

Regimes do endividamento público e os resultados da política monetária brasileira^a

Public Debt Regimes and the Brazilian Monetary Policy Outcomes

Marcelle Dias de Oliveira Barbosa^b 

Universidade Federal de Juiz de Fora, Departamento de Economia, Governador Valadares (MG), Brasil

Luckas Sabioni Lopes^c 

Universidade Federal de Juiz de Fora, Departamento de Economia, Governador Valadares (MG), Brasil

Thiago Costa Soares^d 

Universidade Federal de Juiz de Fora, Departamento de Economia, Governador Valadares (MG), Brasil

Resumo: O presente trabalho analisa a efetividade da política monetária brasileira em diferentes momentos da gestão da dívida pública entre 2003 e 2021. Para tanto, construiu-se um indicador do perfil do endividamento, nomeado de Índice de Qualidade da Dívida Pública (IQDP). Em seguida, subdivide-se a amostra em dois cenários que caracterizam a gestão fiscal do governo e estimam-se modelos vetoriais autorregressivos (VAR) que relacionam a taxa Selic e o IQDP à inflação e ao hiato do produto. Os resultados revelam que: i) choques no IQDP surtiram impacto reduzido nas variáveis macroeconômicas nos contextos analisados; ii) a política monetária perdeu significativamente sua efetividade no controle inflacionário no período em que o perfil do endividamento entra em trajetória declinante (entre 2013 e 2021); e, iii) parece haver uma crescente descoordenação entre

Editor responsável: Eduardo Angeli

^a Submissão: 14/06/2022 | Aprovação: 05/11/2024 | DOI: 10.5380/re.v45i87.86398

^b diasmarcelleb@gmail.com

^c luckas.lopes@ufjf.br

^d thiago.costa@ufjf.br

Todos os autores foram responsáveis pela concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, participação ativa na discussão dos resultados e revisão e aprovação da versão final.



Esta publicação está licenciada sob os termos de Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

as finanças públicas (IQDP) e a política monetária nos últimos anos analisados, que pode prejudicar a manutenção de uma inflação estável e próxima à meta

Palavras-chave: Política fiscal. Política monetária. Dívida pública. VAR. Brasil.

Abstract: The present paper analyzes the effectiveness of the Brazilian Central Bank (BCB) monetary policy in different regimes of the public debt management between 2003 and 2021. For this purpose, an indicator of the debt profile named the Public Debt Quality Index (IQDP) is constructed and utilized to split our data into two scenarios characterizing the management of the government's finances. Following, we assess vector autoregression models (VAR) containing the interest rate (Selic), IQDP, and other macroeconomic indicators. Our results reveal that: i) shocks in the IQDP exerted a reduced impact on the macroeconomic variables regardless of the period; ii) monetary shocks significantly lost its effectiveness in controlling inflation in the period when IQDP entered a declining trend (from 2013 to 2021); finally, iii) there is a growing lack of coordination between public finances and monetary policies in recent years, which may be hindering a low and stable inflation context in the country.

Keywords: Fiscal Policy. Monetary Policy. Public Debt. VAR. Brazil.

JEL: E52. E63.

1. Introdução

As possibilidades de interação entre as políticas fiscal e monetária é tema recorrente nas discussões acerca de suas efetividades. A relevância dos estudos dessa vertente reside nas implicações que a condução desses instrumentos tem para a estabilização do crescimento do produto e do nível geral de preços (Batista; Bastos; Montes, 2019).

Não obstante, em determinados momentos, os objetivos das políticas econômicas podem ser conflituosos e a falta de coordenação entre as duas esferas pode levar à adoção de medidas antagônicas e surtir impactos negativos na economia. Segundo Blinder (1982), a distinção nos direcionamentos das finanças públicas e da política monetária provém de diferenças de opinião derivadas de fundamentos econômicos contraditórios e previsões desassociadas sobre o estado da economia.

A discussão em torno da interação entre as políticas ganha contornos adicionais a partir dos trabalhos de Sargent e Wallace (1991) e Leeper (1991), os quais descrevem dois regimes econômicos, denominados de “dominância fiscal” e “dominância monetária”. No primeiro, a política fiscal é ativa e a oferta de moeda acomoda a necessidade de solvência da dívida; no segundo, a política monetária é ativa, o instrumento monetário é definido com base na estabilização da inflação e a política fiscal busca o equilíbrio orçamentário.

Nos trabalhos de Fialho e Portugal (2005), Lima, Maka e Pumar (2012) e Moreira, Souza e Almeida (2007), os autores destacam a importância da articulação entre as políticas para que a estabilização da relação dívida/PIB e o controle da inflação sejam alcançados. Nesse sentido, Jia (2020), Cochrane (2000), Sims (1994) e Woodford (1994) salientam que, em regimes de dominância fiscal, as medidas adotadas pela autoridade governamental agem como determinantes do nível de preços na medida em que a senhoriagem¹ é utilizada para garantir suas necessidades de financiamento. Assim, no contexto de expansão fiscal, elevação da inflação e da relação dívida/PIB, as ferramentas de política monetária podem não ser eficientes para o controle inflacionário, uma vez que o aumento dos juros pode piorar a situação do governo e gerar a necessidade de mais senhoriagem em longo prazo.

¹ Senhoriagem refere-se ao financiamento da dívida pública por meio de emissão monetária.

Adicionalmente, Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004), Gomes e Holland (2003) e Ahmed, Aizenman e Jinjarak (2021) destacam que, no cenário de piora da dívida pública, o controle da inflação por meio da política monetária restritiva pode produzir até mesmo efeitos inversos, ou seja, um aumento do nível inflacionário, pois se eleva a probabilidade de *default* e de desvalorização cambial que, por sua vez, abre um novo ciclo de aumento inflacionário.

Dessa forma, percebe-se que a efetividade da política monetária tem relação estreita com o perfil das finanças públicas. Por essa razão, torna-se relevante compreender a inter-relação da gestão da dívida pública com os instrumentos monetários para determinar até que ponto a efetividade da política promovida pelo Banco Central do Brasil (BCB) pode ser afetada pelos resultados fiscais.

Outra questão relevante discutida pela literatura são os reflexos que indicadores do perfil da dívida, como o prazo médio, o horizonte de vencimento dos títulos, bem como os tipos de rendimento (prefixados ou indexados), têm sobre as variáveis macroeconômicas e a credibilidade dos bancos centrais (BCs). Mendonça (2004), por meio da análise dos modelos de Giovazzi e Pagano (1990) e Calvo e Guidotti (1990) e sua aplicação ao caso brasileiro, destaca que a desindexação de títulos à taxa Selic e ao câmbio potencializa a política monetária e eleva a credibilidade das ações anti-inflacionárias, ao mesmo tempo em que se criam condições mais favoráveis à extensão do prazo médio da dívida e à redução da razão dívida/PIB.

Amaral e Oreiro (2008) analisam a eficácia da política monetária à luz da duração da dívida e da concentração de títulos pós-fixados. A partir de uma simulação do modelo de política monetária com *duration*² da dívida mobiliária, os autores concluem que um aumento nesta variável pode ser um fator essencial para a queda dos juros.

Mendonça e Silva (2008), por sua vez, realizam uma análise empírica utilizando dados de 2000 a 2006 em um modelo VAR, cujos resultados indicam que o aumento na participação de títulos prefixados e indexados ao índice de preços mostra-se adequado para o gerenciamento da dívida. Além disso, os autores

² *Duration* de um título refere-se ao tempo médio que seu detentor terá de esperar para receber o pagamento (principal e os juros) de seus investimentos.

salientam o papel da credibilidade da política monetária para a redução da dívida e o controle inflacionário.

Mediante o exposto, o presente trabalho objetiva analisar os resultados da política monetária em diferentes cenários da administração da dívida pública entre 2003 e 2021. Para tanto, primeiramente, constrói-se um índice para medir e classificar a qualidade do endividamento pelo método de Análise de Componentes Principais (ACP), denominado de “Índice da Qualidade da Dívida Pública (IQDP)”. Em seguida, por meio de modelos VAR, examinam-se os impactos de choques da taxa de juros Selic sobre a atividade econômica e a inflação em duas amostras distintas, caracterizadas conforme a dinâmica temporal do IQDP.

A análise das pesquisas anteriores em geral se dá por meio da interpretação de funções de impulso-resposta (FIR) a estímulos marginais das autoridades governamentais. Além disso, não consideram a possibilidade de mudanças no padrão de relacionamento das variáveis em função de modificações estruturais importantes. Assim, a presente pesquisa, ao dividir o período de análise em uma amostra em que há visível trajetória de melhoria dos indicadores financeiros da dívida pública e outra em que eles se deterioram, consegue avaliar se as evidências da predominância de um regime monetário se sustentam no contexto mais atual das políticas fiscal e monetária no Brasil.

O restante desta pesquisa é composto por outras quatro seções, além desta introdução: a seção dois faz uma breve discussão da literatura teórica e empírica acerca do tema debatido; a seção três apresenta os procedimentos metodológicos e os tratamentos utilizados sobre a base de dados; a seção quatro discute os principais resultados obtidos; e a seção cinco traz a conclusão da pesquisa.

2. Discussão da literatura

2.1 Dominância fiscal vs. dominância monetária

Em termos conceituais, um cenário de dominância monetária ocorre quando a autoridade monetária é ativa e tem autonomia para definir a taxa de juros que permitirá a estabilização do nível de preços. Enquanto isso, a política fiscal se ajusta passivamente à inflação definida pelo banco central. Nesse contexto, um choque monetário produz os efeitos esperados na inflação, uma vez que a

autoridade fiscal ajusta a tributação e os gastos para que ocorra o equilíbrio da dívida (Sargent; Wallace, 1981).

Entretanto, há casos em que a política monetária é passiva, e a fiscal, ativa. Leeper (1991) afirma que nesta perspectiva os agentes monetários respondem a choques fiscais expansivos, aumentando a liquidez da economia. No regime de dominância fiscal, os preços dependem da oferta de passivos do governo: se há a necessidade de expansão monetária para o financiamento da dívida, eleva-se a inflação. Na mesma linha de pesquisa, nas considerações feitas por Cochrane (2000), Sims (1994) e Woodford (1994), em um regime não-ricardiano (outra denominação para o regime de dominância fiscal), os preços são determinados pelas exigências orçamentárias. Em outras palavras, o propósito é cumprir com todos os compromissos financeiros do governo, culminando no aumento do nível de inflação com a senhoriagem.

A literatura empírica a respeito das interações entre a política monetária e indicadores fiscais para a economia brasileira é relativamente extensa. Por exemplo, De Jesus, Besarria e Maia (2020) argumentam sobre os efeitos de uma política fiscal restritiva, a saber, em 2016, quando o governo brasileiro aprovou um novo regime de política fiscal propondo um limite para a expansão dos gastos primários (EA95/2016). Tal fato motivou a realização de um estudo para analisar os impactos econômicos e sociais dessa medida de austeridade fiscal. Os resultados obtidos mostram que a aplicação da regra fiscal possibilitou maior estabilidade da dívida pública diante de choques nas taxas de juros, o que torna a política anti-inflacionária mais independente de questões fiscais. Por outro lado, a política de impor um teto nos gastos implicou na perda de bem-estar social.

Por sua vez, Moreira, Souza e Almeida (2007) também entendem que a política fiscal afeta a taxa de inflação, ou seja, age como um determinante do nível de preços. Assim, como em muitos países emergentes que adotaram o regime de metas para a inflação, o Brasil sofre com desequilíbrios fiscais (frequentemente, resultados de um desencontro entre políticas fiscais e monetárias) e passivos curtos, o que induz muitos economistas a acreditarem que o Banco Central do Brasil (BCB) deva considerar variáveis fiscais para formular suas decisões acerca da política monetária.

Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004), Gomes e Holland (2003) e Ahmed, Aizenman e Jinjarak (2021) salientam que a elevação da taxa de juros

levaria à expansão da dívida/PIB e, conseqüentemente, do risco de *default*, reduzindo a atratividade dos títulos, provocando depreciação cambial e novos acréscimos na taxa de juros. Com o tempo, os bancos centrais não conseguiriam sustentar o controle da inflação, acarretando em um regime de dominância fiscal, já que a política monetária perderia sua capacidade de agir ativamente sobre a economia.

Uma questão importante que se observa nos trabalhos sobre o tema é que, conforme ilustrado por Fialho e Portugal (2005), no “Jogo da Galinha” entre as políticas fiscais e monetárias, esta última tende a jogar primeiro e a fiscal adquire o comportamento passivo, ajustando o superávit e os níveis da dívida à trajetória dos juros. Swamy (2020) também percebeu que, do ponto de vista teórico, a política fiscal ganhou um papel secundário em relação à monetária, tanto porque a política monetária tem potencial para manter um hiato estável do produto ou porque, dadas as recessões mais curtas e as defasagens da política, medidas fiscais poderiam surtir efeitos tarde demais³.

Ao analisar a literatura referente ao tema, há muitos indicativos sobre a existência de dominância monetária, dados os efeitos que seus choques podem gerar na economia, em especial na inflação, agindo como determinante do nível de preços. Entretanto, há a necessidade de uma coordenação entre as políticas fiscal e monetária para manter estáveis o crescimento econômico, a inflação e a dívida pública. Outra lacuna não coberta pela literatura prévia refere-se à metodologia de análise das interações entre os indicadores de finanças públicas e a política monetária, as quais desconsideram a possibilidade de alterações no contexto em que elas são implementadas. Neste sentido, o estudo inova ao propor a construção de um indicador de qualidade do endividamento público e ao analisar os efeitos e as inter-relações deste último e da política monetária sob a ótica de dois regimes distintos para o perfil do endividamento no país.

³ Em países desenvolvidos, com menores taxas de juros, a política fiscal tem retornado ao debate econômico como instrumento contracíclico, quando o governo eleva seus gastos em períodos de desaceleração. Segundo Summers (2020), novas políticas macroeconômicas são necessárias para adequação à possibilidade de estagnação secular, com crescimento lento e ausência de inflação em um cenário de excesso de poupança.

2.2 Indicadores do perfil do endividamento no Brasil

Os dados apresentados a seguir procuram verificar as características da dívida pública brasileira e foram coletados na Secretaria do Tesouro Nacional (STN), no portal Tesouro Nacional Transparente, a partir das informações disponibilizadas nos Relatórios Mensais da Dívida (RMD⁴). As amostras referem-se ao período de janeiro de 2003 a agosto de 2021 e contemplam os indicadores “prazo médio (PRAZO MD)”, “percentual da dívida com vencimento em 12 meses (% VENCE EM 12M)” e “percentual com vencimento em cinco anos (VENCE 5A)”, destacados na Figura 1. Tal período foi selecionado, porquanto é a partir de 2003 que o regime de metas para a inflação se consolida no país (Minella *et al.*, 2003).

Os indicadores de prazo médio e vencimento em 12 meses medem o risco de refinanciamento. Uma dívida pública com prazo mais curto pode dificultar os fluxos de pagamentos dos títulos, dessa forma, caso haja a necessidade de renegociações, ela poderá ocorrer em condições desfavoráveis para o governo. Os agentes, segundo Mendonça e Silva (2008), poderão estar dispostos a investir somente se os juros forem mais altos, uma vez que há maior risco de o governo não honrar seus compromissos. O mesmo pensamento é abordado em Giavazzi e Pagano (1990), Calvo e Guidotti (1990), Lopes e Domingos (2003) e Amaral e Oreiro (2008).

Uma composição ótima da dívida, segundo os autores destacados, deveria ter um prazo médio maior, permitindo a rolagem da dívida e o refinanciamento a juros menores, além de aumentar a confiança dos agentes. Seguindo essa mesma linha, o governo deveria buscar diminuir o percentual da dívida com vencimento em doze meses e aumentar o percentual de títulos com vencimentos maiores, por exemplo, em cinco anos. A ideia por trás da extensão dos prazos é permitir que as autoridades governamentais tivessem um espaço de tempo maior para administrar os efeitos das oscilações econômicas sobre as finanças públicas e garantir menor risco aos agentes.

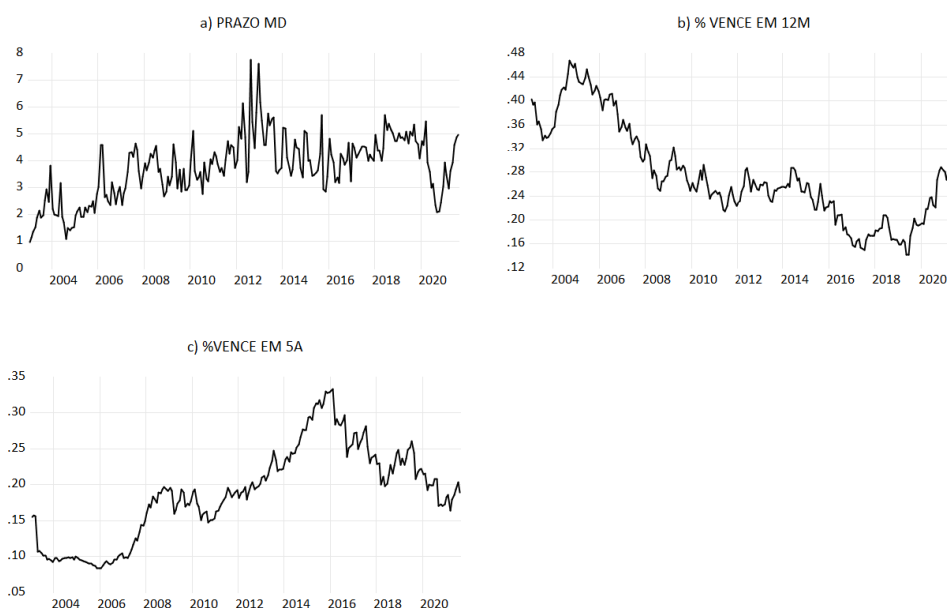
Para o cenário brasileiro, percebe-se a partir de 2019 uma queda nos títulos com vencimento em cinco anos e um aumento nos de curto prazo (vencimento em 12 meses), indicando uma possível piora no perfil da dívida. No período entre 2003

⁴ Disponível em:

<https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/relatorio-mensal-da-divida-rmd/2021/12>.

e meados de 2007, os títulos com cinco anos de vencimento apresentavam uma tendência estável, seguida de um aumento considerável entre 2010 e 2015. Enquanto isso, entre 2004 e 2006 o percentual de títulos de curto prazo atingiu o seu pico e cai consistentemente até 2017. O prazo médio subia até o ano de 2012, alcançando cerca de oito anos. Em seguida, ele se reduz ligeiramente período a período, chegando ao patamar de dois anos no início de 2020.

Figura 1 – Séries do prazo médio, vencimento em 12 meses e vencimento em cinco anos



Fonte: elaboração própria com dados da STN.

A Figura 2 descreve o percentual dos títulos indexados à Selic e à inflação, além dos prefixados. Os títulos públicos prefixados são aqueles com rendimento já estabelecido, enquanto os pós-fixados são indexados a uma variável econômica como a inflação, a Selic e o câmbio.

Parte relevante da literatura destaca a importância para a administração da dívida de um percentual alto de títulos prefixados. Como apontado em Mendonça e Silva (2008), os títulos de rendimento fixo são tidos como mais adequados a uma política de melhor administração da dívida pública, posto que não sofrem com os efeitos das variações nos indexadores. Lopes e Domingos (2003) salientam ainda

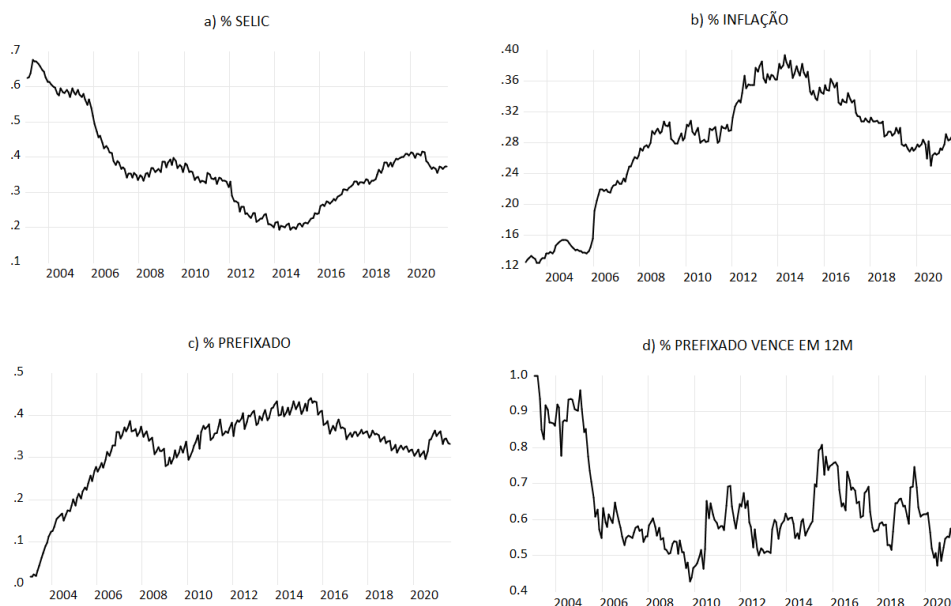
que esses títulos reduzem as flutuações no serviço da dívida e potencializam os efeitos da política monetária sobre a demanda agregada.

Em termos das vantagens de se utilizar indexadores nos títulos da dívida, estes últimos autores destacam a utilização do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), sugerindo que a parcela da dívida indexada ao nível de preços sinaliza aos agentes econômicos que o governo está comprometido com a estabilidade inflacionária, o que aumenta a confiança dos investidores e permite que as oscilações na taxa de juros e os esforços do BCB para manter a inflação dentro da meta sejam menores, o que aumenta a eficácia da política monetária (Goldfajn; De Paula, 1999).

Pela análise da Figura 2, nota-se uma expansão no percentual total de títulos prefixados entre os anos de 2003 ao final de 2014 (parte *c*), o que é recomendável para a posição financeira do país. Possivelmente, o aumento na demanda por esse tipo de título se deu em razão da queda na taxa de juros e na inflação, tanto que é observada uma diminuição no percentual de títulos indexados à Selic e um aumento na participação de títulos atrelados ao IPCA no período destacado (partes *a* e *b*, respectivamente).

Após 2015, são perceptíveis alterações nessas tendências, quando se observam quedas nos percentuais de títulos pré-fixados e indexados ao IPCA e um aumento no percentual de títulos indexados à taxa Selic, que dobra em importância em 2018, chegando a 40% do estoque da dívida. Ao se considerar que no mesmo período foi possível observar um aumento do IPCA e da taxa de juros, tem-se com isso uma elevação do custo médio da dívida, tanto de financiamento interno, quanto externo. Assim, a análise conjunta da Figura 1 e Figura 2 leva à conclusão de que a administração da dívida se tornou mais onerosa para o tesouro brasileiro em meados da década de 2010.

Figura 2 – Séries do percentual de títulos indexados à Selic (a), à inflação (b), prefixados (c) e prefixados com vencimento em 12 meses (d)



Fonte: elaboração própria com dados da STN.

Em suma, a partir da literatura em análise, é possível traçar algumas diretrizes gerais que indicam melhor qualidade da situação da dívida. A estrutura de indexação deve seguir dois princípios: i) diminuição da proporção de títulos indexados à Selic e ao câmbio que, por serem variáveis mais voláteis, representam maior probabilidade de expansão dos encargos financeiros. Especificamente em termos da indexação à taxa de juros, reduzir a participação dessa classe de títulos pode beneficiar a transmissão da política monetária pela economia; e, ii) elevação do percentual indexado à inflação - que indica aos agentes privados maior comprometimento com a meta inflacionária - e aos prefixados, que permitem ao governo maior controle dos encargos financeiros em um contexto de maiores oscilações econômicas. Ademais, outro ponto benéfico para a conjuntura das finanças do país é o alongamento do vencimento da dívida, a fim de diminuir o risco de rolagens desfavoráveis e possibilitar às autoridades governamentais administrarem os choques externos. Cabe ressaltar ainda que, diante de um cenário de qualidade dos indicadores do endividamento, aumentos na taxa de juros, visando reduzir pressões inflacionárias, podem aumentar a credibilidade da política monetária e minimizar seus efeitos sobre a razão dívida/PIB (Mendonça, 2004).

3. Metodologia

A seção metodológica está dividida em três partes. Na primeira, descreve-se a construção do indicador de qualidade da dívida pública (IQDP) e discutem-se suas características temporais. Na segunda, apresenta-se o modelo VAR considerado nas estimações. No terceiro e último trecho, apresentam-se brevemente o restante da base de dados e os tratamentos efetuados sobre as séries de tempo.

3.1 O Índice de Qualidade da Dívida Pública

O Índice de Qualidade da Dívida Pública (IQDP) foi calculado com base no método de Análise de Componentes Principais (ACP), aplicada à matriz de correlação das variáveis analisadas na Seção 2.2. A ACP consiste em uma técnica da estatística multivariada, desenvolvida por Pearson (1901) e Hotelling (1933). Muito utilizada para a criação de índices e agrupamentos de indivíduos, essa técnica permite a redução de uma base de dados em componentes não correlacionados que contenham a maior quantidade possível de informações do conjunto de variáveis original. O objetivo é tomar p variáveis (X_1, X_2, \dots, X_p) e transformá-las em combinações lineares que formem os componentes principais Z_1, Z_2, \dots, Z_p . Contudo, espera-se que um número menor do que p de componentes sejam suficientes para descrever as propriedades do conjunto de dados.

Assim, tomando um conjunto de variáveis para n observações, é montada a matriz de dados X de ordem $(n \times p)$:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & \dots & x_{1p} & \vdots & \vdots & x_{n1} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}. \quad (1)$$

Em seguida, calcula-se a matriz de correlações P , a seguir

$$P = \begin{bmatrix} 1 & \dots & \rho_{1p} & \vdots & \vdots & \rho_{p1} & \dots & 1 \end{bmatrix}. \quad (1.1)$$

A partir da resolução da equação característica da matriz P , isto é, $\det[P - \lambda I] = 0$, são estabelecidos os autovalores ($\lambda_i, i = 1, \dots, p$) e os autovetores

para cada uma dessas variáveis de forma que, para cada autovalor, haja um autovetor α_i correspondente, isto é:

$$P\alpha_i = \lambda_i \alpha_i. \quad (2)$$

Dessa forma, o componente principal (Z) é dado por uma combinação linear das variáveis da matriz \mathbf{X} associadas aos autovetores da matriz α_i , de forma que cada componente Z_i pode ser representado por:

$$Z_i = \alpha_{i1}x_1 + \alpha_{i2}x_2 + \dots + \alpha_{ip}x_p. \quad (3)$$

Tem-se, assim, um conjunto de variâncias e covariâncias das variáveis aleatórias da matriz \mathbf{X} que são explicadas por p combinações lineares que são não correlacionadas e, portanto, mais fáceis de serem compreendidas (MINGOTI; DA SILVA, 1997). A importância relativa de um componente principal pode ser determinada pela porcentagem da variância dos dados originais que é explicada por ele, ou seja:

$$\%Z_i = \frac{\text{Var}(Z_i)}{\sum_{i=1}^p \text{Var}(Z_i)} \times 100 = \frac{\lambda_i}{n}. \quad (4)$$

Em geral, uma regra prática para seleção dos componentes principais consiste na utilização daqueles que apresentam um autovalor maior do que um ($\lambda_i > 1$), ou até se atingir um percentual julgado como adequado em (4) da variabilidade total da base de dados, por exemplo, de 70 a 80% (Mingoti; Da Silva, 1997), procedimento que foi adotado por esta pesquisa.

Aplicou-se o método descrito acima ao conjunto de dados analisados para determinar a qualidade do endividamento público. Especificamente, a matriz de correlações foi computada utilizando sete variáveis, a saber: prazo médio da dívida; vencimento acima de 12 meses; vencimento de títulos prefixados acima de 12 meses; % de títulos prefixados; % de títulos não atrelados à Selic; % de títulos indexados ao IPCA; e, % daqueles com vencimento em cinco anos ou mais. Foram obtidos os resultados descritos na Tabela 1.

De maneira interessante, o primeiro autovalor é o único superior à unidade, ou seja, é ele que explica a maior parte das variações observadas nas variáveis em análise, mais de 70%, uma porcentagem consideravelmente maior que os demais componentes, sendo, portanto, o mais importante dentre os demais e o único selecionado para compor o índice de qualidade.

De acordo com a Tabela 1, pode-se escrever o primeiro componente principal (CP1) como:

$$\begin{aligned} \text{CP1} = & 0,365 * \text{PMd} + 0,354 * \text{V12} + 0,312 * \text{PRE12} + 0,406 * \text{PRE} + \\ & + 0,417 * \text{SELIC} + 0,428 * \text{IPCA} + 0,348 * \text{V5}, \end{aligned} \quad (5)$$

em que os valores dos coeficientes associados a cada indicador fiscal indicam sua importância relativa para CP1. Portanto, verifica-se que o percentual de títulos pré-fixados, dos não atrelados à Selic e dos indexados ao IPCA são os principais fatores que explicam as variações nos dados, uma vez que são as variáveis que apresentam maior carga (acima de 0,4) na composição do componente.

Tabela 1 – Resultados da análise de componentes principais para o indicador fiscal

Painel a: Autovalores			
Autovalor	Valor calculado	Proporção explicada (%)	Proporção acumulada (%)
1	5,12	73,15	73,15
2	0,95	13,54	86,69
3	0,44	6,35	93,03
4	0,29	4,19	97,22
5	0,11	1,51	98,73
6	0,05	0,77	99,50
7	0,04	0,50	100

Painel b: Autovetor escolhido (associado ao primeiro autovalor)	
Variável	Cargas
Prazo médio (PMd)	0,365150
% venc. > 12 meses (V12)	0,354043
% venc. pré-fixados > 12 meses (PRE12)	0,312485
% pré-fixados (PRE)	0,405935
% não atrelados à Selic (SELIC)	0,417754
% IPCA (IPCA)	0,428203
% venc. > 5 anos (V5)	0,347869

Fonte: resultados da pesquisa.

A partir do cálculo do componente principal é estabelecido o Índice de Qualidade da Dívida Pública (IQDP), que é calculado com base nos valores padronizados das variáveis originais. Para que sua unidade de medida se situe entre zero e 100, foi realizado o seguinte procedimento:

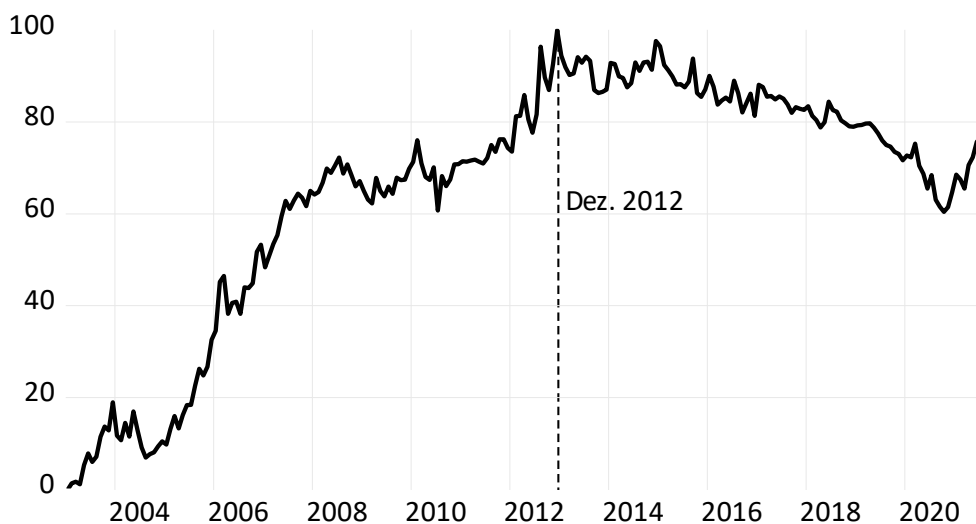
$$IQDP_t = 100 * \frac{(CP1_t - \min(CP1))}{(\max(CP1) - \min(CP1))} \quad (6)$$

Na expressão (6), $CP1_t$ é o valor do componente no período t ; $\min(CP1)$ corresponde ao valor mínimo observado; e $\max(CP1)$, ao valor máximo.

O gráfico resultante do IQDP (Figura 3) apresentou uma tendência de crescimento até o fim de 2012, quando atingiu seu pico. A partir daí, é verificada uma trajetória de queda no índice. Esta mesma data é confirmada pelo teste de quebras estruturais em datas desconhecidas de Bai e Perron (1998) ao nível de 1% de significância, utilizando um modelo econométrico com a forma $IQDP = constante + \alpha * tendência + erro$ e possibilitando uma quebra em todos os

coeficientes estimados, com o parâmetro de *trimming* de 15%. Em virtude desse contraste, a análise das estatísticas do índice foi realizada em dois períodos, a saber: entre janeiro de 2003 e dezembro de 2012; e, de janeiro de 2013 a agosto de 2021. A linha tracejada representa a divisão das amostras.

Figura 3 – Índice de Qualidade da Dívida Pública (IQDP)



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nos anos que antecedem ao ponto de quebra estimado, há uma trajetória de crescimento da série de tempo, apontando um incremento consistente na qualidade dos indicadores da dívida pública. Este período é marcado pelo crescimento da economia brasileira, em que houve expansão tanto do PIB quanto do superávit primário - os termos de troca do país aumentaram cerca de 40% entre 2003 e 2011 e, além disso, as reservas internacionais tiveram uma expansão vigorosa de aproximadamente 3.471,6% no período de 2003 a 2013⁵. Tem-se ainda a adoção de uma política fiscal expansionista com o aumento na arrecadação e nos gastos públicos, porém, com o governo mantendo o controle de suas finanças e do endividamento.

Em 2010, como consequência dos desdobramentos da crise financeira de 2008 no cenário mundial, percebe-se uma estabilização do IQDP. Entretanto, nos anos seguintes há a recuperação com uma melhora significativa até 2012, momento a partir do qual o índice começa a seguir uma trajetória decrescente, registrando

⁵ Ver Amorim (2020).

uma queda acentuada em 2020 por conta dos impactos da pandemia do vírus da Covid-19.

Ao longo do segundo período, o país tem vivido um dos mais delicados cenários econômicos em anos, com quedas seguidas do PIB, aumentos nas taxas de desemprego e no endividamento das famílias, retração do investimento e crises políticas, conforme destaca Barbosa (2017). Os seguidos déficits primários e o conturbado cenário macroeconômico e político são fatores cruciais para explicar a queda no índice de qualidade para o intervalo de 2013 a 2021. Ademais, tem-se ainda o encurtamento dos prazos e a instabilidade dos mercados que afetam negativamente a gestão da dívida. A Tabela 2 apresenta algumas estatísticas referentes aos períodos analisados.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas de IQDP na primeira e na segunda amostra

Amostra	$\Delta\%$ média (a.a.)	Máximo ($\Delta\%$)	Mínimo ($\Delta\%$)	Desvio- padrão	Número de observações
2003-2012	7,56	32,07	-17,92	10,05	120
2013-2021	-1,99	20,91	-13,06	6,35	104
Total	3,13	32,07	-17,92	9,76	224

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: variações anuais de IQDP calculadas como a diferença dos valores observados no mesmo mês de anos consecutivos.

Nos anos de 2003 a 2010, havia uma preocupação por parte do governo em assegurar a estabilidade da relação dívida/PIB, com isso, mesmo com a prática de um crescimento dos gastos, havia mais frequente geração de superávits primários e maior controle dessa expansão. Os primeiros anos do governo Dilma (a partir de 2011) tentaram de início manter a austeridade das despesas públicas e praticar uma política monetária contracionista, porém, conforme Bresser-Pereira (2016) e Oreiro e Marconi (2016), nos anos que se seguiram, o aumento significativo dos gastos não foi suficiente para impulsionar o país a sair da estagnação econômica e umas das principais teses dentro do debate sobre o tema é a de que o descontrole fiscal nesse intervalo foi o principal responsável pela crise econômica e política que se seguiu.

A vertente da síntese neoclássica defende que uma política fiscal equilibrada e o compromisso com a sustentabilidade da dívida pública melhoram

as expectativas dos agentes e impulsionam o crescimento e o investimento (Dweck; Teixeira, 2017). Dessa forma, mesmo que haja aumento nas despesas, como ocorreu na primeira amostra analisada, os gastos com a dívida não são amplificados.

Consideradas então as características dissonantes da política fiscal e do endividamento nos intervalos destacados, a qual se deteriora bastante após o ano de 2012, a despeito da política de congelamento dos gastos primários lançada em 2017, a pesquisa prossegue com a análise comparativa, a fim de destacar as diferenças da efetividade da política monetária sobre a estabilização do produto e da inflação em cada amostra, a partir da análise do modelo VAR. Em outras palavras, investiga-se aqui se a alteração nos regimes de administração da dívida impactaram a potência da política monetária sobre a atividade econômica brasileira⁶.

3.2 Modelo VAR

A metodologia VAR adotada no presente trabalho segue a abordagem de Toda e Yamamoto (1995), os quais apresentam propriedades que sustentam a estimação do modelo com as variáveis em nível mesmo na presença de raiz unitária e, ou, desconhecimento da ordem exata de integração. Conforme os autores, a consistência da estimação do VAR pode ser obtida quando se acrescenta a ordem máxima de integração das séries ao número ótimo de defasagens sugerido pelo critério de informação escolhido. Por exemplo, se as variáveis forem integradas de primeira ordem ($I(1)$) e o critério de seleção sugerir uma defasagem, o modelo econométrico pode ser estimado consistentemente em nível com, no mínimo, duas defasagens. Além disso, ressalta-se que como em Sims, Stock e Watson (1990), a presente pesquisa se interessa nas relações existentes entre as variáveis, e não propriamente com os parâmetros estimados para cada regressão do VAR.

⁶ Outras duas alternativas disponíveis para a análise em questão são os modelos Markov-Switching VAR (MSVAR) e *threshold* VAR (TVAR). A primeira opção é adequada para análises em que se supõem mudanças de regimes que ocorram simultaneamente em todo o sistema estimado. Contudo, como esta pesquisa procurou filtrar os efeitos de alterações no perfil do endividamento público sobre a transmissão da política monetária, não se pode utilizá-la. O segundo caso (TVAR) foi testado aos dados, porém, a forte tendência temporal do indicador IQDP inviabilizou a obtenção de um parâmetro limítrofe. Portanto, para pesquisas futuras, sugere-se o desenho de estratégias que permitam a utilização destes modelos empíricos, uma vez que eles utilizam com mais eficiência as informações das séries de tempo do que a divisão da amostra.

Após a estimação dos modelos VAR, são obtidas funções impulso-resposta, as quais consistem no delineamento de séries baseadas nos VARs que medem a resposta de uma variável aos choques nas demais variáveis. Para a identificação das FIRs, utilizou-se a matriz de Cholesky, uma forma de decomposição triangular das relações contemporâneas, impondo restrições que tornam os parâmetros estruturais do modelo identificáveis (BUENO, 2018). Este método supõe uma ordenação de causalidade contemporânea que consiste na primeira variável, a mais exógena, impactar as demais variáveis do modelo no período corrente. A segunda mais exógena é afetada somente pela primeira, mas, impacta nas demais, e assim sucessivamente.

O presente estudo adotou a seguinte ordenação empírica para a decomposição: um indicador de incerteza como a variável mais exógena, agindo como o ambiente em que são conduzidas as atividades e políticas econômicas. Em seguida, admite-se que o hiato do produto responda previamente à inflação, como é padrão em modelos de economia monetária. Nesse sentido, destaca-se o modelo de Svensson (1997) que, além de evidenciar a relevância das previsões para a inflação na condução da política monetária, demonstra que as variações da inflação são influenciadas pelo hiato do produto. Tais variáveis afetam, adiante, a formação das expectativas de inflação e, como forma de modelar uma regra de Taylor, introduz-se a taxa de juros Selic em seguida. Por fim, tem-se a inclusão das taxas de juros Swap, para a determinação de uma estrutura a termo dos juros, mesmo que simplificada, e o indicador de qualidade das finanças públicas, em que se assume que ele seja impactado contemporaneamente por todas as variáveis do modelo econométrico.

3.3 Tratamentos e base de dados

Os dados utilizados possuem periodicidade mensal, variando de janeiro de 2003 a agosto de 2021, totalizando 224 observações. A variável de incerteza econômica é baseada no índice *Economic Policy Uncertainty* (EPU), elaborado por Baker, Bloom e Davis (2016) e calculado a partir da verificação da frequência que palavras como “política”, “incerteza” e “déficit”, por exemplo, aparecem nos artigos do jornal diário Folha de São Paulo. A introdução dessa variável no modelo

se deu em função das evidências teóricas⁷ e empíricas de sua importância no contexto da implementação da política monetária, e pelo fato de o risco se relacionar com a política fiscal.

O hiato do produto (GAP), variável que mensura o desvio da atividade econômica de sua tendência de longo prazo, foi estimado com filtro HP com o parâmetro de suavização padrão ($\lambda = 14.400$). A série é produzida a partir do indicador mensal do PIB que é estimado pelo BCB por interpolação a partir dos dados trimestrais disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Esta variável é tida como um bom indicador coincidente da atividade econômica, ou seja, captura a evolução do cenário econômico recente, sendo disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata).

Ainda com base nos dados do BCB, dessa vez oriundos da pesquisa Focus, foi utilizada a expectativa de inflação, construída com base na mediana das expectativas do índice de preços para um período de 12 meses à frente (EXP12). A série de inflação anual utilizada nas estimações foi obtida pela acumulação em 12 meses dos números mensais da inflação medida pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), disponibilizado pelo IBGE. Como instrumento de política monetária do BCB, utilizou-se a taxa de juros Selic de mercado, também acumulada em 12 meses. Tais séries (inflação, expectativas de inflação 12 meses à frente e taxa de juros Selic) foram elaboradas com base nos dados disponibilizados pelo IPEADATA. Para a taxa de juros de longo prazo, empregou-se a taxa referencial *Swap* de 360 dias, calculada pela BM&FBovespa e disponibilizada pelo IPEADATA (SWAP). O uso desta série visa melhorar a especificação do VAR ao introduzir uma curva a termo dos juros⁸, possibilitando, desse modo, o aumento da capacidade explicativa do modelo.

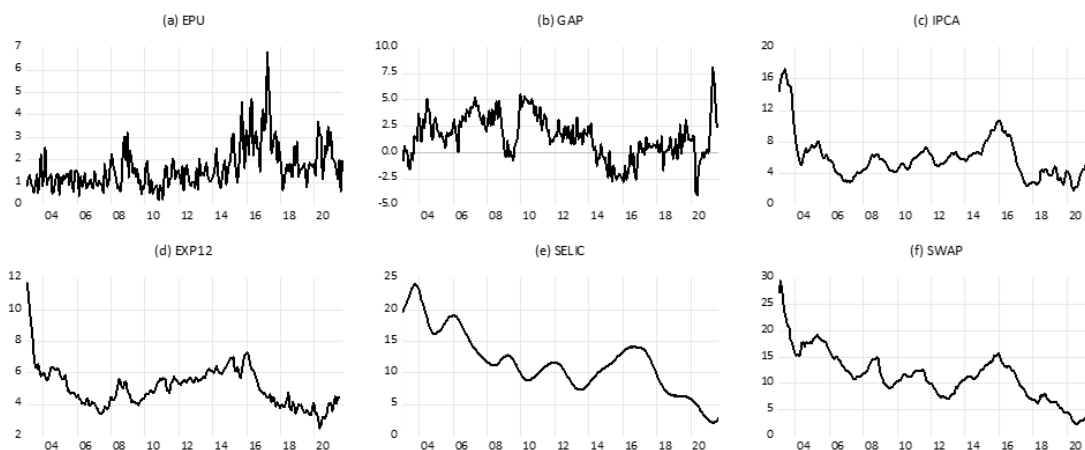
A Figura 4 descreve a trajetória das variáveis mencionadas. A variável EPU apresenta picos em períodos de crises, como em 2008, como consequência dos impactos da crise financeira. A partir de 2014, as oscilações se intensificam e atingem um ápice após 2016, período em que o país passa por um processo de

⁷ Aastveit, Natvik e Sola (2017) constataram que os efeitos da política monetária na economia são fracos quando a incerteza é alta. Tenreiro e Thwaites (2016) afirmam que em períodos de recessão a política monetária se torna menos eficiente, enquanto Barboza e Zilberman (2018) e Costa Filho (2014) destacam a incerteza como um dos fatores que impulsionam a queda do crescimento econômico.

⁸ Relaciona taxas de juros e vencimentos dos títulos. Normalmente utilizada para realizar previsões econômicas.

impeachment presidencial e por eleições cercadas de muita incerteza devido à grande polarização política do país. Em seguida, observa-se um pico em 2020, por conta dos desdobramentos da pandemia da Covid-19.

Figura 4 – Séries utilizadas nos modelos VAR para avaliação da política monetária



Fonte: dados da pesquisa.

Nota: (a) EPU = indicador de incerteza; (b) GAP = hiato do produto; (c) IPCA = Índice de Preços ao Consumidor Amplo; (d) EXP12 = Expectativa de inflação 12 meses à frente; (e) Selic = Taxa básica de juros; (f) SWAP = Taxa de juros Swap.

O hiato do produto apresentou valores positivos até meados de 2014, o que coincide com o período de crescimento e melhora na qualidade dos indicadores econômicos do país. O IPCA e as expectativas de inflação para 12 meses seguem uma trajetória semelhante, com valores altos no início da amostra, como reflexo das crises energéticas e das altas cambiais prévias, mantendo oscilações mais brandas até 2014, quando a crise econômica do país se agrava e a inflação e a taxa de juros se elevam significativamente. A taxa *Swap* segue um padrão parecido com o da taxa básica de juros, característica comumente verificada entre diferentes taxas de juros.

4. Resultados

Para verificar a ordem de integração das séries de tempo, foram realizados testes de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme exposto na Tabela A1, do anexo. Entre as variáveis que compõem o modelo em análise, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária em nível nos casos do fator de incerteza

(EPU), do hiato do produto (GAP) e da expectativa de inflação (EXP12), principalmente quando se consideram as especificações com constante e com constante e tendência. Na primeira diferença, as evidências apontam para a rejeição da hipótese de raiz unitária em todos os casos. Em relação à especificação inicial do modelo VAR, o critério de informação bayesiano indicou a utilização de duas defasagens em ambas as amostras. Dessa forma, seguindo o procedimento sugerido por Toda e Yamamoto (1995), adotou-se o modelo VAR(3) com as variáveis em nível para as análises subsequentes⁹.

Apresentam-se agora os resultados das respostas das variáveis aos choques da taxa de juros Selic (indicador da política monetária) e do IQDP (indicador do perfil do endividamento e da política fiscal). A análise se baseia na comparação das FIRs no período em que a trajetória da qualidade nos indicadores das finanças públicas foi crescente (2003 a 2012) e no intervalo no qual o indicador entrou em declínio (2013 a 2021). Em todos os gráficos, intervalos de confiança de 90% para as respostas foram construídos com base em 100.000 replicações *bootstrap*, utilizando a metodologia de Hall (1996). Estes são representados pelas linhas pontilhadas nas FIRs das figuras a seguir.

Especificamente, a Figura 5 reporta os resultados dos choques sobre o hiato do produto, sendo que, na parte superior, são apresentados os resultados para a primeira amostra para os choques da Selic (parte A) e do IQDP (parte B). Já na parte inferior, ilustram-se os choques das variáveis de política econômica na amostra em que há uma piora no indicador das contas públicas, respectivamente nos painéis C e D.

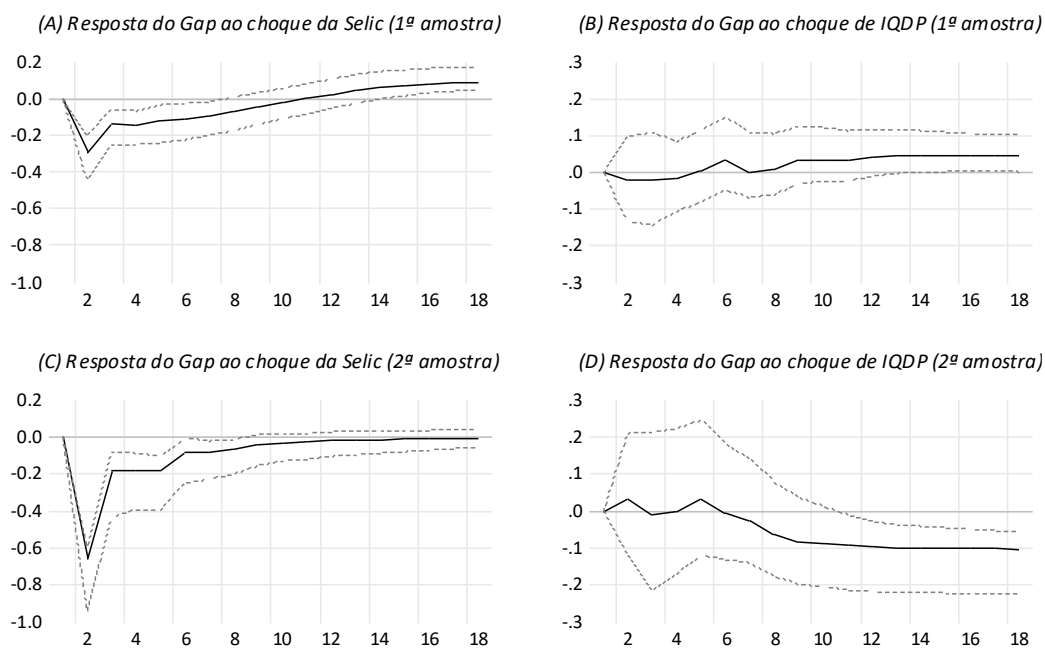
Através da análise do gráfico A na Figura 5, percebe-se que um choque na Selic na amostra, que cobre os anos de 2003 e 2012, produz um impacto negativo considerável no hiato do produto (GAP) em curto-prazo, que vai se dissipando com o tempo. O efeito sobre o produto atinge um pico na segunda defasagem, de -0,29, e se mantém significativo até aproximadamente o oitavo mês. Para o mesmo período, a resposta do GAP a choques no IQDP foi pouco expressiva, com FIRs estatisticamente iguais a zero (veja-se a Figura 5, parte B). Ou seja, no período de

⁹ Ressaltam-se, ainda, duas questões quanto aos modelos VAR: i) o teste ADF é apenas auxiliar na presente análise, considerado para confirmar se a maior ordem de integração das variáveis é um; e, ii) em ambas as amostras, os modelos estimados satisfazem ao critério de estabilidade (vide Figura A1) e apresentam estatísticas LM não significativas para o teste de autocorrelação serial de uma a oito defasagens (ao nível de 5% de significância, conforme Tabela A2).

trajetória crescente da qualidade dos indicadores do endividamento, um aumento na taxa de juros impactou negativamente o hiato da produção, mas um choque no indicador de qualidade das finanças públicas não a afetou de maneira relevante.

Para o período com a tendência de declínio da qualidade da gestão da dívida, o efeito contracionista da taxa Selic sobre o hiato da produção se mostrou mais intenso em curto-prazo (veja-se Figura 5, parte C). Portanto, é possível perceber que nas duas amostras a taxa de juros manteve seu impacto negativo sobre o produto, com efeitos mais contundentes na amostra mais recente. Em relação ao indicador do endividamento, verifica-se que choques no IQDP produziram efeitos recessivos sobre o hiato do produto (parte D) em horizontes mais longos¹⁰.

Figura 5 – Respostas do hiato do produto aos choques da Selic e do IQDP



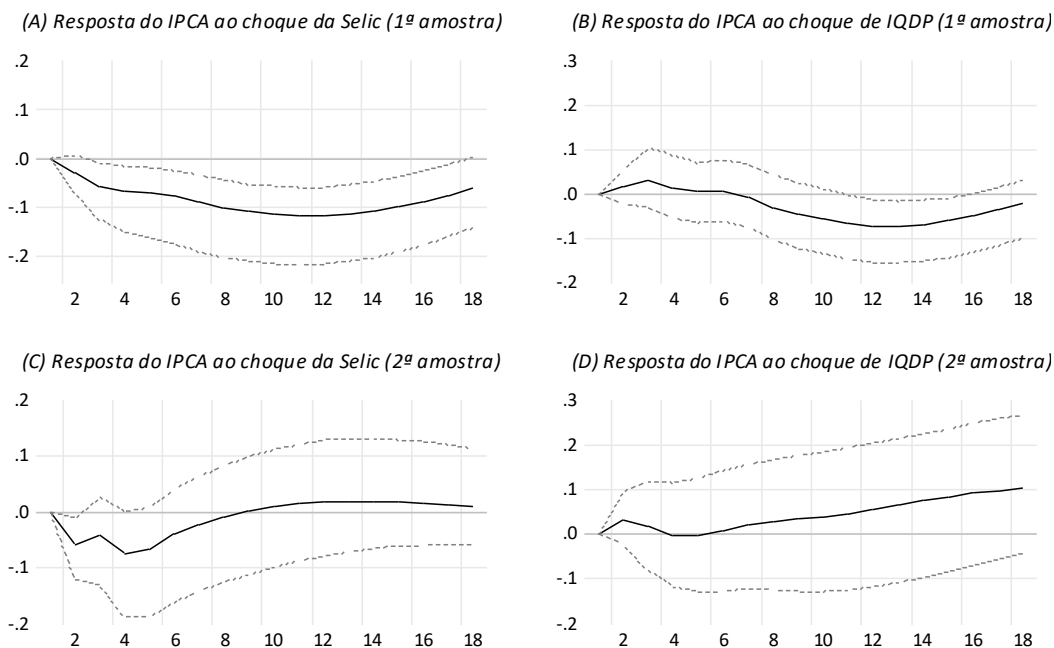
Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: (a) Amostra “1” variando de janeiro de 2003 a dezembro de 2012; e, “2”, de janeiro de 2013 a agosto de 2021; (b) Linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90% das respostas. GAP = hiato do produto; Selic = Taxa básica de juros; IQDP = Índice de Qualidade da Dívida Pública.

¹⁰ Na Figura 7 e Figura 8, mostra-se que o choque no indicador IQDP produz aumentos das expectativas de inflação e na taxa básica de juros. Isso pode ser reflexo de uma visão pessimista sobre o aumento do endividamento no período, com manobras que procuravam amenizar o impacto fiscal e sobre o endividamento de políticas econômicas adotadas. Talvez, essa seja uma explicação para o impacto recessivo do indicador sobre o hiato do produto na segunda amostra.

A próxima análise fornece os impactos das políticas sobre a inflação, os quais estão representados na Figura 6. Verifica-se que, na primeira amostra, os choques na Selic em IQDP diminuíram a pressão inflacionária (IPCA), porém, os efeitos dos juros sobre a variável em questão ocorreram de forma mais rápida e intensa, de acordo com as partes A e B da Figura 6. O fato de que os efeitos do IQDP sobre a inflação aparecem em prazos mais longos pode refletir em melhorias das perspectivas para a inflação futura advindas da elevação no indicador.

Por outro lado, na amostra em que o perfil do endividamento entra em trajetória de declínio, o choque na taxa Selic provocou um efeito irrisório sobre a inflação, observando-se efeitos significativos apenas em curtíssimo prazo (parte C da Figura 6). O efeito verificado dos choques do IQDP foi também pouco relevante e não significativo (parte D). Este cenário é, provavelmente, aquele que descreve o contexto atual da economia brasileira. Destaca-se que desde o primeiro trimestre de 2021, a taxa Selic tem apresentado aumentos fortes e recorrentes. Entretanto, a inflação continua persistente, de modo que os choques da política monetária produziram poucos efeitos no crescimento do nível de preços. Para ilustrar, para o mês de setembro de 2021, a taxa de juros subiu um ponto percentual, enquanto a inflação passou de 0,87% em agosto para 1,16% em setembro. No mesmo período, a dívida pública bruta teve um aumento de três pontos percentuais, mostrando que em uma situação de queda na qualidade das finanças, nesse caso com o aumento da dívida, aumentos na Selic produzem efeitos menores na inflação.

Figura 6 – Respostas da inflação aos choques da Selic e do IQDP

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: (a) Amostra “1” variando de janeiro de 2003 a dezembro de 2012; e, “2”, de janeiro de 2013 a agosto de 2021; (b) Linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90% das respostas. IPCA = Taxa de inflação; Selic = Taxa básica de juros; IQDP = Índice de Qualidade das Finanças Públicas.

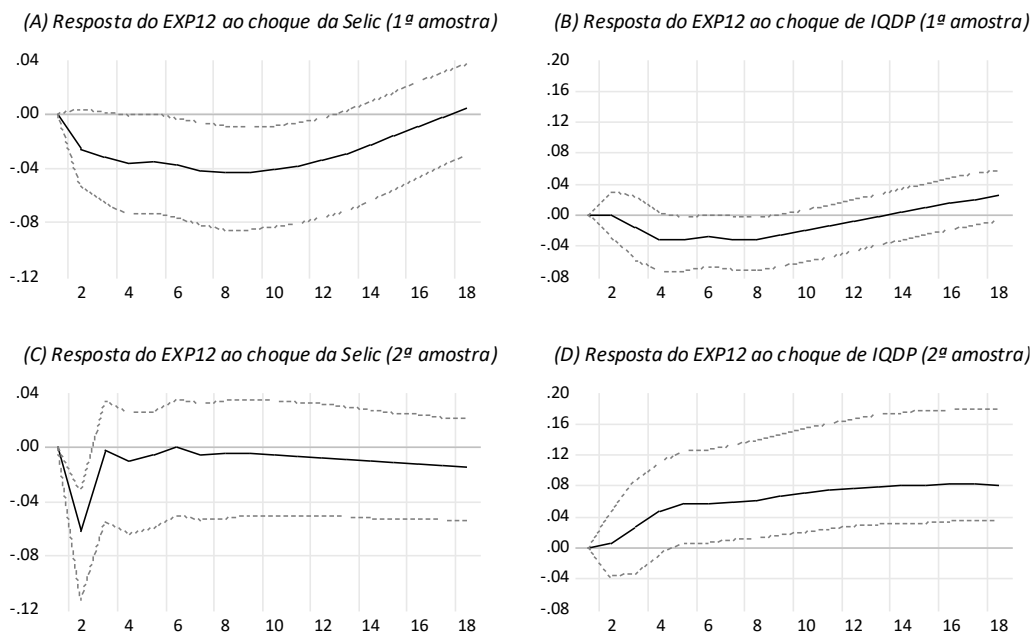
Desse modo, em concordância com Mendonça e Silva (2008), a análise dos resultados indica que, em uma economia com melhor controle das finanças públicas e do endividamento, os esforços da autoridade monetária para modificar a inflação serão menores, uma vez que o impacto dessa variável no nível de preços torna-se mais forte. Entretanto, em um cenário de deterioração das contas públicas, choques nos juros terão efeitos reduzidos, ainda mais se a maior parte da dívida estiver indexada aos juros e ao câmbio, pois, conforme destacam Gomes e Holland (2003), tanto para o investidor, quanto para o governo, taxa de juros e probabilidade de *default* são variáveis que se inter-relacionam. Neste cenário, um aumento na Selic pode levar ao aumento da dívida e do risco e provocar desvalorizações cambiais, reduzindo seu impacto sobre a inflação.

Em suma, nesse aspecto, a pesquisa revela que os efeitos dos choques na Selic sobre a inflação são importantes na primeira amostra, porém, na segunda, não afetaram os preços de forma relevante, indicando uma queda na potência da

política monetária anti-inflacionária ao longo da segunda amostra na economia brasileira.

Para a variável EXP12, de acordo com a Figura 7(A), verifica-se que as expectativas tendem a cair com os choques da Selic na primeira amostra, principalmente em um horizonte de seis a 12 meses. Na segunda amostra, o impacto de um aperto monetário sobre as expectativas é efêmero e de curto prazo, como ilustrado na FIR da parte C da figura. Ou seja, em um cenário de piora paulatina da qualidade das finanças públicas, choques nas taxas de juros não são efetivos para modificar as expectativas inflacionárias dos agentes privados, já que a confiança no ajustamento fiscal do governo tende a ser baixa, evidenciando a necessidade de o BCB se mostrar capaz de cumprir a meta nesses casos, com períodos mais longos de aumentos nas taxas de juros frente a uma aceleração inflacionária.

Figura 7 – Respostas das expectativas de inflação aos choques da Selic e do IQDP



Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: (a) Amostra “1” variando de janeiro de 2003 a dezembro de 2012; e, “2”, de janeiro de 2013 a agosto de 2021; (b) Linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90% das respostas. EXP12 = Expectativas de inflação; Selic = Taxa básica de juros; IQDP = Índice de Qualidade das Finanças Públicas.

O choque no IQDP apresentou um pequeno efeito negativo sobre as expectativas de inflação (Figura 7 parte B), isto é, na amostra de 2003 a 2012, a melhoria dos indicadores financeiros do governo exercia, potencialmente, efeitos redutores sobre as expectativas inflacionárias em horizontes de quatro a oito meses. Na amostra seguinte, e de maneira surpreendente, as respostas das expectativas de inflação aos choques em IQDP apresentaram uma resposta significativa e com sinal invertido (Figura 7, D). Isso pode ser influenciado pelos impactos negativos de uma piora na gestão das finanças públicas sobre as expectativas dos agentes: talvez, os aumentos de IQDP do período fossem vistos como artificiais pelos agentes de mercado, um sinal de um nível de endividamento crescente e com efeitos potencialmente inflacionários. De qualquer forma, como o IQDP caiu e as expectativas se reduziram em boa parte desse período, isso pode ter produzido um descasamento entre essas variáveis.

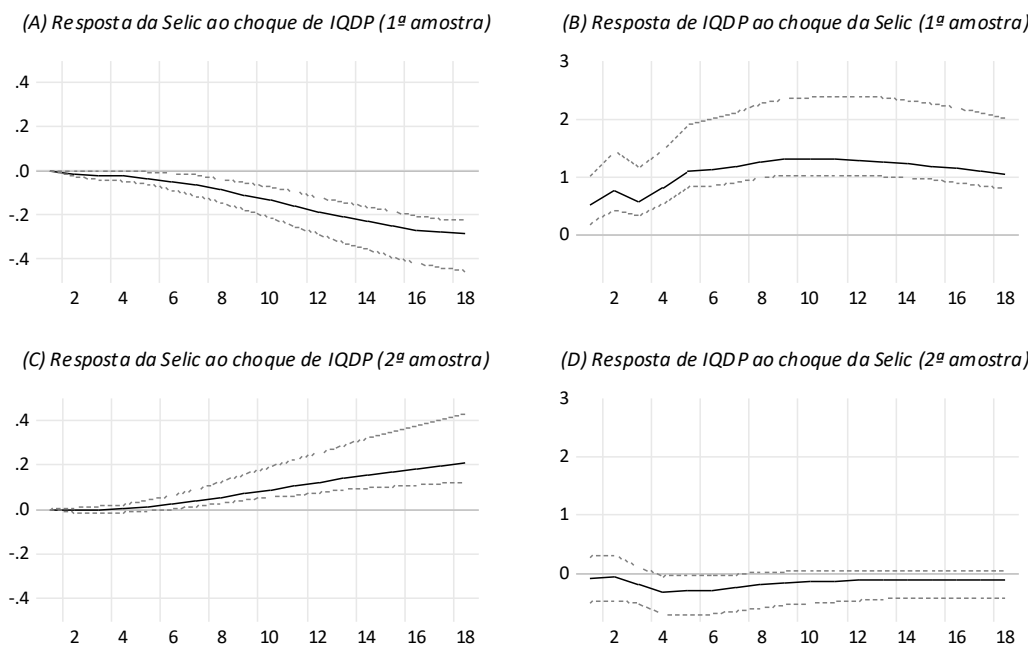
Em síntese, é relevante destacar a diferença do choque na Selic sobre as expectativas, que muda de comportamento a depender da amostra analisada. Na primeira, a Selic tende a reduzir a EXP12, como é esperado pelo arcabouço teórico que orienta a política monetária em um regime de metas para a inflação; na segunda, as expectativas se tornam inflexíveis aos aumentos nos juros. Há uma associação entre tal fato e o cenário econômico atual, isto é, enquanto a política monetária recessiva continua contribuindo com a desaceleração da demanda agregada, os preços e as expectativas se tornaram menos elásticos às variações na Selic no curto prazo, uma vez que há uma dificuldade maior de controlar a inflação em um cenário de deterioração fiscal.

Por fim, são analisados os resultados da interação entre a política fiscal e monetária na Figura 8. Inicialmente, é analisado o choque no IQDP sobre a taxa básica de juros. Na primeira amostra, a Selic é reduzida em face de uma melhora no indicador do endividamento, como pode ser verificado na parte A da figura. Em contraste, no período entre 2013 e 2021, o choque no IQDP gera um aumento dos juros, conforme indicam o painel C. Tais fatos ilustram um primeiro indício de descoordenação das políticas nos anos mais recentes da base de dados: a inversão na resposta da taxa de juros ao choque em IQDP mostra que a taxa de juros no período caía a despeito da piora dos indicadores fiscais do governo brasileiro, principalmente após o ano de 2017. Esse resultado particular sugere que o BCB venha subestimando o potencial inflacionário de uma deterioração fiscal no país.

No caso da resposta do IQDP aos choques na Selic, tem-se na amostra de 2003 a 2012 uma resposta positiva dos indicadores financeiros ao longo do tempo (Figura 8, parte B). A FIR confirma a hipótese de que aumentos nos juros foram acompanhados de melhoras no indicador IQDP na primeira amostra, o que indica que havia um esforço da autoridade fiscal em melhorar seus indicadores em resposta aos apertos monetários. Tal constatação ilustra uma dominância monetária e, uma vez mais, uma boa coordenação entre as esferas da política econômica. Por outro lado, efeito contrário é observado no período de 2013 a 2021, em que o choque na Selic provocou queda no índice das finanças públicas, significativos no horizonte de quatro a oito defasagens (partes D da Figura 8).

Uma importante observação sobre a interação das políticas e o cenário econômico das amostras é que no primeiro período as políticas monetária e fiscal são bem coordenadas: a Selic cai quando há uma melhora do perfil do endividamento público (Figura 8, A) e o IQDP aumenta em face dos choques da Selic (Figura 8, B). Em outras palavras, há uma cooperação entre as duas esferas da política econômica. Ademais, o fato de o IQDP melhorar em resposta ao choque positivo da Selic indica ainda a existência de um regime de dominância monetária.

Figura 8 – Interações das políticas monetária e o indicador IQDP



Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: (a) Amostra “1” variando de janeiro de 2003 a dezembro de 2012; e, “2”, de janeiro de 2013 a agosto de 2021; (b) Linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90% das respostas. Selic = Taxa básica de juros; IQDP = Índice de Qualidade das Finanças Públicas.

Claramente, há uma piora na interação entre as autoridades fiscal e monetária entre os anos de 2013 a 2021. O comportamento observado na parte C da Figura 8 não é esperado, uma vez que choques negativos em IQDP levavam a quedas da Selic. É muito provável que tal movimento tenha ocorrido em função dos vários períodos de atividade econômica fraca e dos choques recessivos nos últimos anos. Porém, ele pode refletir, também, uma maior acomodação monetária dos desajustes fiscais. Outro ponto que chama a atenção em termos das relações das políticas é a alteração do comportamento ilustrado nas partes B e D na figura em questão. Como o IQDP vem piorando, e associado a isso se observaram reduções da Selic no quarto final da amostra, têm-se indícios de que o orçamento público se tornou menos responsivo às alterações da política monetária. Tais fatos geram preocupações importantes de que a economia brasileira pode estar caminhando para um regime de dominância fiscal nos próximos anos, tudo o mais mantido constante.

5. Considerações finais

A presente pesquisa objetivou contribuir para a discussão das interações entre as políticas fiscal e monetária no Brasil, enfatizando, em sua análise, o impacto da situação financeira do governo sobre a efetividade da política monetária no que diz respeito às respostas esperadas no nível da atividade econômica e da inflação. Para tanto, utilizaram-se modelos VAR a fim de comparar as respostas destes indicadores aos choques das principais ferramentas do lado fiscal e monetário da economia em dois períodos distintos, marcados pela diferença na tendência de qualidade dos indicadores das finanças públicas em cada um deles.

A separação das amostras teve como base os resultados observados a partir da construção de um Indicador de Qualidade do Endividamento Público, que evidenciou a segmentação da amostra em dois períodos, com sensível alteração na *proxy* da administração das finanças públicas. De 2003 a 2012 o indicador mostrou crescimento da qualidade dos indicadores da dívida pública, em oposição ao período de 2013 a 2021, em que houve uma piora progressiva do índice. Destarte, foram verificados os impactos que choques na Selic (variável monetária) e no IQDP (variável fiscal) produzem sobre o hiato do produto, a inflação e as expectativas de inflação em cada contexto.

A pesquisa conclui que no período em que há uma boa administração da dívida, choques na Selic impactam negativamente o hiato produtivo, diminuem a inflação e tendem a criar uma expectativa de queda futura nos índices de preços. No mesmo período, choques no IQDP produzem efeitos pouco significativos nestas variáveis. Assim, os resultados indicam que a política monetária tende a ser a ferramenta política anticíclica mais adequada na primeira amostra. Já no período de piora nas finanças públicas, os choques da Selic continuam gerando quedas no hiato do produto, mas perdem consideravelmente poder de afetar a inflação e as expectativas inflacionárias. Como anteriormente, as variáveis macroeconômicas apresentaram pouca sensibilidade aos choques no IQDP, exceto pelas expectativas inflacionárias, que passam a responder positivamente. A análise da interação entre o IQDP e a política monetária nas amostras obtidas mostrou que no primeiro período há uma maior coordenação, com a Selic diminuindo quando o IQDP melhora e, este último, melhorando quando a taxa básica de juros sobe. Por outro lado, na segunda amostra, há um desencontro desses indicadores, com a Selic

caindo em resposta a um choque negativo em IQDP e, este último, respondendo negativamente em face dos aumentos da taxa básica de juros.

Os resultados sugerem que a piora do regime fiscal faz com que o BCB perca sua efetividade em afetar a inflação e suas expectativas. Nesse sentido, vale salientar os estudos de Amaral e Oreiro (2008), Mendonça e Silva (2008, 2004) e Gomes e Holland (2003) que destacam o impacto das variáveis fiscais nos canais de transmissão da política monetária, principalmente a taxa de juros.

As conclusões alcançadas em relação aos regimes de dominância fiscal e monetária vão ao encontro do que é exposto em Moreira, Souza e Almeida (2007), Swamy (2020), Mendonça *et al.* (2017) e Filho e Moreira (2016). Entende-se que na primeira amostra há indícios de um regime monetário. Mas, os resultados para o segundo período indicam uma alteração desta propriedade, quando há uma maior descoordenação das políticas e evidências iniciais de um regime fiscal.

Dessa forma, a busca pela melhora do perfil da dívida pública é essencial também para garantir a efetividade das políticas monetárias adotadas para o controle da inflação e do nível da atividade econômica. Com efeito, considerando os impactos que a política fiscal e a qualidade do endividamento possuem sobre a efetividade da política monetária e vice-versa, o ideal é a coordenação entre as políticas a fim de garantir a sustentabilidade das medidas adotadas e o alcance dos objetivos macroeconômicos, fato largamente destacado pela literatura econômica, mas que parece estar sendo deixado de lado no *policymaking* brasileiro.

Referências

AASTVEIT, K. A.; NATVIK, G. J. J.; SOLA, S. Economic uncertainty and the influence of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, v. 76, p. 50-67, 2017.

AHMED, R.; AIZENMAN, J.; JINJARAK, Y. Inflation and exchange rate targeting challenges under fiscal dominance. *Journal of Macroeconomics*, v. 67, 2021.

AMARAL, R. Q.; OREIRO, J. L. A relação entre o mercado de dívida pública e a política monetária no Brasil. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 12, n. 3, p. 491-517, 2008.

AMORIM, R. L. C. O ciclo de crescimento brasileiro entre 2003 e 2014. *Anais do XLVIII Encontro Nacional de Economia, ANPEC*, 2020.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, v. 66, n. 1, p. 47-78, 1998.

BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, v. 131, n. 4, p. 1593-1636, 2016.

BARBOSA, F. H. A crise econômica de 2014/2017. *Estudos Avançados*, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.

BARBOZA, R. M; ZILBERMAN, E. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 72, n. 2, p. 144-160, 2018.

BLANCHARD, O. J. Fiscal dominance and inflation targeting: Lessons from Brazil. 2004. *NBER Working Paper*, n. w10389, 2004.

BLINDER, A. S. Issues in the coordination of monetary and fiscal policy. *NBER Working Paper*, n. w0982, 1982.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Reflexões sobre o novo desenvolvimentismo e o desenvolvimentismo clássico. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 36, n. 2, p. 237-265, 2016.

BUENO, R. L. S. *Econometria de Séries Temporais*. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2018.

CALVO, G. A.; GUIDOTTI, P. E. Indexation and maturity of government bonds: an exploratory model. In: DORNBUSCH, R.; DRAGHI, M. (Eds.). *Public debt management: Theory and history*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

COCHRANE, J. H. Money as stock: price level determination with no money demand. *NBER Working Paper*, n. w7498, 2000.

COSTA FILHO, A. E. Incerteza e atividade econômica no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 3, p. 421-453, 2014.

DE JESUS, D. P.; BESARRIA, C. N.; MAIA, S. F. The macroeconomic effects of monetary policy shocks under fiscal constrained: An analysis using a DSGE model. *Journal of Economic Studies*, v. 47, n. 4, p. 805-825, 2020.

DWECK, E.; TEIXEIRA, R. A. A política fiscal do governo Dilma e a crise econômica. *Texto para Discussão*, n. 303. Campinas: IE/Unicamp, 2017.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. Inflation targeting and debt: lessons from Brazil. *NBER Working Paper*, n. 10390, 2004.

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.

GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Confidence crises and public debt management. In: DORNBUSCH, R.; DRAGHI, M. (Eds.). *Public debt management: Theory and history*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

GOLDFAJN, I.; DE PAULA, A. N. Uma nota sobre a composição ótima da dívida pública-reflexões para o caso brasileiro. *Texto para Discussão*, n. 411. Departamento de Economia, PUC-RJ, 1999.

GOMES, C.; HOLLAND, M. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. *Economia*, v. 4, n. 2, p. 333-361, 2003.

HALL, P. On the bootstrap and confidence intervals. *The Annals of Statistics*, v.4, n.4, p. 1431-1452, 1986.

HORTA, G. T. L. *Administração da dívida pública: um estudo para o caso brasileiro*. 2011. Tese de Doutorado. Programa de Pós-Graduação em Economia. São Paulo, Universidade de São Paulo, 2011.

JIA, P. The macroeconomic impact of monetary-fiscal policy in a “fiscal dominance” world. *Macroeconomic Dynamics*, v. 24, n. 3, p. 670-707, 2020.

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

LOPES, M.; DOMINGOS, E. Composição ótima para a dívida pública: uma análise macroestrutural. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, ANPEC*, 2003.

MENDONÇA, H. F. A importância do tamanho, do prazo médio e da estrutura de vencimento para a administração da dívida pública: uma análise a partir dos modelos de Giavazzi-Pagano (1990) e de Calvo-Guidotti (1990). *Economia e Sociedade*, v. 13, n. 1, p. 1-19, 2004.

MENDONÇA, H. F.; SILVA, R. T. Administração da dívida pública sob um regime de metas para inflação: evidências para o caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 4, p. 635-657, 2008.

MINELLA, A.; DE FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, v. 22, n. 7, p. 1015-1040, 2003.

MINGOTI, S. A.; DA SILVA, A. F. Um exemplo de aplicação de técnicas de estatística multivariada na construção de índices de preços. *Nova Economia*, v. 7, n. 2, p. 203-212, 1997.

MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G. S.; ALMEIDA, C. L. Fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: the Brazilian case. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n. 1, p. 85-106, 2007.

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, n. 75, p. 7-36, 2020.

SIMS, C. A. A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory*, v. 4, n. 3, p. 381-399, 1994.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in Linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990.

SUMMERS, L. H. Accepting the reality of secular stagnation. *International Monetary Fund: Finance & Development*, v. 57, n. 001, 2020.

SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, v. 41, n. 6, p. 1111-1146, 1997.

SWAMY, V. Monetary and Fiscal Policy Coordination during the Fiscal Dominance Regimes. *World Economics*, v. 21, n. 3, p. 183-214, 2020.

TENREYRO, S.; THWAITES, G. Pushing on a string: US monetary policy is less powerful in recessions. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 8, n. 4, p. 43-74, 2016.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.

WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *Economic Theory*, v. 4, n. 3, p. 345-380, 1994.

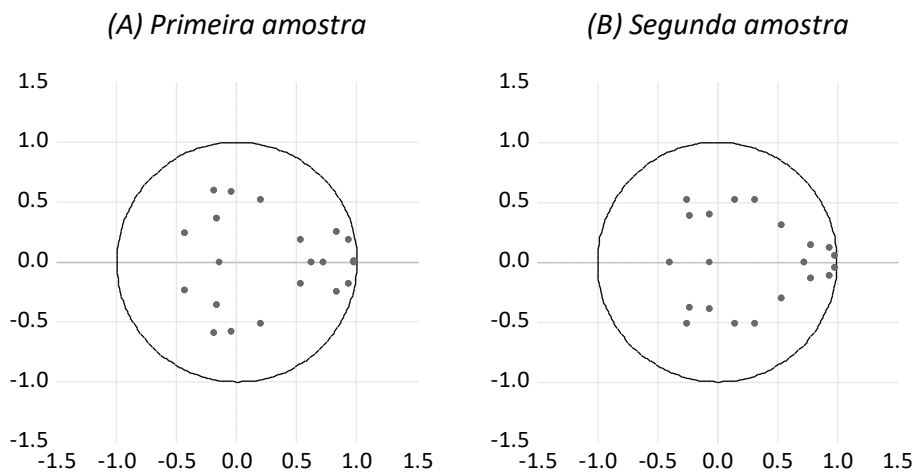
Anexos

Tabela A1 – Testes ADF de raiz unitária

Painel a: Variáveis em nível								
Especificação		EPU	GAP	IPCA	EXP12	SELIC	IQDP	SWAP
C	t-calc.	-6,57	-4,64	-1,98	-5,95	-0,77	-2,63	-2,17
	Prob.	0,000	0,000	0,296	0,000	0,825	0,088	0,219
C + T	t-calc.	-7,56	-5,04	-1,41	-5,40	-2,17	-1,07	-3,43
	Prob.	0,000	0,000	0,857	0,000	0,501	0,931	0,050
Nenhum	t-calc.	-1,43	-2,90	-0,38	-2,96	-1,08	0,89	-1,19
	Prob.	0,143	0,003	0,547	0,003	0,253	0,901	0,214
Painel b: Variáveis em primeira diferença								
C	t-calc.	-12,61	-18,67	-7,59	-10,22	-3,26	-13,51	-5,45
	Prob.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,018	0,000	0,000
C + T	t-calc.	-12,58	-18,62	-7,61	-10,33	-3,23	-13,91	-5,44
	Prob.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,082	0,000	0,000
Nenhum	t-calc.	-12,64	-18,71	-7,73	-10,17	-3,26	-13,27	-5,51
	Prob.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000

Fonte: resultados da pesquisa.

Notas: (a) “C”, “T” e “Nenhum” referem-se aos parâmetros exógenos dos testes, isto é, constante, tendência e nenhum, respectivamente; (b) defasagem selecionada automaticamente com o critério bayesiano; (c) probabilidades baseadas em MacKinnon (1996).

Figura A1 – Raízes invertidas dos modelos VAR

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: todas as raízes invertidas se situam dentro do círculo unitário, assegurando a estabilidade dos modelos VAR em cada amostra.

Tabela A2 – Testes de ausência de autocorrelação serial dos resíduos dos modelos VAR

Defasagem	(A) Primeira amostra		(B) Segunda amostra	
	Estatística LM	Probabilidade	Estatística LM	Probabilidade
1	61,7	0,106	62,1	0,099
2	62,2	0,097	51,8	0,364
3	66,4	0,049	65,7	0,056
4	63,1	0,086	60,6	0,124
5	57,8	0,184	54,0	0,288
6	57,9	0,178	49,5	0,454
7	52,9	0,326	47,0	0,554
8	45,5	0,617	62,7	0,098

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: teste de ausência de autocorrelação serial nos resíduos na defasagem h , $h = 1, \dots, 8$.