

Política Fiscal ou Política Monetária Endógena? Evidências para economia brasileira *

Fiscal Policy or Endogenous Monetary Policy? Evidence for the Brazilian Economy

Nathanael Matheus Pereira de Brito, Cássio da Nóbrega Besarria, Wellington Charles Lacerda Nobrega e Diego Pitta de Jesus **

Resumo: Este artigo tem o propósito de identificar o regime de dominância vigente na economia brasileira no período de 2003 a 2015. A abordagem empírica é realizada a partir de dois métodos, que se complementam. Primeiro, utilizou-se um modelo de vetores autorregressivos (VAR) para investigar as relações entre o superávit primário, passivo do governo, PIB nominal e taxa de desconto. Os resultados sugeriram que o regime que prevaleceu na economia brasileira foi de dominância monetária. Na segunda parte do trabalho, estimou-se um modelo VAR com mudança markoviana (MS-VAR). Os resultados apontaram para dois regimes com características substitutivas, enquanto em um regime observa-se uma política monetária restritiva associada a uma política fiscal expansionista, o outro regime é caracterizado pelo comportamento oposto ao primeiro. Por fim, buscou-se examinar uma alternativa para a redução da interação entre as políticas fiscal e monetária. Nessa etapa, os resultados de um modelo SVAR com restrições de sinais sugerem que a adoção de uma política fiscal mais austera é capaz de atenuar os efeitos pró-cíclicos do aumento dos juros sobre a dívida.

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

Abstract: This article aims to identify the current dominance regime in the Brazilian economy from 2003 to 2015. The empirical approach is carried out using two methods that complement each other. First, an autoregressive vector model (VAR) was used to investigate the relationship between the primary surplus, government liabilities, nominal GDP and the discount rate. The results suggested that the regime that prevailed in the Brazilian economy was of monetary dominance. In the second part of the work, a markov-

* Submissão: 21/03/2022 | Aprovação: 23/02/2023 | DOI: 10.5380/re.v44i84.71510

** Respectivamente: (1) Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba, Brasil | ORCID: 0000-0001-7353-2348 | E-mail: npbrito@hotmail.com | (2) Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba, Brasil | ORCID: 0000-0002-3704-0343 | E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br | (3) Doutor em Economia pela Universidade Federal da Paraíba, Brasil | ORCID: 0000-0003-0634-9396 | E-mail: wellington_charles@hotmail.com | (4) Departamento de Economia, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Brasil | ORCID: 0000-0003-3664-2841 | E-mail: diegopitta13@hotmail.com



switching VAR (MS-VAR) was estimated. The results pointed out two regimes with substitutive characteristics, while in one regime there is a restrictive monetary policy associated with an expansionary fiscal policy, the other regime is characterized by the opposite behavior to the first. Finally, an attempt has been made to examine a form of reduction in interaction between fiscal and monetary policies. At this stage, the results of a SVAR model with signal restrictions suggest that the adoption of a more austere fiscal policy can mitigate the effects pro-cyclical increase in interest on debt.

Keywords: Fiscal Theory of Price Level. Monetary Dominance. Fiscal Dominance. MSVAR.

JEL: E62.

1. Introdução

O trabalho seminal de Sargent e Wallace (1981) estimulou o debate sobre a importância da coordenação entre política fiscal e monetária em uma economia. Os autores mostram que existem dois possíveis cenários de interação entre ambas as políticas econômicas que resultam em duas formas de dominância política: a dominância monetária ou a dominância fiscal, podendo a postura da autoridade fiscal, em relação aos gastos públicos, influenciar diretamente a eficiência da política monetária.

Desde a implementação do regime de metas de inflação em 1999, a taxa de juro referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) passou a representar o principal instrumento de controle do nível de preços da economia à disposição da autoridade monetária, o Banco Central do Brasil (BCB). Essa atribuição é pautada na premissa de que o aumento na taxa de juros é capaz de produzir efeitos recessivos sobre a demanda agregada, com redução do consumo e do investimento e, em consequência, do produto agregado. Esse ambiente de retração econômica culmina na redução do emprego e do salário real, repercutindo, por fim, sobre os indicadores de inflação.

No entanto, no ano de 2015, a economia brasileira apresentou taxa de juro de 14,25% e taxa de inflação de 10,67%. Nesse contexto, intensificou-se, no país, o debate de que a política monetária, isoladamente, seria incapaz 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 cenário evidenciou a importância da coordenação entre as políticas monetária e fiscal, conforme proposto por Sargent e Wallace (1981), corroborando também a relevância dessa última como instrumento de estabilização dos níveis de preços. Nobrega, Maia e Besarria (2020) afirmam que a estabilização fiscal, por meio de aumento de superávit primário e redução do nível de endividamento público, é necessária para o combate efetivo da inflação.

Uma das hipóteses levantadas para explicar o fato de a inflação não ter cedido às constantes elevações na taxa de juro no período em questão é pautada na tese da dominância fiscal, proposta por Sargent e Wallace (1981). Em síntese, essa hipótese está relacionada à condução da política fiscal, em que a ausência de coordenação associada a uma postura discricionária e a ausência de austeridade fiscal (ou qualquer tipo de regra que limite os gastos do governo) são os principais

determinantes da ineficácia da política monetária, motivando a manutenção de uma taxa de juro elevada sem que ocorra uma redução, tal como esperado, na taxa de inflação. De acordo com Oliveira, Nobrega e Maia (2022) o argumento da Dominância Fiscal é muito forte para a economia brasileira devido ao momento de conjuntura econômica desafiadora, de forte déficit nominal como proporção do PIB, dívida com custo muito alto, contas públicas desequilibradas, dívida pública não sustentável e risco elevado.

Nessa perspectiva, Blanchard (2004a) reforça que 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 eleva as expectativas inflacionárias. Assim, a elevação dos juros (política monetária restritiva) conduz a uma ampliação dos gastos com serviço da dívida, ampliando ainda mais o risco de insolvência.

Dado esse cenário, nos últimos anos, vários estudos buscaram verificar qual o regime dominante na economia brasileira, tais como Ornellas e Portugal (2011b), Belchior (2011), Araújo e Besarria (2014), D'Abadia (2016), Souza (2016) e Nobrega, Maia e Besarria (2020); os autores utilizaram diferentes metodologias para detectar a existência de dominância fiscal ou dominância monetária. Os resultados obtidos na literatura mostram que não existe consenso, pois resultados distintos foram encontrados usando vários métodos e janelas amostrais diferentes.

Nesse contexto, o presente artigo busca investigar a interação entre a política fiscal e a política monetária no Brasil e enriquecer o debate sobre o tema. Assim, o objetivo é verificar qual regime de dominância que prevaleceu na economia brasileira durante o período de 2003 a 2015. Para atingir o objetivo principal, foi utilizada uma abordagem composta por dois métodos que se complementam: modelo de vetores autorregressivos (VAR) e modelo VAR com mudança markoviana (MS-VAR). Após a identificação dos regimes por meio dos modelos VAR e MS-VAR, o artigo propõe medidas para reduzir a interação entre as políticas monetária e fiscal, via cenários fiscais alternativos aplicados em um modelo SVAR com restrições de sinais.

Este trabalho faz, em um primeiro momento, uma adaptação do artigo proposto por Canzoneri, Cumby e Diba (1998) para a economia brasileira. Especificamente, a análise leva em consideração a avaliação dos possíveis regimes de dominância, fundamentado na Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), no período anterior à adoção de uma regra fiscal por parte do governo federal.

Posteriormente apresentamos um novo exercício por meio de diferentes cenários fiscais, em um modelo SVAR com restrição de sinais, que propõe reduzir a interação entre as políticas monetária e fiscal, ou seja, uma forma de evitar o problema de dominância, a partir da adoção por parte do governo de uma regra fiscal simples. Assim, o presente artigo contribui para uma pauta fundamental em finanças públicas, que é a investigação dos determinantes da perda de eficiência da política monetária (regime de dominância fiscal) e a análise de mecanismos de aperfeiçoamento fiscal que contribuem para a redução da ocorrência de períodos de dominância fiscal.

Os principais resultados obtidos pelo modelo VAR sugerem que houve dominância monetária na economia brasileira para o período considerado. O modelo MS-VAR aponta a ocorrência de substituição entre os regimes, em que, no primeiro regime, foi encontrada uma política monetária mais restritiva associada a uma política fiscal expansionista, ou seja, dominância fiscal. Já no segundo regime, foi encontrado o contrário, nesse caso, uma dominância monetária. Outro resultado relevante foi obtido pelo exercício de redução da interação entre as políticas monetária e fiscal. O exercício mostrou que a adoção de uma regra fiscal simples pelo governo é capaz de reduzir a ocorrência do fenômeno de dominância da política fiscal.

Além dessa introdução, o artigo apresenta outras seis seções. A seção 2 apresenta os conceitos de dominância monetária (DM) e dominância fiscal (DF) por meio da restrição intertemporal do governo. Na seção 3, tem-se uma breve revisão bibliográfica acerca do tema. Na seção 4, é discutida a estratégia empírica adotada. A seção 5 expõe os resultados encontrados. Na seção 6, discute-se uma alternativa para a redução da interação entre as políticas monetária e fiscal. Por fim, a seção 7 trata das conclusões.

2. Restrição intertemporal do governo

Nesta seção, são apresentados os conceitos de dominância fiscal e dominância monetária, tal como proposto por Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2004b). Em seguida, é incorporada a discussão sobre a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Enfatiza-se, principalmente, o efeito sobre o nível de preços da relação entre as políticas monetária e fiscal. Assim como em Canzoneri,

Cumby e Diba (1998), o ponto de partida para explicação é a restrição orçamentária intertemporal do governo, expressa na equação 1:

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

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.

Dessa forma, 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}_t 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:

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

sendo ω_j a soma das obrigações totais do governo em participação do produto e pode ser substituída por $\omega_j = W_j / P_j \hat{Y}_t$. 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 nessa 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, o conceito tradicional de Sargent e Wallace (1981) diz que o regime de dominância monetária é aquele em que a autoridade fiscal passiva gera um superávit primário compatível com a estabilização da relação dívida/PIB, de modo que a autoridade monetária ativa não é forçada a monetizar a dívida pública, mantendo o controle do nível de preços determinado pela demanda e oferta de moeda.

Quanto à dominância fiscal, nesse regime, a política fiscal é determinada independentemente da restrição orçamentária intertemporal e esta não tem o objetivo de equilibrar as finanças públicas. Nesse caso, de acordo com Sargent e Wallace (1981), a autoridade monetária perde a autonomia para perseguir livremente a meta de inflação. Nesse caso, a autoridade fiscal ativa gera superávit primário independente da necessidade de estabilização da relação dívida/PIB, e a autoridade monetária passiva perde o controle do nível de preços por ser forçada a gerar as receitas de senhoriagem necessárias à solvência do governo. E a inflação, ainda que motivada por desequilíbrios fiscais, é vista como um fenômeno monetário. Quando a autoridade fiscal, por exemplo, reduz o superávit primário (lado direito da Equação 3), o ajuste da restrição orçamentária se dá por meio 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 e Wallace (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; Wallace, 1981, p. 15). 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 para Sargent e Wallace (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 passadas ou correntes, 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. Woodford (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 essa teoria de Teoria Fiscal do Nível de Preços. A principal diferença entre a TFNP e o modelo teórico proposto por Sargent e Wallace (1981) está na forma de interpretar a restrição orçamentária intertemporal do governo, apresentada na seção 2. Enquanto, na visão tradicional, a restrição orçamentária é uma forma de limitar o comportamento do governo, isto é, uma restrição à 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, Cumby e Diba (1998) propuseram uma análise empírica e testaram a validade da TFNP para os Estados Unidos. Esses autores 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. Os autores 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 à economia brasileira e que adaptaram a metodologia proposta por Canzoneri, Cumby e Diba (1998) em diferentes momentos econômicos desse país. Dentre esses trabalhos, destaca-se Rocha e Silva (2004). Estes 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

¹ Os 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.

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 ante 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 conclusão 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, Cumby e Diba (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, por meio de um modelo de vetores autorregressivos 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.

Nobrega, Maia e Besarria (2020) utilizam duas abordagens para investigar a dominância fiscal no Brasil. Em um primeiro momento, é utilizado um modelo VAR com identificação recursiva em uma série de variáveis macroeconômicas, ordenadas por critério de exogeneidade, no intuito de verificar se as relações econômicas estão de acordo com o preconizado por Sargent e Wallace (1981) para um regime de dominância fiscal ou monetária; nesse estágio, foi verificado a vigência de um regime de dominância monetária. Na segunda parte do artigo, os autores partem para modelos não lineares baseados na análise dos condicionantes da DLSP em um modelo simplificado, contendo a base monetária e o superávit primário. Nessa etapa, Nobrega, Maia e Besarria (2020) argumentam que a expansão monetária e a reversão no sinal do superávit primário ocorrem em virtude de uma dominância fiscal.

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

Autor (es)	Período	Método	Resultado
Ornellas e Portugal (2011a)	1999 a 2009	DSGE	DF baixo
Belchior (2011)	1995 a 2008	GMM	DF
Araújo e Besarria (2014)	2003 a 2009	VECM	DM
Ferreira (2015)	2003 a 2013	ARDL e SVAR	DM
D’Abadia (2016)	2011 a 2015	GMM	DF
Souza (2016)	2002 a 2015	DSGE-VAR	DM
Nobrega, Maia e Besarria (2020)	2003 a 2015	VAR e MS-VAR	DM e DF
Frascaroli, Oliveira e Almeida (2021)	2000 a 2016	MS-DSGE	DF
Moreira, Monte <i>et al.</i> (2021)	2004 a 2019	SVAR	DM

Fonte: adaptado de Nobrega, Maia e Besarria (2020).

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

Embora apliquemos metodologias semelhantes ao estudo de Nobrega, Maia e Besarria (2020), o presente artigo diferencia-se por partir da Teoria Fiscal do Nível de Preços (de agora em diante, TFNP) para estabelecer as variáveis relevantes à identificação do regime de dominância fiscal ou monetário, conforme estratégia proposta por Canzoneri, Cumby e Diba (1998), inclusive, com modificações na ordenação no modelo VAR para verificar se esta altera o resultado final. Em um segundo momento, partimos para modelos não lineares, mantendo a estratégia e variáveis em linha com o proposto pela TFNP.

Observa-se, na Tabela 1, que esse 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 podem influenciar nos resultados. Este trabalho pretende contribuir para o debate e, assim, fornece embasamento empírico para formulação de políticas públicas.

Tabela 2 – Resultados encontrados na literatura para o estudo da dominância fiscal e monetária no mundo

Autor (es)	Período	Método	Resultado
Wyplosz (1999)	1980-1997	Simulação	DM
Afonso (2002)	1970-2001	VAR	DF
Favero e Monacelli (2003)	1980-1999	Markov-Switching	DM
Zoli (2005)	1990-2000	VAR	DF
Resende (2007)	1948-2005	Painel Dinâmico	DF
Arora (2018)	1990-2011	SVAR	DM
Bucacos (2022)	1999-2019	VECM-DOLS	DF

Fonte: elaboração própria.

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

Por fim, a Tabela 2 mostra que, na literatura internacional, diversos estudos realizados com metodologias distintas para diferentes países encontram a predominância do regime de dominância fiscal, deixando claro que esse debate ocorre não apenas no Brasil.

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 por meio 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 conhecida por identificação recursiva.

Não obstante a larga utilização dos modelos VAR na academia para o estudo das relações macroeconômicas, esse método é alvo de críticas, principalmente no que diz respeito à 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 à mudança de regime, os parâmetros θ do processo VAR serão variantes no tempo. Entretanto este 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 $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$. Desse 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):

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

em que u_t é um termo de inovação, sendo um processo de ruído branco com média zero e matriz de variância-covariância: $\Sigma(s_t): i.i.d (0, \Sigma(s_t))$. Se o processo VAR é definido condicionalmente sobre um regime não observável como descrito na equação 5, a definição do processo gerador dos dados deve ser completada por

² Conforme propõe Sims (1980), esse 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 .

hipóteses em relação ao processo de derivação do regime. Assume-se que o regime s_t é gerado por uma cadeia de Markov:

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

Os modelos MS-VAR podem ser considerados como generalizações dos modelos VAR(p) no qual os parâmetros são variantes no tempo, contudo eles se tornam constantes quando condicionados a determinado regime s_t . Além disso, 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. Nesse sentido, o modelo MSM(M) -VAR(p) ajustado na média pode ser expresso por:

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

em que 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 $\mu, A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \Sigma(st)$ representam as funções de mudança que descrevem a dependência de $\mu, A_1, \dots, A_p, \Sigma$ 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 geradas 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 $t + 1$, muda-se para o regime j . As probabilidades de transição também podem ser representadas em forma matricial, considerando dois regimes:

³ É 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 desse último apresentar uma maior estatística de verossimilhança.

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

Por fim, vale ressaltar que o número de regimes foi fixado em $M = 2$ em virtude do número de observações, evitando-se, dessa forma, problemas relativos à 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 trimestrais⁴ e em proporção do PIB para o período de 2003 a 2015, conforme descrição na Tabela 3. O período amostral foi escolhido devido ao ressurgimento do debate sobre interação entre política fiscal e monetária no Brasil. Em 2014, o país passou por uma crise em que a conjuntura econômica no Brasil era desfavorável. Nesse cenário, a política monetária estava com pouca eficácia em combater a inflação via taxa de juros. Ao mesmo tempo, o governo apresentou uma forte deterioração das contas públicas, fazendo o debate sobre dominância de políticas voltar a ter relevância.

Tabela 3 – Descrição das variáveis

Variável	Sigla	Descrição	Fonte
Superávit Primário	s_t	NFSP resultado primário, acumulado nos últimos 4 trimestres + Senhoriagem	BCB
Passivo do Governo	w_t	Dívida Pública (b_t) 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.

⁴ Apesar das séries temporais selecionadas possuírem periodicidade mensal, optou-se por realizar uma agregação e, então, utilizar os dados em frequência trimestral. Essa escolha é justificada pela natureza das variáveis e pelos objetivos do trabalho, dado que as séries de necessidade de financiamento do governo são marcadas por grande volatilidade e mudanças de intercepto, o que pode tornar os intervalos de confiança excessivamente amplos e, em decorrência, prejudicar os resultados dos modelos. Assim, a interpolação pode vir a ajudar atenuando essa volatilidade (variância) na trajetória da série sem perdas no que diz respeito à interpretação dos resultados. Por outro lado, um choque de política monetária demora meses para produzir uma reação nas variáveis fiscais e macroeconômicas, tal hiato entre a aplicação da política e a realização de seus efeitos é chamado de defasagem da política monetária. Portanto os regimes do modelo Markov-Switching e as IRFs produzem resultados mais realistas em frequências menores.

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

Os resultados encontrados a partir desses testes também indicam que os dados são não estacionários, 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.

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 disso, esse teste confirma a quebra estrutural obtida no teste de Zivot-Andrews, com exceção da série Superávit, em que este indicou uma mudança na tendência apenas no primeiro trimestre de 2014, enquanto aquele indicou a mudança no terceiro trimestre de 2010.

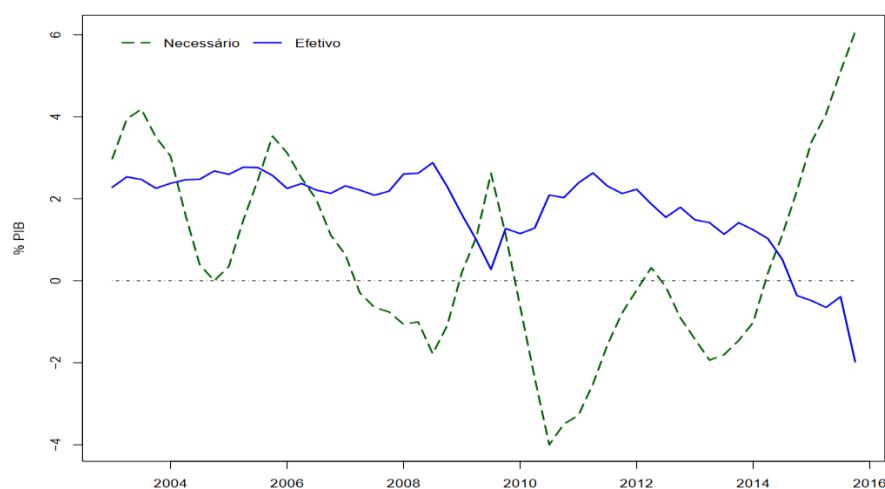
5. Discussão e análise dos resultados

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, Gazzano e Pinotti (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} é o estoque da dívida do período anterior em proporção do PIB. Assim, os resultados dessa 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 *subprime*.

Entretanto, a partir do terceiro trimestre de 2014, o nível de superávit primário esteve sempre abaixo do necessário, provocando uma expansão na participação da dívida, fazendo com que esta 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 levou 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

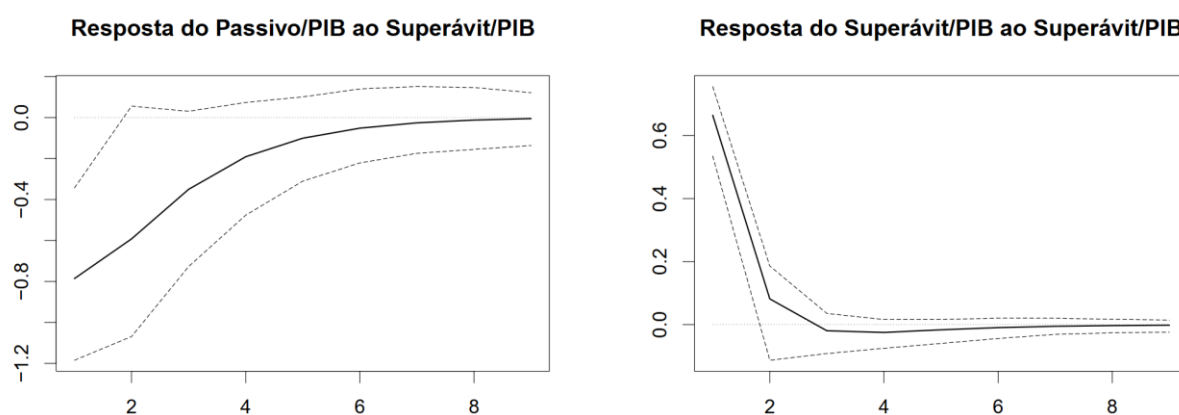
É importante ressaltar que a estimação do modelo VAR bivariado foi antecedida pela remoção da tendência das variáveis por meio do Filtro HP ($\lambda = 1600$), tornando-as estacionárias; e, além disso, foram acrescentadas duas variáveis *dummies*, tal como indicado pelos testes de quebra estrutural, 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 vizinha dos resultados obtidos a partir dos testes de quebra estrutural.

O número de defasagens utilizado na estimação do modelo VAR bivariado foi obtido pelo cálculo dos critérios de seleção ótimo, que podem ser observados na Tabela 11, descrita no anexo. Os resultados do teste de *Schwarz* (SIC) e *Hannan-Quin* (HQ) indicaram o modelo com uma defasagem, enquanto o critério *Akaike* (AIC) sugeriu o modelo com 5 defasagens como o mais adequado. Assim, optou-se por estimar o modelo mais parcimonioso. Por fim, a Figura (8) (também disponível na seção de Anexos) apresenta o teste de estabilidade do modelo VAR, por meio desse teste, é possível observar que todas as raízes características do polinômio autorregressivo situam-se dentro do círculo unitário, indicando que o modelo em questão é estável.

A Figura 2 ilustra os resultados obtidos por meio 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 definido anteriormente, o objetivo da análise é observar a resposta dessas duas variáveis, Superávit e Passivo, diante dos choques no superávit.

Figura 2 – Função impulso-resposta entre as variáveis superávit primário (s) e passivo do governo (w)



Fonte: elaborado a partir do *software* R.

Nota: as linhas tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95,00%.

Ordenação: superávit, passivo.

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). Por meio 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 essa 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} , diante dos 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, conforme anexo. Esse tipo de ordenação faz mais sentido em um regime ricardiano, em que 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, Cumby e Diba (1998) para a economia americana; e Lozano, Herrera et al. (2008) para a Colômbia. Para a economia brasileira, esse mecanismo também foi adotado por Rocha e 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} . Portanto a resposta negativa do passivo e, simultaneamente, positiva de s_{t+1} é uma evidência de dominância monetária, tal como proposto por Sargent e Wallace (1981), indicando que no período a economia brasileira pode ser caracterizada como ricardiana.

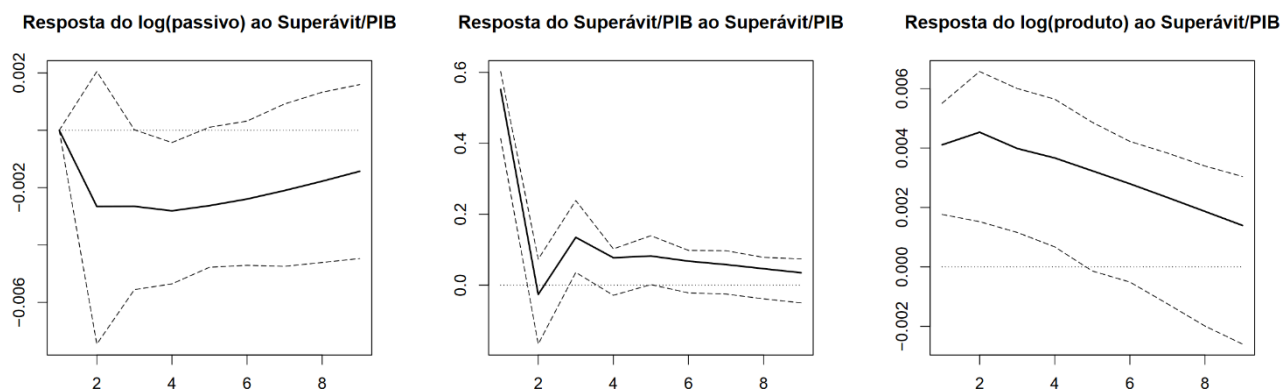
5.2 Extensão do modelo base: comportamento do PIB nominal

Em um regime ricardiano, o gasto público não tem efeito sobre a renda nominal, enquanto, 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). Adicionalmente, busca-se verificar se um choque positivo no superávit/PIB ocasiona redução da renda, o que seria esperado em um regime de dominância fiscal. Canzoneri, Cumby e Diba (1998) foram os primeiros autores que sugeriram essa separação, sendo posteriormente aplicada na economia brasileira por autores como Rocha e Silva (2004) e Fialho e Portugal (2005).

Precedente à estimação da extensão do modelo VAR, o número de defasagens foi obtido pelo cálculo dos critérios de seleção, que podem ser observados na Tabela 11. O resultado do teste de SIC indica que o modelo com uma defasagem é o mais adequado, enquanto o critério HQ sugere que o modelo mais adequado é o modelo com duas defasagens, por outro lado, o critério AIC sugere que o modelo com cinco defasagens é que possui melhor ajuste. Dada a ausência de convergência entre os critérios de seleção, optamos por levar em consideração o resultado do critério SIC em virtude desse método atribuir uma maior penalização à inclusão de novos parâmetros que os demais, indicando, assim, o modelo mais parcimonioso e preservando-se graus de liberdade. Por fim, a Figura (8) apresenta o teste de estabilidade do modelo VAR, por meio desta, pode-se observar que todas as raízes características do polinômio autorregressivo estão dentro do círculo unitário, indicando que o modelo em questão é estável.

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 por meio do Filtro HP e acrescentadas duas variáveis *dummies* para os períodos com quebra estrutural. Como apontado por Canzoneri, Cumby e Diba (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.

Nota: as linhas tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95,00%.

Ordenação: passivo do governo, superávit primário e renda nominal.

Por meio da Figura 3, percebe-se que uma inovação positiva no superávit primário tem efeito negativo sobre a mediana da resposta da dívida nominal, sendo esse o efeito esperado em um regime de dominância monetária, corroborando com os resultados encontrados até o momento. Vale ressaltar que esse resultado não foi significativo estatisticamente. 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 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; Portugal, 2005, p. 19).

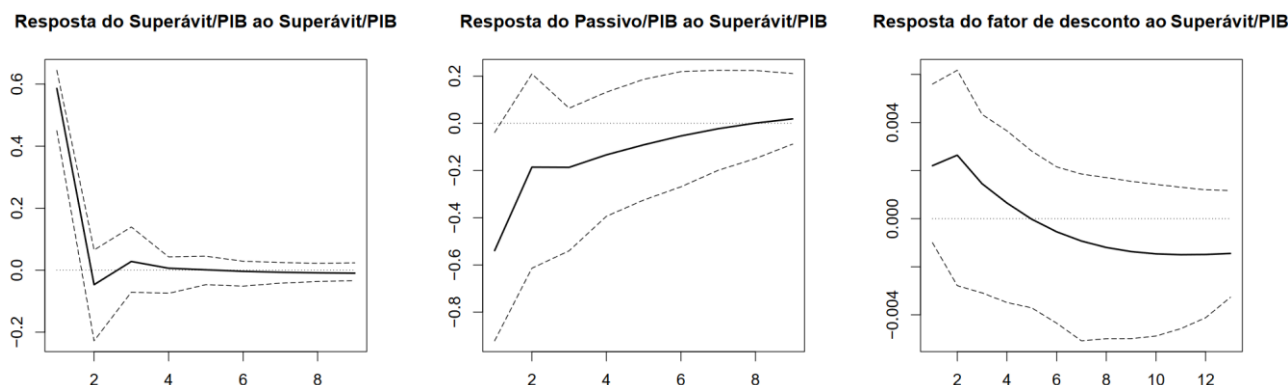
5.3 Extensão do modelo base: fator de desconto

Nesta seção, será discutida uma segunda extensão ao modelo base, que é feita mediante 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 obtida 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.

Para esse modelo, o número de defasagens foi obtido pelo cálculo dos critérios de seleção, que podem ser observados na Tabela 11. Os resultados dos critérios SIC, HQ e AIC não apresentam consenso quanto ao número ótimo de defasagens, indicando que os modelos com 1, 2 e 5 são os mais adequados, respectivamente. Novamente, utilizamos o critério mais parcimonioso para a estimação do modelo. Finalmente, a Figura (8) apresenta o teste de estabilidade do modelo VAR, observa-se que todas as raízes características do polinômio autorregressivo estão dentro do círculo unitário, sugerindo que o modelo em questão é estável.

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, conforme anexo, sendo essa ordenação mais consistente com um regime ricardiano. Nesse caso, o passivo é determinado, *a priori*, por meio da política monetária e o superávit se ajusta a ele.

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.

Nota: as linhas tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95,00%.

Ordenação: superávit primário/PIB, passivo do governo/PIB e fator de desconto.

As funções impulso-resposta mostraram que a resposta do passivo/PIB diante de 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 a mediana da resposta do fator de desconto na Figura 4, a resposta dessa variável, diante de choques positivos no superávit, é positiva até o quinto período. Isso indica que o superávit primário e o fator de desconto não são correlacionados, enquanto o esperado em um regime não ricardiano é que houvesse relação negativa, tendo em vista que o aumento do superávit reduz a taxa de crescimento do produto. Vale ressaltar que esse resultado não foi significativo estatisticamente.

Portanto a queda do passivo/PIB diante de inovações no superávit primário/PIB não parece 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

Com o propósito 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 à apresentação dos resultados, é necessário contemplar se a estimação do modelo não linear é justificável, para isso, 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 disso, a estatística de máxima 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, dessa forma, o processo de especificação deve seguir o processo de especificação do VAR. Nesse sentido, os modelos serão estimados considerando 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 em que essa restrição é flexibilizada. Nesse 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), isso 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 à média prevalecente no regime 2, por outro lado, para o superávit primário, a média no regime 1 é inferior à média no regime 2, entretanto essa 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%.

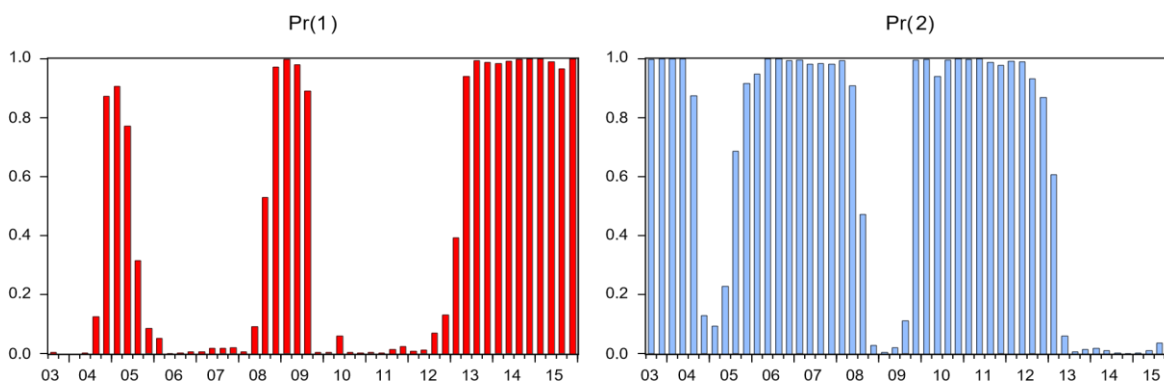
Tabela 6 – Matriz de transição do modelo MSM(2)-VAR(1)

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 nesse 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 uma política monetária contracionista, 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. Como reduzir a interação entre as políticas?

As seções anteriores sugeriram a presença de interação entre as políticas fiscal e monetária no Brasil. A questão em debate nesta seção é: como reduzir essa interação? O exercício que será desenvolvido irá levar em consideração os efeitos de choques de política monetária, por meio da abordagem SVAR com restrição de sinais, condicionados a diferentes cenários fiscais. A ideia desse exercício empírico é mostrar os efeitos que um choque contracionista da política monetária, representado por um aumento da taxa de juros, sobre as variáveis fiscais, especialmente a dívida pública. Em outras palavras, a ideia é verificar se uma política fiscal mais responsável (definida pelo segundo cenário) é menos sensível a um choque de política monetária.

Esses cenários serão construídos da seguinte forma: no primeiro exercício, serão utilizados os dados fiscais efetivos do governo central, dentro do período de análise já apresentado, e esse exercício será denominado de Modelo 1. É importante ressaltar que o Brasil adotou uma regra de superávit para o período descrito. O segundo cenário leva em consideração uma regra hipotética de superávit primário mais austera (Modelo 2). A diferença básica entre os modelos é que, no primeiro, foi adotada a variável Necessidade de Financiamento do Setor Público (NPSF) e, no segundo, foi utilizado o excedente necessário para estabilizar a relação dívida/PIB em cada período, tal como proposta em (12).

A discussão empírica adotada nessa etapa assumirá $Z_t = [\pi_t, c_t, i_t, d_t, NFSP_t, r_t]'$ como um vetor (6×1) de variáveis macroeconômicas, em que, π_t é a taxa de inflação, c_t é o consumo das famílias, i_t é o investimento, d_t representa a dívida pública, $NFSP_t$ é a necessidade de financiamento do setor público e r_t é a taxa de juros.

O modelo VAR na forma estrutural pode ser representado por:

$$BZ_t = \Gamma_0 + \sum_{s=1}^p \Gamma_s Z_{t-s} + \varepsilon_t \quad (13)$$

em que B é a matriz ($n \times n$) de coeficientes de relações contemporâneas e Γ_s são matrizes ($n \times n$) de coeficientes de relações contemporâneas com *lags*(s) para $s = 1, 2, 3, \dots, p$, com ε_t sendo um vetor ($n \times 1$) dos erros aleatórios.

Assumindo que B seja não singular, então (13), na sua forma reduzida, pode ser representado por:

$$Z_t = A_0 + \sum_{s=1}^p A_s Z_{t-s} + u_t \quad (14)$$

em que $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ e $A_s = B^{-1}\Gamma_s$ para $s = 1, \dots, p$, $u_t = B^{-1}\epsilon_t$.

O modelo VAR em sua forma reduzida será estimado para os dados da economia brasileira. Como o sistema na forma reduzida é aquele a ser estimado, a tarefa de identificação é obter as funções de resposta ao impulso ortogonais (IRF's) dos erros na forma reduzida, u_t . Existem diferentes maneiras de conseguir isso, neste artigo, adotamos uma abordagem de restrição de sinais.

A ideia principal da abordagem de restrição de sinais é identificar choques estruturais, impondo uma série de restrições ao sinal de algumas funções impulso-respostas, enquanto se mantém agnóstico sobre as respostas das variáveis de interesse. Uma vantagem desse método é que não há necessidade de impor restrições sobre toda a matriz A_0 , que é o caso na estratégia recursiva e não recursiva.

Assim, o método proposto por Uhlig (2005) e Mountford e Uhlig (2009) mostra que a matriz de relação contemporânea B na Equação (13), de modo que $\hat{\Sigma}BB'$ pode ser definida por $B = \tilde{B}Q$, em que, Q é uma matriz ortogonal [$QQ' = I$] e \tilde{B} é a decomposição de *Cholesky* da matriz de variância dos resíduos estimada $\hat{\Sigma}$. Esse fato nos leva à identificação de uma única coluna b da matriz B na equação (13). Portanto o problema é limitar a determinação de um vetor b , associado ao vetor de comprimento unitário m -dimensional, Γ , de modo que:

$$b = \tilde{B}\Gamma \quad (15)$$

$$r_{(k)} = \sum_{i=1}^m \Gamma_i r_i(k) \quad (16)$$

A Equação (16) mostra que é possível identificar o vetor de impulso correspondente ao choque de política monetária. Com base nisso, foram adotadas restrições nas quais as respostas do consumo e da taxa de inflação são negativas e a resposta da NFSP é positiva ao choque expansionista da política monetária. A Tabela (7) descreve as variáveis utilizadas na estimação do modelo VAR.

Tabela 7 – Descrição das Variáveis

Séries	Variáveis	Unidade	Fonte
Dívida Bruta do Governo Geral	DBGG	(%) PIB	BCB
Necessidade de Financiamento do Setor Público	NFSP	(%) PIB	BCB
Superávit primário necessário para estabilizar a dívida/PIB	NFSP*	(%) PIB	Dados da Pesquisa
Taxa de Juros - Selic Over	SELIC	(%) p.p.	IPEADATA
Taxa de Inflação - IPCA	IPCA	(%) p.p.	IPEADATA
Consumo final das famílias	Consumo	(%) PIB	IBGE
Formação Bruta de Capital Fixo	Investimento	(%) PIB	IBGE

Fonte: elaboração própria.

Os dados referentes ao Banco Central do Brasil (BCB) foram obtidos por meio do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS). As séries temporais obtidas por meio do site do IPEADATA foram coletadas na seção de macroeconomia, enquanto as séries do consumo final das famílias como proporção do PIB e a formação bruta de capital fixo como proporção do PIB foram obtidas no site do IBGE. Já a série do superávit primário necessário foi calculada a partir da expressão (12). Todas as séries utilizadas na pesquisa possuem periodicidade trimestral, iniciando no primeiro trimestre de 2003 e finalizando no quarto trimestre de 2016⁵, totalizando 56 observações.

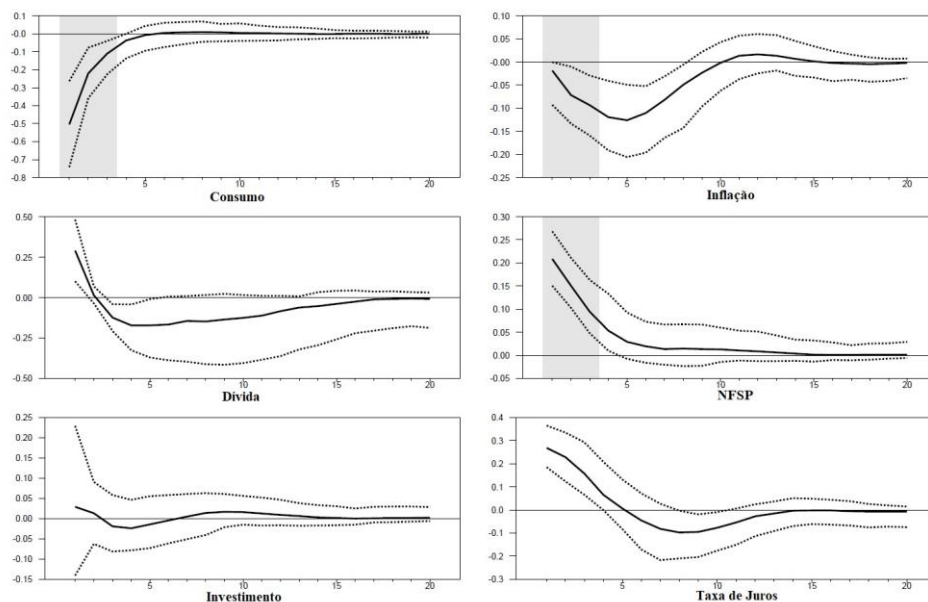
O *lag* ótimo do modelo VAR estimado foi obtido por meio dos critérios de seleção *Akaike Information Criterion* (AIC), *Bayesian Information Criterion* (BIC) e *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQ). Nesse caso, foi decidido usar dois *lags* em ambos os modelos. Para analisar os resíduos, foram realizados os seguintes testes: um teste de autocorrelação serial (*Portmanteau*), um teste de normalidade (Jarque-Bera Multivariado) e um teste de heterocedasticidade (ARCH-LM). Por meio da análise dos resíduos, podemos concluir que os dois modelos estimados são válidos.

A Figura (6) e a Figura (7) ilustram a resposta da dívida pública dado um choque de política monetária no modelo SVAR. Em ambas as figuras, os sinais das IRFs ficaram de acordo com o esperado, em que um choque de taxa de juros produz efeitos contracionistas nas variáveis, obviamente com exceção da dívida

⁵ A escolha do período de análise deveu-se à disponibilidade das séries relacionadas à dívida pública e a janela temporal encerra-se em 2016 para captar a PEC do teto de gastos (EC 95).

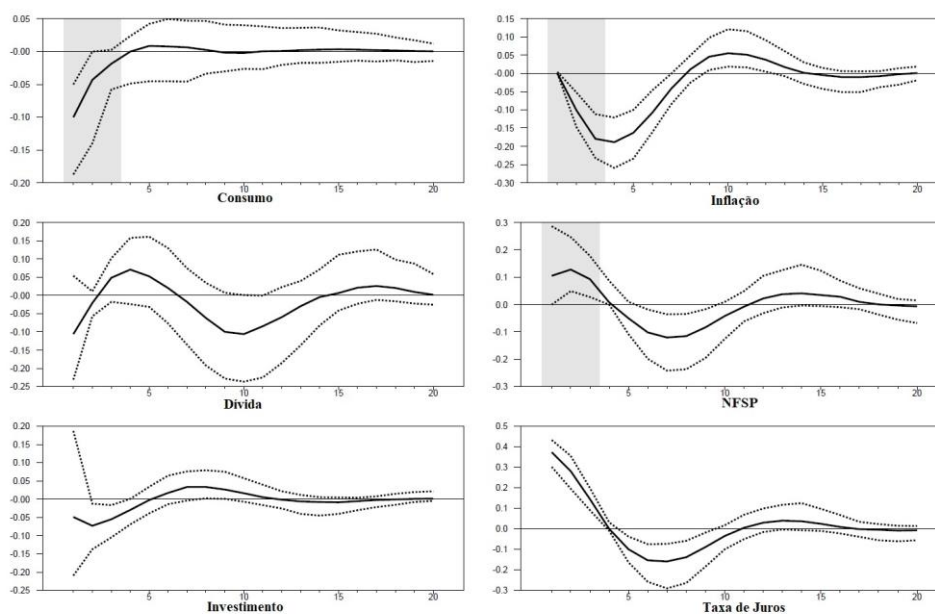
pública. Na literatura, esse resultado é amplamente conhecido e reportado por trabalhos que utilizaram VAR e variáveis macroeconômicas e fiscais.

Figura 6 – Impulso na SELIC - Modelo 1



Nota: as linhas pontilhadas correspondem ao intervalo de confiança de 95,00%.
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 7 – Impulso na SELIC - Modelo 2



Nota: as linhas pontilhadas correspondem ao intervalo de confiança de 95,00%.
Fonte: elaborado pelos autores.

As respostas divergiram entre os cenários apenas para a série da dívida pública e a necessidade de financiamento do setor público. No cenário em que se adotou uma política mais austera – representada pelo uso da série de superávit necessária para estabilizar a relação dívida/PIB –, pôde-se observar que a dívida foi menos sensível aos choques da política monetária.

Esse fato pode ser verificado ao observar a Figura (6), ao comparar as respostas na DBGG ao mesmo choque. Também pode ser observado que o Modelo 2 resulta em uma menor necessidade de financiamento do setor público. Por outro lado, levando em conta os dados observados para a necessidade de financiamento do setor público, observa-se que o impacto da política monetária influenciou positivamente a dívida bruta do governo, o que sugere que esse indicador foi sensível a esse choque. Portanto os resultados encontrados, nesta seção, mostram empiricamente que uma regra fiscal mais austera é capaz de reduzir a interação entre as variáveis fiscais e a política monetária.

7. 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. Nesse 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 traz como principal implicação uma política monetária ainda crível no controle da inflação. Ou seja, a política de combate à 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 à política fiscal expansiva, e períodos de política monetária expansionista, associada à 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 política monetária contracionista e política fiscal 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 seu gerenciamento eficiente. Não obstante a redução considerável ocorrida na parcela da dívida indexada à 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, diante de um cenário de profundo déficit fiscal e de encurtamento do prazo médio de vencimento dos títulos públicos. 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, conforme demonstram Dias e Andrade (2016), Lins e Nakane (2016) e Nobrega, Besarria e Aragón (2019).

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

Referências

- AFONSO, A. Disturbing the Fiscal Theory of the Price Level: Can it Fit the Eu-15? *ISEG-UTL Dept. of Economics Working Paper*, No. 1/2002/DE/CISEP, 2002.
- ARAÚJO, J. M.; BESARRIA, C. N. Relações de Dominância Entre as Políticas Fiscal e Monetária: Uma Análise Para Economia Brasileira no Período de 2003 a 2009. *Revista de Economia*, v. 40, n. 1, p. 55-70, 2014.
- ARORA, S. Monetary versus fiscal policy in India: an svar analysis. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, v. 11, n. 3, p. 250-274, 2018.
- BELCHIOR, T. M. Brazil: an empirical study on fiscal policy transmission. *CEPAL Review*, v. 103, p. 187-205, 2011.

BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, n. 10389, 2004.

BUCACOS, E. The interdependence of fiscal and monetary policies in an emerging economy: The case of Uruguay. *International Journal of Finance & Banking Studies*, v. 11, n. 1, p. 19-33, 2022.

CANZONERI, M. B.; CUMBY, R. E.; DIBA, B. T. Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency? *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, n. 6471, 1998.

D'ABADIA, B. M. Teste para existência de dominância fiscal no brasil entre 2011 e 2015. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade de Brasília, Brasília, 2016.

DIAS, H. B.; ANDRADE, J. P. *Gerenciamento da Dívida, Política Fiscal e Ciclos Econômicos no Brasil*. Brasília: Tesouro Nacional, 2016.

FAVERO, C. A.; MONACELLI, T. Monetary-fiscal mix and inflation performance: Evidence from the US. *IGIER Working Paper Series*, n. 234, 2003.

FERREIRA, L. A. M. Dominância Fiscal ou Dominância Monetária no Brasil : Uma Análise do Regime de Metas de Inflação. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2015.

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*, v. 35, n. 4, p. 657-685, 2005.

FRASCAROLI, B.; OLIVEIRA, J.; ALMEIDA, M. Public debt, economic policy coordination and their effectiveness: lessons from the EMU and Brazil. *Journal of Economic Policy Reform*, v. 24, n. 2, p. 219-235, 2021.

KROLZIG, H.-M. *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer, 1997.

LEEPER, E. M. Equilibria under active and passive monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, n. 1, p. 129-147, 1991.

LINS, P.; NAKANE, M. I. Títulos Públicos Pós-Fixados e Eficácia da Política Monetária sob a Ótica de um Modelo DSGE. *Anais do XLIV Encontro Nacional de Economia*, 2016.

LOZANO, I.; HERRERA, M. Dominancia fiscal versus dominancia monetaria: evidencia para Colômbia, 1990-2007. *Borradores de Economía*, n. 485, 2008.

MOREIRA, R. R.; MONTE, E. Z. Monetary and fiscal policies interaction in a large emerging economy: Which is the leader policy? *International Journal of Economics and Finance*, v. 13, n. 11, p. 81-91, 2021.

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

NOBREGA, W. C. L.; BESARRIA, C. N.; ARAGÓN, E. K. S. B. Gerenciamento da Dívida Pública e a Interação entre Política Monetária e Fiscal: Um modelo DSGE para a Economia Brasileira. *Anais do XLVII Encontro Nacional de Economia*, 2019.

NOBREGA, W. C. L.; MAIA, S. F.; BESARRIA, C. N. Interação entre as políticas fiscal e monetária: Uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira. *Análise Econômica*, v. 38, p. 7-36, 2020.

OLIVEIRA, F. A.; NOBREGA, W. C. L.; MAIA, S. F. Reação fiscal, rigidez orçamentária e a sustentabilidade da dívida pública no brasil: uma abordagem por meio de MS-VECM. *Estudos Econômicos*, v. 52, n. 1, p. 113-153, 2022.

ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M. S. Fiscal and Monetary Interaction in Brazil. *Anais da 33ª Meeting of the Brazilian Econometric Society*, 2011.

PASTORE, A.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. In: PASTORE, A. *Inflação e Crises: o papel da moeda*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2014. v. 1.

RESENDE, C. Cross-Country Estimates of the Degree of Fiscal Dominance and Central Bank Independence. *Bank of Canada Working Paper*, n. 2007-36, 2007.

ROCHA, F.; SILVA, E. P. D. Teoria fiscal do nível de preços: um teste para a economia brasileira no período 1966-2000. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n. 3, p. 419-435, 2004.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SOUZA, E. T. C. Os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária sobre variáveis macroeconômicas da economia brasileira. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2016.

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

WYPLOSZ, C. Economic Policy Coordination in EMU: Strategies and Institutions. *ZEI Policy Paper B*, v. 11, 1999.

ZOLI, E. How does fiscal policy affect monetary policy in emerging market countries? *BIS working paper*, n. 174, 2005.

Anexos

1. Testes de Estacionariedade

Tabela 8 – Teste de ADF

Variável	Tipo	ADF	p-valor
Superávit primário	Nível	-2,335763	0,0202
Passivo do governo	Nível	-3,233519	0,0904
Taxa de juros	Nível	-0,357259	0,9865
Renda nominal	Nível	-1,337956	0,8653
Renda real	Nível	-1,582577	0,4831
Superávit primário	Diferença	-6,409967	0,0000
Passivo do governo	Diferença	-3,565394	0,0006
Taxa de juros	Diferença	-8,842577	0,0000
Renda nominal	Diferença	-3,063941	0,0366
Renda real	Diferença	-3,068198	0,0029

Fonte: elaboração própria.

Tabela 9 – Teste de Phillips-Perron

Variável	Tipo	z_rho	p-valor
Superávit primário	Nível	-2,493445	0,1230
Passivo do governo	Nível	-1,981356	0,2939
Taxa de juros	Nível	-1,788878	0,3818
Renda nominal	Nível	-1,808030	0,3726
Renda real	Nível	-1,808010	0,3725
Superávit primário	Diferença	-6,352866	0,0000
Passivo do governo	Diferença	-9,737698	0,0000
Taxa de juros	Diferença	-3,155799	0,0288
Renda nominal	Diferença	-2,709841	0,0077
Renda real	Diferença	-2,709841	0,0077

Fonte: elaboração própria.

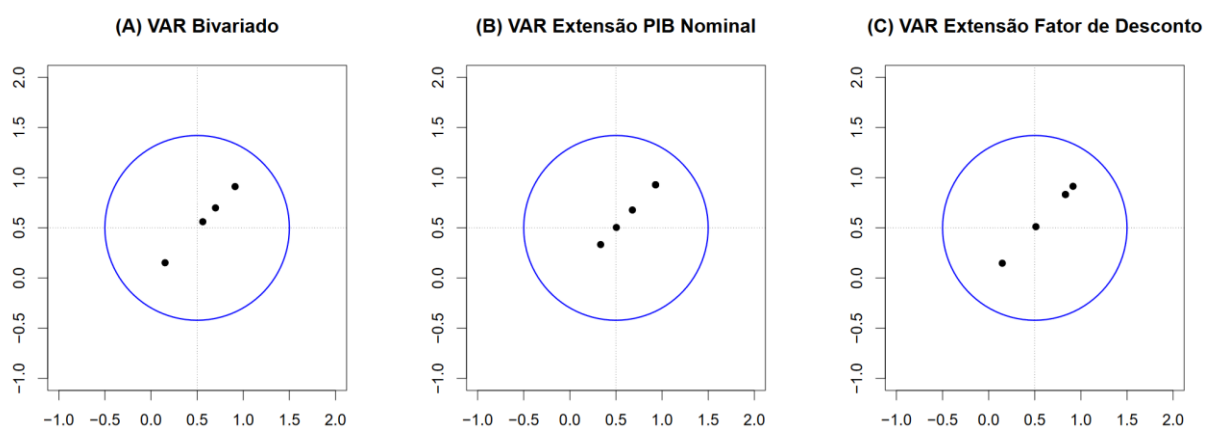
Tabela 10 – Teste de KPSS

Variável	Tipo	KPSS	p-valor
Superávit primário	Nível	0,061927	0,0000
Passivo do governo	Nível	0,053984	0,0000
Taxa de juros	Nível	0,076430	0,0000
Renda nominal	Nível	0,077862	0,0000
Renda real	Nível	0,077862	0,0000
Superávit primário	Diferença	0,136917	0,1000
Passivo do governo	Diferença	0,221890	0,1000
Taxa de juros	Diferença	0,225181	0,1000
Renda nominal	Diferença	0,219787	0,1000
Renda real	Diferença	0,219787	0,1000

Fonte: elaboração própria.

2. Testes Aplicados ao Modelo VAR

Figura 8 – Raízes invertidas do polinômio característico dos modelos VAR



Fonte: elaborado a partir do *software* R.

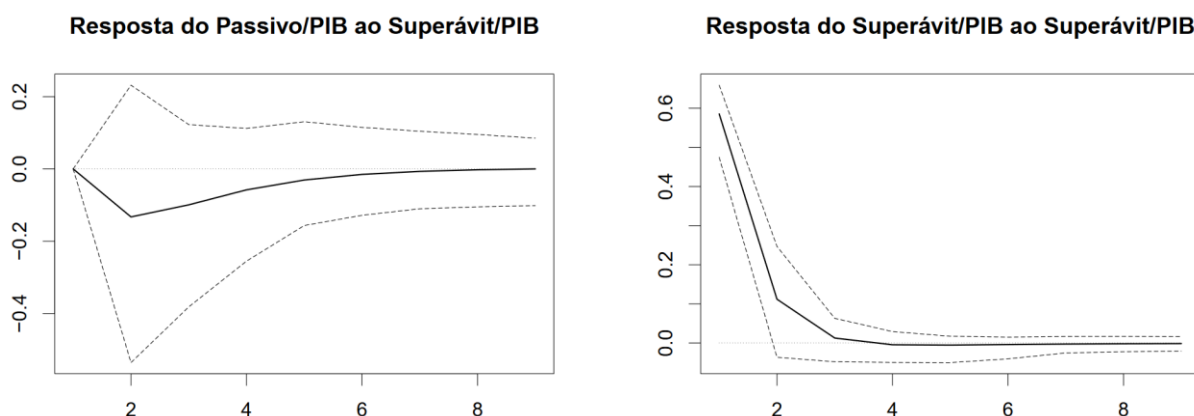
Tabela 11 – Critério de seleção de defasagem ótima aplicado aos modelos VAR

(A) Modelo Bivariado				(B) Extensão PIB Nominal				(C) Extensão Fator de Desconto			
Lag	AIC	HQ	SIC	Lag	AIC	HQ	SIC	Lag	AIC	HQ	SIC
1	-7,35	-7,05	-6,55	1	-26,52	-26,08	-25,34	1	-16,22	-15,77	-15,03
2	-7,57	-7,03	-6,13	2	-27,06	-26,24	-24,89	2	-16,8	-15,98	-14,62
3	-7,24	-6,47	-5,17	3	-27,29	-26,1	-24,14	3	-16,48	-15,29	-13,3
4	-7,22	-6,2	-4,51	4	-27,4	-25,84	-23,26	4	-16,91	-15,34	-12,73
5	-7,69	-6,44	-4,35	5	-27,88	-25,95	-22,76	5	-17,94	-16,01	-12,77

Fonte: elaborado a partir do *software* R.

3. Modelos VAR bivariado e extensões com ordenação alternativa

Figura 9 – Função impulso-resposta entre as variáveis passivo do governo e superávit primário



Fonte: elaborado a partir do *software* R.

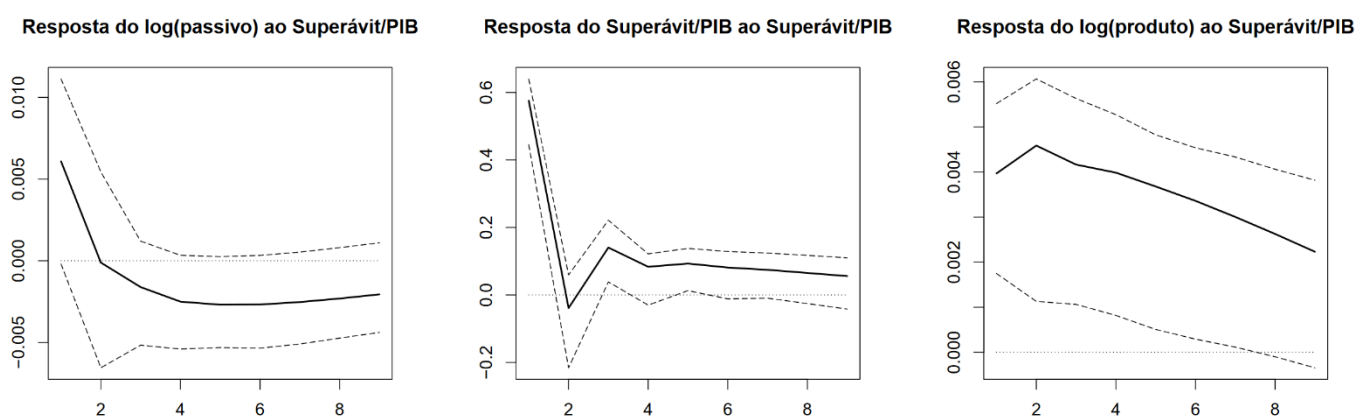
Nota: as linhas tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95,00%.

Ordenação: passivo, superávit.

A Figura 9 apresenta a resposta do passivo do governo e do superávit primário diante de inovações positivas no superávit. A ordenação, dessa vez, é passivo-superávit. Nos resultados expostos na Figura 9, a resposta do superávit futuro s_{t+1} é positiva diante dos choques no superávit corrente. Nesse caso, em um regime não ricardiano, o resultado esperado seria um aumento da participação do passivo no PIB, isto é, resposta positiva de w_{t+1} . O que pode ser observado na Figura 9 é exatamente o contrário, a resposta do passivo é negativa, porém não significativa. Esse resultado corrobora com os achados anteriores de evidência de dominância monetária.

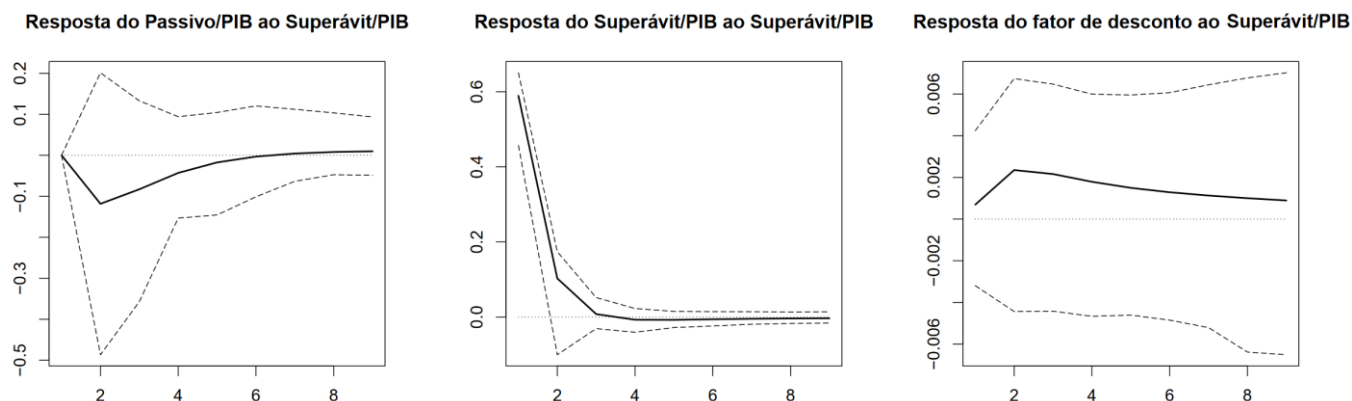
Para futuras pesquisas, sugere-se a utilização de uma medida de risco sobre os títulos da dívida emitidos pelo Tesouro Nacional. Além disso, uma estimativa consistente do resultado primário não acelerador da inflação se mostra como uma alternativa interessante no atual contexto da economia brasileira.

Figura 10 – Função impulso-resposta entre as variáveis logaritmo do passivo do governo, superávit primário/PIB e logaritmo do produto nominal



A Figura 10 apresenta os resultados da função impulso-resposta com modelo semelhante ao da Figura 3, porém com ordenação superávit-passivo. Mais uma vez, o esperado para um regime de dominância fiscal é uma resposta negativa do produto nominal diante de um choque positivo no superávit, entretanto é observado comportamento oposto ao que prediz a TFNP. Além disso, apesar do efeito do superávit sobre o passivo ser positivo, ele é não significativo corroborando com os resultados da Figura 3.

Figura 11 – Função impulso-resposta entre as variáveis passivo do governo/PIB, superávit primário/PIB e fator de desconto



Fonte: Elaborado a partir do software R.

Nota: As linhas tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95,00%.

Ordenação: passivo do governo/PIB, superávit primário/PIB e fator de desconto.

A Figura 11 apresenta a resposta do Passivo, Superávit e fator de desconto diante de um choque positivo no Superávit, seguindo a ordenação passivo, superávit e fator de desconto. O esperado pela TFNP, e apontado como evidência de DF, é que a resposta do fator de desconto seja negativa. Entretanto esse sinal não é encontrado ao mudar a ordenação, corroborando com os resultados apontados na Figura 4.