Marcelo Savino Portugal (2005), "Monetary and fiscal policy interactions in brazil: an application of the fiscal theory of the price level." *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 35, 657–685.
- Krolzig, Hans-Martin (1997), *Markov - Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*. Springer, Berlin.
- Leeper, Eric M (1991), "Equilibria under active and passive monetary and fiscal policies." *Journal of monetary Economics*, 27, 129–147.
- Lozano, Ignacio, Magaly Herrera, et al. (2008), "Dominancia fiscal versus dominancia monetaria: evidencia para colombia, 1990-2007." *Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República*.
- Nobrega, Wellington Charles Lacerda, Sinézio Fernandes Maia, e Cássio da Nóbrega Besarria (2016), *Interação Entre A Política Fiscal E Monetária: Uma Análise Sobre O Regime De Dominância Vigente Na Economia Brasileira*. Dissertação de mestrado, Universidade Federal da Paraíba, URL <http://tede.biblioteca.ufpb.br/handle/tede/8684?mode=full>.
- Ornellas, Raphael e Marcelo S Portugal (2011), "Fiscal and monetary interaction in brazil." In *MEE-TING OF THE BRAZILIAN ECONOMETRIC SOCIETY*, volume 33.
- Pastore, Affonso, Marcelo Gazzano, e Maria Pinotti (2014), *Inflação e Crises: o papel da moeda*, volume 1. Elsevier Brasil.
- Rocha, Fabiana e Elisa Paschoalotto da Silva (2004), "Teoria fiscal do nível de preços: um teste para a economia brasileira no período 1966-2000." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 34.
- Sargent, Thomas J, Neil Wallace, et al. (1981), "Some unpleasant monetarist arithmetic." *Federal reserve bank of minneapolis quarterly review*, 5, 1–17.

Sims, Christopher A. (1980), "Macroeconomic and Reality." *Econometrica*, 48, 1–48.

Souza, Elder Tiago da Costa et al. (2016), "Os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária sobre variáveis macroeconômicas da economia brasileira."

Taylor, John B (1993), "Discretion versus policy rules in practice." In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, volume 39, 195–214, Elsevier.

Woodford, Michael (1994), "Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy." *Economic theory*, 4, 345–380.