

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

DANIEL PEREIRA DOS ANJOS

**REGRA FISCAL E EFICÁCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA: ESTIMATIVAS PARA
O CASO BRASILEIRO**

VITÓRIA

2021

DANIEL PEREIRA DOS ANJOS

**REGRA FISCAL E EFICÁCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA: ESTIMATIVAS PARA
O CASO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ramalhete Moreira

**VITÓRIA
2021**

Ficha catalográfica disponibilizada pelo Sistema Integrado de Bibliotecas
- SIBI/UFES e elaborada pelo autor

Ar Anjos, Daniel Pereira dos, 1994-
Regra fiscal e eficácia da política monetária : estimativas para o caso
brasileiro / Daniel Pereira dos Anjos. - 2021.
70 f. : il.

Orientador: Ricardo Ramalhete Moreira.
Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Espírito
Santo, Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas.

1. Política monetária. 2. Política tributária. 3. Inflação. I. Moreira,
Ricardo Ramalhete. II. Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de
Ciências Jurídicas e Econômicas. III. Título.

CDU: 330

DANIEL PEREIRA DOS ANJOS

**REGRA FISCAL E EFICÁCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA: ESTIMATIVAS PARA
O CASO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Vitória, 15 de abril de 2021

Prof. Dr. Ricardo Ramallete Moreira (Orientador)
PPGEco/UFES

Prof. Dr. Edson Zambon Monte
PPGEco/UFES

Prof. Dr. André de Melo Modenesi
IE/UFRJ

“Monetary policy ultimately must be conducted in a pragmatic manner that relies not on any particular indicator or model but, instead, reflects an ongoing assessment of a wide range of information in the context of our ever-evolving understanding of the economy.”

Janet Yellen

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus.

Agradeço a meus pais, minha irmã e toda minha família pelo apoio, conselhos e encorajamento ao longo desses meses de caminhada.

Meus agradecimentos a todo o Programa de Pós-Graduação em Economia da UFES (PPGEco), em especial a meu orientador Prof. Dr. Ricardo Ramalhete pelos ensinamentos, disponibilidade, paciência e confiança. Espero que voltemos a trabalhar juntos.

Agradeço a meus amigos e a todos que de alguma forma contribuíram para a conclusão desta importante etapa em minha vida.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

RESUMO

Um Banco Central precisa avaliar os efeitos da política fiscal na economia caso queira maior precisão no impacto de suas decisões no produto e no nível de preços. O atual consenso macroeconômico sugere a política monetária atuando conjuntamente com uma política fiscal adequada. Mesmo que um Banco Central independente atue de forma comprometida contra a inflação, uma política fiscal inconsistente pode tornar a política monetária ineficaz. Este trabalho buscou compreender os efeitos da política fiscal na condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil. Para isto, utilizando dados mensais entre janeiro de 2003 e janeiro de 2020, inicialmente uma regra fiscal foi estimada; a partir desta regra, utilizando o filtro de Kalman, foi extraída uma série temporal contendo a resposta do superavit primário/PIB às variações da dívida pública/PIB, ou seja, o grau de ciclicidade da política fiscal brasileira. Então um índice de resposta fiscal foi testado em uma regra de política monetária estimada por GMM; os resultados mostraram que uma maior resposta fiscal às variações da dívida resulta em menor variabilidade do instrumento de política monetária, i.e. a taxa real de juros. O resultado pode ser interpretado como uma maior eficácia da política monetária no controle inflacionário propiciada por maior responsividade fiscal ao nível do endividamento público.

Palavras-chave: Política Monetária, Política Fiscal, Regras Fiscais

ABSTRACT

A central bank needs to assess the effects of fiscal policy on the economy if it wants to be more precise on the impact of its decisions on the output growth and on the price level. The present-day macroeconomic mainstream suggests a monetary policy acting together with a suitable fiscal policy. Even if an independent central bank is committed to its inflation target, inconsistent fiscal policy can render monetary policy ineffective. This paper tried to understand the effects of fiscal policy on the Brazilian monetary policy conduction. To do so, using monthly data between January 2003 and January 2020, initially a fiscal rule was estimated; from this fiscal rule, using the Kalman filter, a time series was extracted, containing the response of the primary surplus-to-GDP ratio to fluctuations in public debt-to-GDP ratio. Thus, a fiscal reaction index was tested on a monetary policy rule using GMM estimations; the results pointed that a greater fiscal response to changes in debt results in lesser real interest rate variability. The result can be interpreted as a greater monetary policy effectiveness in controlling inflation induced by greater responsiveness to indebtedness.

Keywords: Monetary Policy, Fiscal Policy, Fiscal Rules

LISTA DE TABELAS

| | |
|--|----|
| Tabela 1. Resumo da literatura com evidências internacionais..... | 33 |
| Tabela 2. Resumo da literatura com evidências para a economia brasileira | 34 |
| Tabela 3. Estatísticas descritivas das variáveis | 41 |
| Tabela 4. Testes de raiz unitária – variáveis em nível..... | 46 |
| Tabela 5. Testes de raiz unitária – variáveis em primeira diferença | 47 |
| Tabela 6. Especificações de regras de reação fiscal | 48 |
| Tabela 7. Especificação ótima do teste de cointegração de Johansen (1 <i>lag</i>) | 51 |
| Tabela 8. Testes do Traço e Máximo Autovalor | 51 |
| Tabela 9. Estimação da equação cointegrada (relação de equilíbrio de longo prazo)..... | 52 |
| Tabela 10. Estimação do modelo de Correção de Erros (relação de curto prazo)..... | 52 |
| Tabela 11. Estimação do efeito da resposta fiscal em uma regra de reação monetária..... | 55 |

LISTA DE GRÁFICOS

| | |
|--|----|
| Gráfico 1. Evolução da dívida bruta do governo geral em % do PIB entre 2003 e 2020..... | 36 |
| Gráfico 2. NFSP em % PIB entre 2003 e 2020 | 37 |
| Gráfico 3. Prazo médio e duração média (em anos) dos títulos públicos entre 2003 e 2020... | 38 |
| Gráfico 4. Expectativas de inflação e meta anunciada entre 2003 e 2020 | 39 |
| Gráfico 5. Índice de resposta fiscal entre 2004 e 2020..... | 53 |

SUMÁRIO

| | |
|--|-----------|
| 1 INTRODUÇÃO | 11 |
| 2 ESCOPO TEÓRICO | 16 |
| 2.1 A POLÍTICA FISCAL E A INTERAÇÃO COM A POLÍTICA MONETÁRIA | 16 |
| 2.2 SOLVÊNCIA, REPUTAÇÃO E CREDIBILIDADE NA POLÍTICA FISCAL..... | 21 |
| 3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA E EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL | 27 |
| 3.1 EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS..... | 27 |
| 3.2 EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA..... | 29 |
| 3.3 QUADROS-RESUMO | 33 |
| 4 ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL..... | 36 |
| 4.1 BREVE EXPOSIÇÃO DE VARIÁVEIS FISCAIS E DA INFLAÇÃO..... | 36 |
| 4.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS | 39 |
| 4.3 ASPECTOS METODOLÓGICOS | 42 |
| 4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO..... | 46 |
| 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 59 |
| REFERÊNCIAS | 60 |
| APÊNDICE A – RECEITAS E DESPESAS ORÇAMENTÁRIAS DA UNIÃO | 66 |
| APÊNDICE B – EVOLUÇÃO DAS VARIÁVEIS | 67 |
| APÊNDICE C - IDENTIFICAÇÃO DO LAG ÓTIMO PARA O VAR IRRESTRITO | 68 |
| APÊNDICE D – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA | 69 |

1 INTRODUÇÃO

Um Banco Central que deseja considerar seriamente todos os impactos de suas decisões no produto e na inflação deve usar modelos para analisar também os potenciais impactos da política fiscal no nível de preços, como bem ressalta Christopher Sims (2011).

O entendimento da dinâmica macroeconômica é fundamental para a melhor percepção dos agentes econômicos acerca das políticas em curso e dos resultados, positivos ou não, que essas políticas venham a ter. Habitualmente, nas discussões sobre a dinâmica macroeconômica estão sempre as políticas monetária e fiscal do país em questão, políticas que determinam o comportamento dos agregados ao longo do ciclo econômico e o desenvolvimento da sociedade nos anos subsequentes.

A partir dos anos 1980, após a publicação dos artigos clássicos de Kydland e Prescott (1982) e Prescott (1986), a Teoria dos Ciclos Reais de Negócio, RBC em sua sigla original – do inglês *Real Business Cycle*, passou a ser utilizada como base para análises macroeconômicas. As contribuições da RBC à época tiveram como base três pontos: flutuações cíclicas não seriam sinal de alocação ineficiente de recursos (em contraste com a interpretação anterior originada em Keynes); a tecnologia teria papel primordial em gerar as flutuações cíclicas; e os fatores monetários teriam papel limitado ao explicar as flutuações econômicas. A nova teoria teve pouco impacto nos formuladores de políticas monetárias, mas serviu de fundamento para o que viria a ser chamado de teoria novo-keynesiana.

Até o início dos anos 1990 os modelos utilizados para avaliar as políticas monetárias combinavam, sob a hipótese de rigidez dos preços, a disponibilidade monetária (quantidade de dinheiro) e a demanda agregada. A evolução do campo teórico levou à criação de novos modelos dinâmicos baseados no comportamento otimizador dos agentes. O ponto central desses modelos, segundo Walsh (2010), era a possibilidade da autoridade monetária intervir na economia para determinar a demanda agregada no curto prazo.

A teoria novo-keynesiana se valeu da estrutura de modelos RBC juntamente com hipóteses que se distanciavam dos modelos monetários clássicos, sintetizando modelos *dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral* (DSGE, do inglês *dynamic stochastic general equilibrium*). Foram introduzidos os conceitos de competição monopolística, rigidez nominal dos preços e não-neutralidade da política monetária no curto prazo. Desta forma, preços e salários são determinados pelos agentes de modo a maximizar seus objetivos, firmas tem custos para ajustar seus preços (assim como salários), e no curto prazo, devido à rigidez dos preços, variações no

instrumento de política monetária resultam em alterações na taxa real de juros, no produto e na taxa de desemprego. Os modelos novo-keynesianos, entretanto, inicialmente seguiram a longa tradição de abstrair a política fiscal ao tentar estimar o comportamento da inflação na economia, dando primazia à política monetária.

Os desenvolvimentos a partir de modelos novo-keynesianos, especialmente após a crise do *Subprime* e a crise da dívida pública europeia, adotaram a variável fiscal como determinante para a condução monetária. Autores como Cochrane (1999), Woodford (2001), Sims (2011), e Leeper (1991; 2016) destacaram o papel da política fiscal em auxiliar o controle inflacionário, mostrando que muitas vezes é esta a esfera macroeconômica responsável por trajetórias explosivas de inflação.

Leeper e Leith (2016) destacaram alguns desenvolvimentos pós-crise do *Subprime* possibilitados ao se pensar de maneira conjunta os efeitos das políticas monetária e fiscal: a maior parte dos países reagiu à crise coordenando as políticas monetária e fiscal; a adoção de medidas de austeridade fiscal a partir de 2010 criou desafios para os Bancos Centrais que já estavam operando nos limites inferiores das taxas de juros nominais (*Zero Lower Bound*); a crise da dívida pública Europeia mostrou: (i) a necessidade de se observar limites fiscais; (ii) que expectativas fiscais deterioradas dificultam ou impossibilitam a atuação da política monetária; (iii) o estresse fiscal de longo prazo criado pelo envelhecimento da população pode resultar em conflitos com os objetivos de longo prazo da política monetária.

O primeiro ponto de interesse ao se discutir a relação entre macrodinâmica e política econômica é a política monetária. Aspectos qualitativos dos formuladores de política monetária influenciam os agentes tanto no presente quanto no campo expectacional, conforme mostraram Taylor (1993), Walsh (1995), Svensson (1997), Clarida, Galí e Gertler (1999), Balbino, Cola e Telles (2011), Barbosa, Camêlo e João (2016), entre outros. Temas como credibilidade e reputação passaram a ter, sob a ótica da autoridade monetária, interferência na condução da política econômica.

No Brasil, o Banco Central faz política monetária por meio da taxa Selic, a taxa básica de juros nominal: o Banco Central do Brasil (BCB) fixa uma meta para a taxa de juros no mercado, com a qual instituições financeiras emprestam dinheiro entre si. Para que neste mercado o *preço* seja fixo – no caso para que o nível da taxa de juros nominal escolhido pela autoridade seja de fato praticado pelo mercado –, o BCB se compromete a comprar toda quantidade de liquidez que os agentes estejam dispostos a vender pelo preço determinado. A título de exemplo, caso sobrem

recursos à taxa Selic nas instituições financeiras, o BCB vende dívida remunerada pela Selic, recomprando a liquidez em excesso. Assim a autoridade monetária controla a taxa básica de juros, que, por sua vez influencia o comportamento do nível de preços da economia.

No entanto, é preciso considerar se um Banco Central comprometido com a estabilidade de preços é condição suficiente para garantir o controle inflacionário e o bem-estar social. Os novos desenvolvimentos teóricos mostram que não.

O segundo ponto importante da análise é a questão fiscal, tratada aqui como central para a estabilidade econômica. Mishkin (2007) mostrou princípios básicos para os *policymakers* atuando sob regime de metas para inflação, dentre os quais o de que a política fiscal deveria ser conduzida de maneira coordenada com a política monetária, dadas as diversas interações entre as duas políticas. Blanchard e Cottarelli (2010), em seus “10 mandamentos para ajuste fiscal” afirmaram que as políticas monetária e fiscal devem estar apropriadamente coordenadas; é preciso ter uma meta fiscal de médio prazo crível e deve-se buscar no longo prazo o declínio da relação dívida pública/PIB. Montes e Tiberto (2015) mostraram que melhor reputação fiscal reduz o risco-país e propicia cenários de estabilidade econômica, assim sendo, o descumprimento de metas fiscais elevaria o custo do endividamento público (considerando a movimentação dos juros implícitos nos títulos públicos) e a situação fiscal do país se deterioraria, juntamente com o ambiente de estabilidade macroeconômica.

Os dois pontos de interesse apresentados se tornam interdependentes quando analisada a interação entre eles. Na literatura teórica tradicional existem duas combinações de condução monetária e fiscal: na primeira os choques na dívida são inteiramente cobertos por ajustes no instrumento de política fiscal, i.e. o superávit primário do setor público; e na segunda, as flutuações reais da dívida geram alterações no nível de preços. Nos termos de Sargent e Wallace (1981), pode-se falar em dominância monetária e dominância fiscal.

Existe, no entanto, uma terceira forma de interação possível, decorrente dos desenvolvimentos mais recentes da teoria monetária novo-Keynesiana. Nos trabalhos de Cochrane (1999; 2001) e Sims (1994) encontra-se a *Teoria Fiscal do Nível de Preços* (TFNP): mesmo diante de uma autoridade monetária independente e/ou autônoma que cumpra seu mandato de controle inflacionário, o nível de preços da economia poderia assumir comportamento explosivo por influência da política fiscal. O nível de preços torna-se corretor do descompasso entre o passivo fiscal e a poupança pública, isto é, no limite a discrepância precisa ser sanada via o aumento do

nível de preços – de modo que toda a economia é impactada negativamente pela persistência do desequilíbrio fiscal.

Se a política econômica precisa encarar com igual importância as políticas monetária e fiscal, ela precisa agora ter dois objetivos, e.g. estabilização de preços e da dívida pública. Se um dos objetivos não for alcançado, pode-se observar diminuição do bem-estar econômico. Para a política fiscal, entram em discussão os termos solvência, credibilidade e reputação. Solvência da dívida pública é a característica de determinada dívida pública ser sustentável, ou não “explodir”, no longo prazo; a reputação fiscal é uma variável *backward-looking* relacionada à autoridade fiscal, ou seja, sua consolidação depende de um recorrente cumprimento de metas fiscais; já a credibilidade fiscal é uma variável *forward-looking* relacionada a anúncios e objetivos futuros da política fiscal em si, cuja consolidação depende da confiança dos agentes no cumprimento dos primeiros.

Se a política fiscal não estiver alinhada com a estabilização da dívida através dos ajustes necessários para fins de superávits primários, a razão dívida pública/PIB pode crescer até um ponto extremo em que seja impossível ao governo honrar com a totalidade de suas obrigações. O governo não teria mais como contrair empréstimos e, por isto, a própria política fiscal se tornaria incapaz de conduzir políticas anticíclicas ou criar estabilizadores automáticos. O cenário desenhado termina com perda de credibilidade e reputação fiscal, ineficiência da política econômica e redução de bem-estar do país, visto que a dívida pública crescente tende a criar um ambiente de maior volatilidade nos mercados de ativos e pessimismo quanto às condições de solvência do setor público, reverberando em processos de hiper-desvalorização da moeda nacional (WOODFORD, 2001; BLANCHARD, 2005).

No Brasil, mesmo diante de atuação anti-inflacionária da autoridade monetária, durante grande parte dos últimos anos a política fiscal não se pautou pela estabilização da dívida pública; o quadro geral de trabalhos para economia monetária mostra um Banco Central que persegue o controle da inflação – mesmo que não seja tão rígido em sua atuação. Por outro lado, Blanchard (2005), Moreira e Carvalho Junior (2013), Moreira (2017) e Campos e Cysne (2019) encontraram indícios de política fiscal pró-cíclica, ou seja, de condução fiscal insustentável no país.

A motivação central do trabalho é avaliar em que nível a política fiscal, em termos de busca por estabilidade da dívida pública, permite que o Banco Central do Brasil tenha maior eficácia na utilização de seu instrumento monetário – a meta para taxa Selic. Mais especificamente, analisar

a relação entre a resposta da política fiscal à dívida pública e a eficácia do instrumento de política monetária (Selic), partindo-se da hipótese testável de que um cenário de maior estabilidade fiscal facilita a atuação do Banco Central no controle da inflação.

Para isto, o primeiro passo foi estimar uma regra fiscal para o Brasil: conjuntamente com uma estimação inicial pelo método de *Mínimos Quadrados Ordinários* (MQO) foi utilizado o *método de cointegração*, seguindo Campbell e Perron (1991) e Johansen (1991). O segundo passo da estimação envolveu o *filtro de Kalman*, apresentado em Kalman (1960) e Kalman e Bucy (1961): segundo Grewal e Andrews (2008), o filtro de Kalman é um procedimento recursivo e eficiente de estimação no qual, a partir de variáveis observáveis, é possível estimar variáveis de estado (não observáveis) e estados passados, presente e previstos para determinado modelo.

Utilizando o filtro de Kalman foi possível obter uma série temporal para a resposta do superávit primário à dívida pública (%PIB) (ou seja, para o *grau de ciclicidade da política fiscal brasileira*) a partir da regra fiscal estimada anteriormente. Por fim, criando-se um *índice de resposta fiscal*, testou-se seu efeito em uma regra de reação para o Banco Central. A hipótese testada foi: uma melhora no componente de resposta fiscal aumenta a eficácia da política monetária.

A dissertação está organizada da seguinte forma: a seção 2 apresenta o escopo teórico do trabalho; a seção 3 expõe uma revisão da literatura empírica relacionada; a seção 4 apresenta a metodologia e os resultados da dissertação. A seção 5 traz as conclusões do trabalho, seguidas por referências e apêndices.

2 ESCOPO TEÓRICO

2.1 A POLÍTICA FISCAL E A INTERAÇÃO COM A POLÍTICA MONETÁRIA

A proliferação de bancos centrais atuando sob o regime de metas para a inflação (RMI) potencializou as discussões sobre a independência das autoridades monetárias. Sendo o alcance da meta anunciada a principal – ou pelo menos a mais simples – forma de se avaliar a eficiência de uma política monetária, o entendimento mais comum na literatura anteriormente era que a escolha da política monetária para determinada meta de inflação deveria ser um problema separado de outros aspectos da política do governo. Segundo Woodford (2001), existiam dois argumentos centrais: a política fiscal teria pouca importância no que diz respeito à determinação da inflação; e a política monetária teria pouco efeito sobre o orçamento do governo. Mas essa ideia era, no mínimo, inconsistente, já que não se consideravam os efeitos da política monetária sobre o valor real da dívida pública remanescente e sobre a necessidade exigida para se quitar essa dívida.

Mishkin (2007) afirmou que, em economias com Bancos Centrais atuando sob RMI, a política fiscal deveria ser conduzida de maneira coordenada com a política monetária. Apesar disto, o regime de metas para a inflação não consegue por si só garantir a disciplina fiscal. Governos podem adotar políticas fiscais irresponsáveis mesmo na vigência de um RMI, e o resultado pode ter um alto custo para a sociedade.

Pode-se classificar uma política monetária ou fiscal como ativa ou passiva. Segundo Leeper (1991) uma política ativa se preocupa com o comportamento esperado de algumas variáveis em períodos futuros, de modo a não permanecer restringida a condições correntes ou passadas, como a política passiva. Já a política passiva, por sua vez, fica restringida pelas decisões de otimização dos agentes e pelas ações da autoridade ativa.

Na literatura teórica existem duas combinações diferentes de condução monetária e fiscal: na primeira, os choques na dívida pública são inteiramente cobertos por ajustes no instrumento de política fiscal, o superávit primário do setor público; e, na segunda, as flutuações reais da dívida acarretam criação de moeda ou alteração no nível de preços. Para Sargent e Wallace (1981) pode-se falar em dominância monetária e dominância fiscal. Em termos de especificação de regras utilizadas por Leeper (1991), para a literatura tradicional, na primeira combinação a política monetária é ativa e a política fiscal passiva; enquanto na segunda a política monetária é passiva e a política fiscal ativa.

Na primeira combinação a política monetária persegue uma meta de inflação, ajustando a taxa real de juros de modo a cumprir a meta definida, enquanto a política fiscal ajusta os superávits primários para cobrir as variações da dívida pública. Na segunda combinação, a política fiscal não cobre os choques na dívida com poupança pública, definindo os saldos fiscais em função de objetivos exógenos (i.e. interesses políticos), enquanto a autoridade monetária ajusta fracamente a taxa de juros nominal a fim de evitar impactos de elevação nas despesas fiscais com o pagamento de juros sobre a dívida pública. A primeira combinação é chamada de *regime ricardiano*, e a segunda de *regime não-ricardiano*. Em *regimes ricardianos* a política monetária desempenha o papel de âncora nominal, enquanto em *regimes não-ricardianos* essa é uma atribuição da política fiscal.

Um governo precisa lidar com sua restrição orçamentária intertemporal, de modo que o fluxo de pagamentos financeiros seja coberto com superávits primários. Esta é a ideia básica da Equivalência Ricardiana. Com base em Woodford (1995) e Canzoneri, Cumby e Diba (2001) é possível expressar um modelo relativamente simples para entender a dinâmica fiscal. Uma restrição orçamentária de um governo pode ser escrita, em termos nominais como

$$B_t = (T_t - G_t) + (M_{t+1} - M_t) + B_{t+1}/(1 + i_t), \quad (1)$$

onde B_t representa a dívida pública, M_t a base monetária, T_t os tributos e G_t o gasto governamental, de modo que $(T_t - G_t)$ corresponde à poupança pública e pode ser resumida como s_t ; i_t é a taxa de juros do período t . A Equação (1) mostra que a dívida existente precisa ser inteiramente paga, monetizada ou refinanciada. Para a maior realismo da restrição, fatores como a expansão do crédito ao setor privado e acumulação de reservas cambiais podem também aumentar a base monetária, por isso é preciso excluir os créditos líquidos do banco central com o setor privado e exterior para continuar a utilizar a mesma expressão.

É possível expressar a restrição orçamentária em função de passivos totais do governo. Assumindo y_t como o PIB é possível representar os componentes da restrição em relação ao produto da economia:

$$\frac{M_t + B_t}{P_t y_t} = \left[\frac{T_t - G_t}{P_t y_t} + \left(\frac{M_t}{P_t y_t} \right) \left(\frac{i_t}{1 + i_t} \right) \right] + \left(\frac{y_{t+1}/y_t}{(1 + i_t)(P_t/P_{t+1})} \right) \left(\frac{M_{t+1} - B_{t+1}}{P_{t+1} y_{t+1}} \right). \quad (2)$$

Na Equação (2) a razão passivo total do governo/PIB deve ser igual ao superávit da poupança pública em razão do PIB mais o valor descontado da razão passivo/PIB do período $t + 1$. Na Equação (2) a razão entre o crescimento do produto e a taxa de juros se torna o fator de desconto. Pode-se simplificar a equação anterior na forma da Equação (3)

$$w_t = s_t + \mu_t w_{t+1} + 1, \quad (3)$$

onde w_t representa os passivos totais do governo e s_t o superávit da poupança pública, ambos termos em razão do produto, e μ_t é o fator de desconto. A restrição pode ser expressa com infinitas iterações, em valor presente, da seguinte forma

$$w_t = s_t + E_t \sum_{j=t+1}^{\infty} \left(\prod_{k=t}^{j-1} \mu_k \right) s_j. \quad (4)$$

O modo como essa restrição será satisfeita define se a política fiscal integra um regime ricardiano ou não-ricardiano, em especial se a sequência s_j está sendo definida arbitrariamente ou se ajuda a satisfazer a Equação (4) independentemente dos fatores de desconto. Se os superávits primários se ajustarem automaticamente para satisfazer a restrição em qualquer nível, tem-se um regime ricardiano, no qual os preços serão determinados da maneira convencional, por oferta e demanda monetárias.

Com base na teoria do ciclo de vida, na qual os agentes desejam manter o padrão estável de consumo ao longo da vida, diante da ocorrência de déficits governamentais, os agentes buscariam poupar a fim de financiar o futuro aumento de despesa com impostos, cancelando um *efeito riqueza*. As variações na dívida pública não possuiriam efeitos reais sobre o produto, não existindo impactos duradouros sobre o crescimento econômico. O governo poderia, então, se endividar sem causar impactos no nível de preços.

Em outros termos, é característico em regimes ricardianos que taxas de juros mais altas aumentem as restrições orçamentárias do governo, elevando os gastos do setor público com sua dívida. Possíveis elevações do nível de preços terão seus efeitos riqueza anulados pelo esperado aumento de impostos – ou redução de gasto governamental, se quisermos nos ater a cenários mais concretos atualmente.

Em tese, considera-se que haja flexibilidade da política fiscal para responder aos choques da dívida; no entanto, na prática esta dinâmica é mais complexa. Por definição, política fiscal passa pelos poderes executivo e legislativo de uma democracia, além de sofrer entraves burocráticos e prazos constitucionais que normalmente impedem a flexibilidade total.

No esquema básico sugerido por Sargent e Wallace (1981), diante do anúncio de meta monetária – o que hoje seria uma meta para inflação –, a autoridade fiscal enfrenta uma restrição imposta pela demanda de títulos públicos e precisa ajustar seu orçamento em conformidade. A autoridade monetária, então, busca autonomamente controlar a inflação.

Apesar da combinação de políticas ser em geral apresentada de forma simples, a coordenação entre as duas não é trivial. Quando um banco central conduz política monetária contracionista para conter choques inflacionários, os juros pagos pelo governo também se elevam; posteriormente, diante de um nível de preços mais baixo, o valor real dos títulos também aumenta. Leeper (2016) trata isto como uma contradição. Do ponto de vista contábil, uma política fiscal passiva elevaria os impostos de modo a cobrir o aumento de gastos com juros. Do ponto de vista econômico, a ação da autoridade monetária vai aumentar a riqueza em poder dos detentores da dívida se um aumento de impostos não for esperado. Como explicado anteriormente, é a expectativa de que o maior valor dos títulos seja taxado no futuro que elimina o efeito-riqueza sobre o produto. Assim, o ajuste do instrumento de política monetária de fato reduz a inflação.

Os regimes não-ricardianos são aqueles nos quais o governo não se ajusta fiscalmente à restrição orçamentária ao longo do tempo, influenciando a política monetária. Leeper (2001, 2016) mostra que nestes regimes a política fiscal escolhe níveis de taxa e gastos de modo a estimular a economia, relegando ao segundo plano os esforços para estabilizar a dívida. Portanto, choques na dívida pública resultarão em maior nível de inflação: preços dependem do passivo governamental (dinheiro e títulos) e as taxas de juros nominais dependem da proporção entre dinheiro e dívida. Existe dependência fiscal, ou melhor dizendo dominância da política fiscal sobre a política monetária.

Sob dominância fiscal a autoridade monetária viabiliza o crescimento da dívida ao não combater a inflação em termos reais, criando um efeito riqueza, mas também valoriza os títulos públicos – em termos de valor de mercado – quando vai ao *open market* comprar títulos. Essa ação do Banco Central reduz as despesas financeiras do governo, que terá, por sua vez, menor montante de juros a ser pago.

Retomando a explicação de Leeper (2016) sobre coordenação entre as políticas, em um regime não-ricardiano com dominância fiscal de fato não haverá aumento de imposto – ou redução de gasto – de forma a se sanar uma restrição orçamentária. Ao não utilizar o instrumento de política monetária para controlar o nível geral de preços, a autoridade monetária aceita ser conduzida pela autoridade fiscal.

Seria possível observar, especialmente em países onde a razão dívida/PIB é confortável, uma bolha de dívida pública. Além da inflação via canal expectacional, a valorização real da dívida pública se daria via componente especulativo, visto que os agentes esperariam maiores retornos diante da ausência de risco de insolvência (Woodford, 2001), com a participação do banco central acomodando este processo.

Existe, todavia, um outro cenário de coordenação entre políticas monetária e fiscal. Como visto, o comprometimento de um banco central com uma regra de política monetária anti-inflacionária, como uma regra de Taylor, não garante, por si só, a estabilidade de preços (WOODFORD, 2001). Apenas o comprometimento não impediria a ocorrência de problemas relacionados à inconsistência entre as políticas monetária e fiscal.

Nem sempre o problema é tão simples de ser resolvido. Pensando em termos gerais, diante de inconsistências entre as políticas, bastaria que uma autoridade monetária com credibilidade suficiente insistisse em sua meta anunciada para corrigir as distorções. Mas Woodford (2001) nos lembra de que a questão pode ser mais sutil: é possível que as políticas não sejam realmente inconsistentes (no sentido de que exista um equilíbrio no qual os compromissos fiscal e monetário sejam mantidos), mas que o único equilíbrio possível envolva um ajuste inflacionário ou deflacionário.

Essa é a base para o que é chamado na literatura de *Teoria Fiscal do Nível de Preços* (TFNP), na qual ainda que a autoridade monetária seja autônoma e exerça seu mandato, a política fiscal poderia influenciar o nível de preços da economia.

A abordagem tradicional assume que o governo deve alterar seu superávit para cobrir choques na dívida, nos moldes de uma restrição orçamentária. Na visão da TFNP é possível inferir que a base do pensamento não é o de restrição, mas uma condição de equilíbrio. O nível de preços torna-se corretor do descompasso entre o passivo fiscal e a poupança pública, que não é sustentável a longo prazo, e, no limite, precisa ser sanado via aumento do nível de preços – de modo que toda a economia pague pela perpetuação do desequilíbrio fiscal.

Se o superávit do governo é inconsistente com o equilíbrio ao nível de preços, então, assumindo estabilidade nesse nível de preços, as famílias encaram o aumento da dívida pública como um aumento na sua riqueza. Dado que o agente é não-ricardiano, a trajetória futura dos superávits primários na otimização intertemporal do consumidor não é bem avaliada e não se percebe que o aumento de riqueza é temporário. Com maior demanda por bens, ocorre um aumento do nível de preços. Diante desse aumento as decisões de consumo serão reavaliadas, igualando demanda e oferta de bens. A correção do desequilíbrio decorre de um *efeito riqueza*.

Uma das explicações teóricas para o fenômeno é o fato de o governo ser o único agente que paga um passivo (não-monetário) com outro passivo (monetário ou não); em outras palavras, é um devedor com privilégios e vantagens em relação ao setor privado. Para Woodford (2001) o governo não deveria ser concebido como um agente nos moldes ricardianos. Governos com problemas com a dívida pública podem ser lenientes com o aumento da inflação, de modo a gerar receita inflacionária, reduzindo o valor real da dívida.

Como mostram Leeper e Leith (2016), a TFNP não é uma substituta para as teorias convencionais de interação entre políticas monetária e fiscal, mas uma complementação. Sua contribuição seria preencher alguns espaços do lado fiscal do modelo enquanto expande o universo de regras seguidas pelas autoridades monetária e fiscal. A teoria revela um conjunto mais rico de equilíbrios que pode surgir quando se considera que as políticas monetária e fiscal estão intrinsecamente entrelaçadas.

É histórico o debate de macroeconomistas sobre a política monetária ou a política fiscal como causadores primários de desvios inflacionários, mas Leeper e Leith (2016) insistem que tanto as teorias de regimes ricardianos ou não-ricardianos quanto a TFNP sejam parte de uma teoria de determinação de preços mais geral, na qual as políticas monetária e fiscal interagem sempre com o setor privado da economia para produzir um equilíbrio de preços em nível agregado.

2.2 SOLVÊNCIA, REPUTAÇÃO E CREDIBILIDADE NA POLÍTICA FISCAL

Grande parte da discussão macroeconômica em nível mundial esteve, na década de 1990, relacionada à condução de política monetária. Autores como Finn Kydland, Edward Prescott, Robert Barro e David Gordon publicaram nas duas décadas anteriores trabalhos que pavimentariam a argumentação sobre credibilidade e reputação da política e da autoridade monetária. O avanço da discussão deu origem ao debate *regras versus discricção* que, por sua vez, levou ao movimento de redução de discricionariedade dos bancos centrais.

O escopo da teoria novo-keynesiana, então em formação, elevou a importância do debate em questão. Assumir, dentre outras premissas, a assimetria de informação implica em ter que conviver com incertezas e com escolhas de agentes, com maior ou menor informação, que balizariam a condução e a efetividade das políticas monetária e fiscal. Menor discricionariedade seria relevante nesse cenário. Um dos resultados do debate e de novas tecnologias foi o regime de metas para a inflação.

Adotado por uma série de países ainda na década de 1990, a implantação do regime de metas para a inflação (RMI) iniciou uma série de publicações acerca da credibilidade e do sucesso do novo regime. Uma das variáveis a ser considerada ao se avaliar a eficiência da autoridade monetária é a condição das contas públicas. Termos como sustentabilidade da dívida pública e solvência fiscal passaram a ter papel de destaque na análise macroeconômica, juntamente com a credibilidade e reputação fiscal, bem como seus equivalentes da política monetária. A ideia central é a incapacidade da autoridade monetária em controlar a inflação diante do desequilíbrio das contas públicas.

A ausência de controle sobre o crescimento da dívida pública dá origem a problemas em diversas áreas da economia de um país, acarretando prováveis perdas sociais. Esses problemas envolvem altas taxas de juros de curto e longo prazos; redução de investimentos privados e menor crescimento de longo prazo; e mudanças bruscas nos níveis de produção e de preços (dentre os quais a taxa de câmbio).

As políticas macroeconômicas precisam cumprir duas tarefas fundamentais: determinar o nível de preços, por meio da taxa de inflação, e estabilizar a dívida do governo (LEEPER, 2016). Como muitos bancos centrais em todo o mundo, o Banco Central do Brasil tem em seu mandato a estabilização da inflação, no entanto, dado o processo de determinação do nível de preços em uma economia, o âmbito fiscal – aqui visto como um agregado dos termos solvência, reputação e credibilidade – vem à tona.

Se a política fiscal não estiver configurada de forma a estabilizar a dívida, ela poderá crescer até um ponto extremo em que seja impossível ao governo honrar suas obrigações. O governo não teria mais como contrair empréstimos e, por isso, a própria autoridade fiscal se tornaria incapaz de conduzir políticas anticíclicas ou criar e operar estabilizadores automáticos. O cenário em questão terminaria com reduções do bem-estar do país, em meio a ineficiências das políticas macroeconômicas. É possível, então, visualizar os efeitos sociais e econômicos

causados por pessimismo quanto à capacidade de pagamento da dívida pelo setor público, ou seja, sua solvência.

Pode-se definir a solvência da dívida pública, em termos intertemporais, como a característica de determinada dívida pública ser sustentável, ou não “explodir” no longo prazo. A solvência da dívida é condição necessária para a estabilidade macroeconômica, em especial para países em desenvolvimento.

Como destacaram Mendoza e Ostry (2008), enquanto países de economia industrial – no sentido de desenvolvidos – enfrentam preocupações sobre a elevação da dívida pública devido a transições demográficas, países emergentes também têm dificuldades de acesso ao mercado de capitais, dificultando a solução do problema; além de, em geral, tenderem a sofrer mais na ocorrência de crises globais. Esses são dois exemplos de incentivo para se manter a solvência da dívida no longo prazo e facilitar a estabilidade macroeconômica.

Isto posto, de qual maneira pode-se atestar que determinada política fiscal irá garantir a sustentabilidade da dívida pública? Uma parte da literatura adotava a sustentabilidade *ad hoc*, na qual a dívida era sustentável quando o valor presente esperado de saldo primário, descontado pela taxa de juros da dívida, era igual à dívida inicial. Geralmente, tal hipótese era investigada testando-se a existência de raiz unitária e cointegração dos resíduos dos dados fiscais. Bohn (1998; 2005) sugeriu uma regra fiscal (*model-based sustainability* - MBS) que determina se aumentos na dívida pública provocam aumentos no saldo primário do governo – ou seja, maiores superávits.

A ideia básica de Bohn (1998; 2005) consiste em encontrar uma relação sistemática entre a razão dívida/PIB e os saldos primários na forma da Equação (5), na qual s_t é o superávit primário em termos do PIB, ρ é uma constante positiva, d_t é a razão dívida/PIB, Z_t é o vetor com as variáveis que explicam o superávit primário além da dívida e ϵ_t e μ_t os termos de erro.

$$s_t = \rho d_t + \alpha Z_t + \epsilon_t = \rho d_t + \mu_t \quad (5)$$

$$\mu_t = \alpha Z_t + \epsilon_t \quad (6)$$

Em testes como o de Bohn espera-se uma resposta positiva da razão superávit primário/PIB a aumentos da razão dívida/PIB, significando que a autoridade fiscal reage a choques positivos na dívida pública invariavelmente aumentando o superávit primário. Para Mendoza e Ostry

(2008) essa análise exige que as políticas fiscais sejam consistentes com as condições de equilíbrio que associam o setor público ao privado. Dessa forma, a sustentabilidade *ad hoc* seria equivocada, já que a taxa de juros da dívida pública é um fator de desconto incorreto para avaliar o valor presente esperado dos saldos primários.

A solvência, ou a sustentabilidade da dívida pública necessariamente é acompanhada por outros dois conceitos indissociáveis, a reputação e a credibilidade. Melhor dizendo, a credibilidade da política fiscal e a reputação da autoridade fiscal são determinantes para a manutenção e efetividade da sustentabilidade no longo prazo.

A reputação é uma variável *backward-looking* relacionada a autoridade fiscal, ou seja, é determinada de acordo com resultados passados, no caso relevante para este trabalho, de acordo com o cumprimento de metas fiscais. Visto que a reputação é premissa básica para o surgimento da credibilidade, é necessário que o público acredite que a meta anunciada será alcançada com sucesso. A credibilidade, então, é variável *forward-looking* relacionada a política fiscal em si, representando a confiança dos agentes no cumprimento da meta no futuro.

Não é complexo ou errôneo inferir que as políticas anunciadas pelas autoridades monetária e fiscal devem ser totalmente executadas e bem-sucedidas em alcançar suas metas anunciadas previamente. Isso criaria expectativa de que a autoridade cumpre anúncios, ancorando expectativas e facilitando o controle das variáveis instrumentais da política fiscal e monetária. Fazendo um paralelo com o extenso escopo teórico de política e condução monetárias, o anúncio de metas fiscais eleva a transparência e a comunicação da autoridade fiscal, permitindo maior monitoração da condução fiscal, o que estimula o compromisso assumido pela autoridade com a sociedade; ao cumprir-se a meta anunciada, por fim, eleva-se a reputação da autoridade e a credibilidade da política fiscal.

Os debates acerca da reputação e credibilidade compõe a base das discussões sobre os regimes de metas para a inflação. De fato, um RMI somente alcançará seu objetivo primordial na presença de reputação e credibilidade. Trabalhos como de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983a; 1983b) mostraram a relevância desses dois conceitos em relação ao problema da inconsistência temporal, enquanto Walsh (1995) e Svensson (1997) destacaram que a reputação da autoridade é peça fundamental para a criação de credibilidade. Todos esses estudos têm enfoque na política monetária, mas seus resultados certamente expandem-se para o âmbito da política fiscal. O comportamento do instrumento de política monetária no RMI não depende somente da condução da política em si, mas também das expectativas acerca da política

monetária futura (CLARIDA, GALÍ E GERTLER, 1999), e esse pensamento se prolonga também para a política fiscal (MONTES E TIBERTO, 2015).

Com efeito, a proliferação de RMI no mundo lançou luz na condução fiscal de diversos países, visto que diferentes estudos passaram a ser realizados buscando relacionar a estabilidade macroeconômica não só à eficiência da política monetária, mas também à capacidade de se prover um ambiente fiscal ordenado e estável. A condução de política fiscal e monetária define a reputação das autoridades que as executam e constrói credibilidade.

De acordo com Pires (2006), a credibilidade fiscal é construída com base na expectativa formada pelos agentes acerca da sustentabilidade da dívida pública, de modo que a análise de credibilidade é compatível com a solvência da dívida pública. A política fiscal só pode ser crível se os agentes esperam que ela seja sustentável. Assim, o estudo de credibilidade na condução da política fiscal consiste em responder se a dívida pública é ou não sustentável.

Pensando na política fiscal influenciando a política monetária, o entendimento difundido é: a dívida pública crescente tende a criar um ambiente de volatilidade e pessimismo quanto às condições de solvência do setor público (WOODFORD, 2001). O pessimismo no âmbito das expectativas da solvência governamental pode contaminar as previsões de inflação, levando a autoridade monetária a ajustar seu instrumento de política monetária. Por isso Leeper (1991) trabalhou o equilíbrio entre as políticas monetária, que assume um papel ativo, e a fiscal, que assume um papel passivo na economia, como fator estabilizador.

Se uma dívida com trajetória equilibrada e indicadores fiscais igualmente equilibrados permitem que a política monetária estabeleça mais facilmente um ambiente favorável economicamente em termos de controle de preço, é esperado que desse mesmo ambiente desponham avanços relativos ao desenvolvimento social de um país, sob a premissa de desenvolvimento econômico.

Assumindo a manutenção da solvência fiscal como o cumprimento de metas fiscais, segue-se que, com o passar dos anos, há ganho de reputação, o que permite à autoridade fiscal anunciar metas com maior credibilidade. A maior credibilidade, ou seja, confiança dos agentes na solvência da dívida, resulta no aumento da *demandas por títulos públicos*, o que, por sua vez, acarreta menores *taxas de juros implícitas*. Por fim, o custo do endividamento público diminui, facilitando – de modo a reiniciar o ciclo descrito – o cumprimento das metas fiscais anunciadas.

A literatura teórica demonstra estratégias para administrar os conceitos de solvência, reputação e credibilidade, de modo a assegurar a estabilidade macroeconômica. Missale, Giavazzi e Benigno (2002) teorizam que os riscos de insolvência fiscal podem ser minimizados ao se aumentar o prazo de maturidade da dívida pública. Isso diminuiria os riscos de refinanciamento da dívida, elevando a expectativa dos agentes na eficácia da política fiscal, implicando na diluição dos custos da dívida ao longo do tempo.

O tema já havia sido foco dos trabalhos de Giavazzi e Pagano (1990) e Calvo e Guidotti (1990). No primeiro, a manutenção da sustentabilidade da dívida seria capaz de aumentar a resistência do país diante de ataques especulativos, enquanto, para o segundo trabalho, o maior prazo de maturidade da dívida pública seria uma forma de assegurar credibilidade da política fiscal, já que governos futuros estariam – de certa forma – condicionados a cumprirem determinadas metas de longo prazo. Outra estratégia também sugerida pela literatura é o aumento da parcela da dívida prefixada – de modo a oferecer proteção contra variações e maior previsibilidade ao governo –, e a diminuição da indexação da dívida à taxa de juros e ao câmbio.

A ideia geral apresentada na literatura sobre política fiscal diz respeito a manter-se determinado nível de reputação da autoridade fiscal e de credibilidade da política fiscal, garantindo-se a solvência da dívida pública. Aspectos como o próprio perfil da dívida pública e seu prazo de maturidade podem ajudar no controle da dinâmica fiscal de um país e na redução da incerteza macroeconômica.

3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA E EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

A bibliografia citada nesta seção foi escolhida por (i) utilizar métodos econométricos para testar as hipóteses propostas, ou por (ii) utilizar séries temporais macroeconômicas semelhantes em suas estimações como variáveis explicativas ou dependentes, mostrando proximidade com o presente trabalho. Aqui são apresentadas evidências para os temas discutidos no escopo teórico, tanto para o caso internacional quanto para o caso brasileiro.

3.1 EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS

O controle do crescimento da dívida pública passou a ser um dos maiores desafios de política econômica enfrentados por muitos dos principais países industrializados nos últimos anos. Woodford (1996) observou o ressurgimento dessa preocupação na década de 1990, quando países da União Europeia precisaram ajustar suas políticas fiscais para satisfazer os requisitos do Tratado de Maastricht e adentrar na união monetária europeia. Isso mostrou que a forma como governos controlavam seus déficits era essencial para o sucesso de uma união monetária. Bergin (2000) afirmou que mesmo com pouca receita de senhoriagem a taxa de inflação nos títulos nominais poderia ser maior se os países membros de uma união monetária tivessem grandes dívidas.

Para os Estados Unidos, existe um consenso entre os economistas: a partir de 1984 observou-se uma dominância da política monetária sobre a política fiscal, ou seja, política monetária ativa e política fiscal passiva. No pós-1984 a política monetária norte-americana teria sido ativa, com um coeficiente para a inflação maior que um na regra de Taylor – conforme orientam Taylor (1999) e Clarida, Galí e Gertler (1999), por exemplo. Existe divergência, entretanto, quando se analisam dados anteriores ao mandato de Paul Volcker como presidente do Federal Reserve, o banco central norte-americano. Clarida, Galí e Gertler (2000) mostraram que a política monetária não elevava a taxa de juros a níveis reais, acomodando inflação; Bhattarai, Lee e Park (2012) obtiveram resultados de política monetária e fiscal passivas na era pré-Volcker; Davig e Leeper (2006; 2011) encontraram indícios de política fiscal ativa em alguns períodos da era pré-Volcker. Os resultados para esse período, em geral, não são consensuais.

Woodford (2001) argumentou que a partir da Segunda Guerra Mundial até o *Treasury-Fed Accord* de 1951 a política monetária norte-americana consistia em explicitamente manter o valor de mercado da dívida pública, característica de uma dominância fiscal. Antes, Cochrane (1999) já havia analisado dados fiscais dos Estados Unidos no pós-guerra com a TFNP, mostrando que a teoria poderia acomodar o fato estilizado de que déficits e inflação são

negativamente correlacionados. Já Traum e Yang (2011) não encontraram evidências que sustentavam a existência de dominância fiscal nos Estados Unidos em nenhum momento pós-Segunda Guerra Mundial. Os autores estimaram cenários nos quais a política fiscal era ativa e a política monetária passiva, os dados existentes, no entanto, não satisfizeram a proposição de dominância fiscal.

Um ponto importante em relação a dinâmica do investimento e estabilização macroeconômica é a noção de risco. Arora e Cerisola (2001) estudaram a relação entre a política monetária e os *spreads* soberanos dos Estados Unidos, bem como a interação com o risco-país. O trabalho mostrou que melhoramento dos fundamentos macroeconômicos do país – como a adoção de políticas fiscais responsáveis – pode ajudar a reduzir o risco-país.

A resposta à recessão de 2007-2009 foi um exemplo de coordenação entre as políticas monetária e fiscal. A resposta dos governos à essa crise foi em geral agressiva, especialmente nos Estados Unidos: o Federal Reserve executou uma diminuição dos juros de títulos federais em 500 pontos-base, chegando ao seu limite inferior em dezembro de 2008; pelo lado fiscal, foram aprovados o *Economic Stimulus Act* e o *American Recovery and Reinvestment Act*, com cifras de 125 e 787 bilhões de dólares respectivamente. Segundo Davig e Leeper (2011) e Chen, Leeper e Leith (2015) a atuação coordenada no país, no entanto, não é recorrente. Chen, Leeper e Leith (op. cit.) sugeriram que a eliminação de conflitos entre as políticas monetária e fiscal resultaria em um nível de bem-estar econômico maior, evitando níveis inflacionários como os registrados na década de 1970.

Ainda analisando a economia norte-americana, Leeper, Traum e Walker (2017) estimaram modelos com maior nível de detalhamento fiscal, incluindo dados como consumo do governo que pode ser complementar ou substituto do consumo privado, diferentes estruturas de vencimento da dívida pública e regras para instrumentos fiscais. Com dados entre 1955 e 2014, os resultados sugeriram que a amostra completa pode se encaixar tanto em um regime monetário quanto em um regime fiscal.

Na América Latina, região onde dívidas públicas crescentes são tradicionalmente sinônimo de vulnerabilidade econômica e fragilidade financeira, a dívida pública em razão do PIB do Brasil, Colômbia e México estava, em média, 12 pontos percentuais mais alta no período 1996-2005 em comparação com o período 1990-1995. Mendoza e Oviedo (2008) encontraram evidências de que esses países – juntamente com a Costa Rica – já estavam se aproximando de seus limites

de endividamento natural. Os autores explicaram que esse limite é aquele que deve ser respeitado para preservar a credibilidade e sua capacidade de pagar a dívida.

Estudos para grupos de países de diversas regiões também são recorrentes. Mendoza e Ostry (2008) conduziram um estudo sobre solvência fiscal para 34 países em desenvolvimento e 22 países industriais com base nas condições de equilíbrio geral estocásticas e dinâmicas. Os autores encontraram respostas mais fortes do saldo primário às mudanças da dívida pública em países emergentes; apesar de não indicar necessariamente disciplina fiscal, o resultado indica que devido ao maior risco fiscal e financeiro desses países, é preciso que se observem respostas mais contundentes à variação da dívida pública para que a solvência fiscal seja mantida a longo prazo. Adicionalmente foi sugerido pelos autores que a razão dívida pública/PIB não ultrapasse a faixa de 50% a 60%, valores acima desses estão associados com menor capacidade de se manter solvência fiscal.

Ghosh et al. (2013) realizaram um abrangente estudo com 23 países desenvolvidos entre 1970 e 2007. Os autores buscaram testar um conceito de “espaço fiscal”, a diferença entre o nível da dívida corrente e o limite onde a solvência fiscal cessa. Os resultados encontrados foram variados: o limite de endividamento encontrado para os países variou entre 150% e 250% do PIB, mas enquanto países como Grécia, Islândia, Portugal e Japão apresentaram sinais de fadiga fiscal, outros como Austrália, Coreia do Sul e países nórdicos possuíam amplo espaço para chegar no limite da solvência fiscal. Os resultados do estudo poderiam ser utilizados para garantir que as trajetórias de dívida pública em determinados países não assumissem um perfil explosivo, prejudicando as expectativas e o ambiente macroeconômico.

3.2 EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

O RMI já se provou, tanto no Brasil como em outros países, eficiente para o controle da inflação. Por ser um regime monetário dependente de expectativas, a importância da credibilidade e reputação no contexto da política monetária foram enfatizadas na solução de problemas de inconsistência temporal. Existindo influência da política fiscal na condução monetária e na estabilização macroeconômica do país, diversos trabalhos foram elaborados tentando mensurar a credibilidade e reputação da política fiscal e da autoridade fiscal, respectivamente.

A adoção do RMI, com o decreto nº 3.088 de 21 de junho de 1999, foi acompanhada por uma estratégia de melhoramento do perfil da dívida pública. Com base em modelos teóricos de administração de dívida pública, o Tesouro Nacional começou a alongar o prazo de maturidade

da dívida brasileira e estabeleceu o anúncio de metas para o superávit primário. O objetivo dessa estratégia era, além de aumentar a responsabilidade fiscal do país, ajudar a autoridade monetária a cumprir seu mandato de estabilização da inflação. Após os choques causados por incertezas domésticas e internacionais, em 2002 o Tesouro iniciou um processo para alterar a composição da indexação da dívida pública: ao reduzir a parcela de títulos indexados à taxa básica de juros e câmbio e substituí-los por títulos indexados à inflação e prefixados, a dívida pública teria seu perfil alongado, diminuindo a pressão sobre o comportamento da taxa de juros. Claramente as políticas monetária e fiscal estavam sendo pensadas em conjunto, atestando a interdependência entre elas.

Mas essa forma de coordenação não era característica regular da política econômica brasileira. Loyo (1999) mostrou como as consequências fiscais da política monetária entre os anos 1970 e 1980 levaram a uma inflação explosiva. A combinação de política fiscal ativa e política monetária que procurou combater a inflação ao elevar agressivamente a taxa de juros produziu a seguinte dinâmica: taxas de juros mais altas aumentaram as receitas de juros dos detentores de títulos que, na ausência de impostos mais altos, elevaram a demanda agregada; uma maior demanda aumentou ainda mais a inflação, gerando resposta da autoridade monetária via taxa de juros, reiniciando o ciclo explosivo de inflação.

Analisando como o governo reage a variações no seu nível de endividamento, De Mello (2008) estimou uma função de reação fiscal com dados mensais para o período compreendido entre 1995 e 2004. Para todas as definições utilizadas o autor encontrou resposta positiva do superávit primário ao aumento da dívida pública. A responsividade do governo central e de entes subnacionais ao endividamento aumentou após 1998. O autor encontrou uma fraca e positiva correlação entre o produto e o superávit, sugerindo, levemente, uma reação fiscal anticíclica na economia brasileira.

O comportamento da função de reação fiscal para o Brasil também foi objeto de estudo de Luporini (2015) e Campos e Cysne (2019). O trabalho de Luporini (op. cit.) estimou uma função de reação fiscal para o país e investigou se essa função se alterou ao longo do tempo. Os resultados sugeriram que a política fiscal do governo teria sido sustentável no período analisado (1991 a 2011), um aumento de 1% na relação dívida/PIB resultou em aumento médio de 0,096% no superávit em relação ao PIB. A autora ainda mostrou que a política fiscal tem se mantido mais estável a partir do ano de 2000, mas menos responsiva ao nível da dívida. As respostas da política monetária assumiram tendência decrescente após 2006. Campos e Cysne (op. cit.) encontraram resultados que sugerem uma reação fiscal sustentável até 2013, mas ao limitarem

a amostra para 2014-2016 todos os métodos estatísticos apontaram uma reação fiscal não sustentável. Os autores também mostraram que a resposta do déficit primário às variações da razão dívida/PIB diminuiu ao longo do período amostral.

Diversas pesquisas buscaram entender os efeitos de atributos como reputação e credibilidade da política econômica na economia do Brasil após a mudança de regime monetário. De Mendonça e de Guimarães e Souza (2009) analisaram diversos índices de credibilidade e de reputação e seus respectivos graus de eficácia para prever as variações na taxa de juros a partir do ano 2000. O trabalho mostrou que uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação, bem como conduz a taxa de juros a níveis menores. Isso significa que aumento da credibilidade se traduz em maior probabilidade de balizamento de expectativas dos agentes econômicos. Mas é preciso entender o papel da política fiscal em facilitar a ancoragem das expectativas e o controle da inflação pela autoridade monetária.

A influência das políticas fiscal e monetária sobre as expectativas empresariais no Brasil foi objeto de estudo de Montes e Bastos (2013). Analisando o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2000 e o segundo trimestre de 2010 os autores encontraram resultados que indicam um ambiente macroeconômico mais estável quando as credibilidades fiscal e monetária aumentam. O ambiente favorável, por sua vez, contribui para elevação da confiança dos empresários, o que pode ser suficiente para afetar a atividade econômica.

Outros autores pensaram a respeito do papel da política fiscal na facilitação da condução de política monetária. O trabalho de Pires (2006) estudou a credibilidade da política fiscal se valendo de dados da expectativa de superávit primário e da expectativa da dívida líquida do setor público. De Mendonça e Da Silva (2008) mostraram que o gerenciamento da dívida pública se relaciona diretamente com maior credibilidade econômica, sugerindo que menor indexação da dívida à taxa Selic promove maior liberdade para a autoridade monetária perseguir a estabilidade de preços. Moreira e Rocha (2011) analisaram 18 economias emergentes, incluindo o Brasil, no período compreendido entre 1996 e 2008. Os resultados sugeriram que não é possível rejeitar a hipótese de que austeridade fiscal diminua a taxa de juros doméstica.

O trabalho de De Mendonça e Da Silva (2008) concluiu que, sendo a taxa básica de juros o principal instrumento de política monetária e devido a parte da dívida pública estar indexada a essa taxa, existe reciprocidade entre a condução monetária e o gerenciamento da dívida. Quando a política monetária deu início a um processo de desinflação, foi identificado efeito sobre o

equilíbrio fiscal. Os autores observaram que aumento dos níveis de credibilidade fiscal contribuíram para reduzir a dívida pública e controlar a inflação, apesar desse aumento estar associado a um maior custo temporário de superávit primário. Uma estrutura de dívida pública menos indexada à taxa de juros pode diminuir os efeitos da busca por estabilidade de preços no crescimento da dívida pública: a maior facilidade de a autoridade monetária alcançar as metas para inflação significa maior credibilidade monetária, menores índices de inflação e menor razão dívida/PIB.

Montes e Assumpção (2014) analisaram a influência da credibilidade e da reputação das autoridades monetária e fiscal no comportamento do instrumento de política monetária – a taxa de juros. O estudo encontrou evidências de que tanto a credibilidade quanto a reputação das autoridades monetária e fiscal são negativamente relacionadas com o comportamento da taxa de juros, além de que uma pior administração da estrutura de indexação da dívida pública também se relaciona negativamente com a taxa de juros.

Montes e Tiberto (2015) estudaram a correlação entre a gestão da dívida pública brasileira e o risco-país, mostrando que melhor reputação reduziu o risco e aumentou a estabilidade econômica. Dessa forma, o contrário também tende a ser válido: sob baixa reputação, o descumprimento de metas fiscais eleva o custo do endividamento público (considerando a movimentação dos juros implícitos nos títulos públicos) e a situação fiscal do país se deteriora, juntamente com o ambiente de estabilidade macroeconômico.

Os autores citados acima também encontraram resultados que mostram aumento de reputação fiscal e diminuição do risco-país quando existe alteração do perfil da dívida pública e alongamento dela. O consenso apresentado no artigo recomenda alongamento do prazo médio da dívida, aumento da parcela prefixada e diminuição da participação de títulos indexados à taxa de juros para elevar a reputação da autoridade fiscal. Países que partem de baixa reputação podem incorrer em altas taxas de juros para aumentar a atração dos títulos e às vezes é melhor primeiro conquistar reputação para posteriormente se alongar a dívida sem um custo social e econômico muito alto.

Ainda pensando na interação entre as políticas monetária e fiscal, mas focando em coordenação de políticas, Blanchard (2005), Marques Junior (2010), Moreira e Carvalho Junior (2013) e Moreira (2017) encontraram indícios de política fiscal ativa (i.e. uma política fiscal insolvente no longo prazo) no Brasil. Analisando o país entre 2002 e 2003, Blanchard (2005) mostrou que elevações da taxa de juros poderiam dificultar a situação fiscal do país, diminuindo a

atratividade dos títulos públicos e afugentando investidores. Quanto ao contexto de dominância fiscal, Marques Junior (2010) encontrou resultados que confirmaram tal situação, originalmente descrita por Blanchard (2005), relacionando-se dívida pública, risco de *default* e taxa de câmbio. Todavia, Marques Junior (op. cit.) identificou dominância fiscal em nível muito menor que o delineado por Blanchard (op. cit.). Por sua vez, Moreira e Carvalho Junior (2013) encontraram evidências de política fiscal ativa no Brasil a partir de 1999, via redução do superávit primário. Tal evento teria resultado em elevação da dívida pública e fraca interação entre as políticas monetária e fiscal, levando à inconsistência de metas anunciadas.

3.3 QUADROS-RESUMO

Tabela 1. Resumo da literatura com evidências internacionais

(continua)

| Autores | Amostra temporal | Método de estimação | Principais resultados |
|--------------------------------|-------------------------|---|---|
| Clarida, Galí e Gertler (2000) | Trimestral: 1960 a 1996 | GMM | A política monetária pré-Volcker nos EUA não elevava a taxa de juros a níveis reais, acomodando inflação |
| Arora e Cerisola (2001) | Mensal: 1994 a 1999 | Modelos ARCH | Apesar da influência monetária norte-americana, países em desenvolvimento podem controlar o comportamento do risco-país e do crescimento; melhoramento dos fundamentos macroeconômicos do país – como a adoção de políticas fiscais responsáveis – podem ajudar a reduzir o risco-país e as taxas de juros. |
| Mendoza e Ostry (2008) | Anual: 1990 a 2005 | Regressões univariadas e filtro de Hodrick–Prescott | Os autores encontraram respostas mais fortes do saldo primário à mudanças da dívida pública em países emergentes; dívida pública/PIB acima da faixa 50% - 60% está associada com menor capacidade de se manter solvência fiscal. |
| Mendoza e Oviedo (2008) | Anual: 1991 a 2005 | Utiliza metodologia que modela a incerteza na forma de processos de Markov discretos. | A dívida pública em razão do PIB do Brasil, Colômbia e México estava, na média, 12 pontos percentuais mais alta no período 1996-2005 em comparação com o período 1990-1995. Esses países e a Costa Rica já estavam se aproximando de seus limites para preservar a credibilidade e solvência. |
| Traum e Yang (2011) | Trimestral: 1955 a 2007 | Algoritmo Metropolis-Hastings | Os autores não encontraram evidências que sustentem a existência de dominância fiscal nos Estados Unidos em nenhum momento pós-Segunda Guerra Mundial; a volatilidade de horas trabalhadas e da inflação esperadas para regimes de dominância fiscal foi muito superior que a observada nos dados para o período. |
| Bhattarai, Lee e Park (2012) | Annual: 1960 a 2008 | Métodos Bayesianos e Filtro de Kalman | Os resultados para os EUA sugerem existência de política monetária e fiscal passivas na era pré-Volcker. |
| Ghosh et al. (2013) | Anual: 1970 a 2007 | | O limite de endividamento encontrado para os países variou entre 150% e 250% do PIB; os resultados do estudo poderiam ser utilizados para garantir que as trajetórias de dívida pública não assumissem um perfil explosivo, prejudicando as expectativas e o ambiente macroeconômico. |

Tabela 1. Resumo da literatura com evidências internacionais

(conclusão)

| Autores | Amostra temporal | Método de estimação | Principais resultados |
|-------------------------------|-------------------------|--|--|
| Chen, Leeper e Leith (2015) | Trimestral: 1955 a 2008 | Estimação Bayesiana, algoritmo Metropolis-Hastings e função de verossimilhança marginal. | A política monetária e fiscal norte-americana frequentemente estão em conflito; é relativamente raro observar a combinação de política monetária conservadora com política fiscal de estabilização da dívida; eliminação de conflitos resultaria em maior bem-estar econômico. |
| Leeper, Traum e Walker (2017) | Trimestral: 1955 a 2014 | Método Bayesiano, Filtro de Kalman e algoritmo Metropolis-Hastings | A relação entre política monetária e fiscal é mais relevante para determinação do regime que o detalhamento de dados fiscais; a amostra completa pode se encaixar tanto em um regime monetário quanto em um regime fiscal. |

Fonte: Elaborado pelo autor com base na literatura apresentada.

Notas: Método Generalizado dos Momentos (GMM), Modelos de Heterocedasticidade Condicional Auto-Regressiva (Modelos ARCH).

Tabela 2. Resumo da literatura com evidências para a economia brasileira

(continua)

| Autores | Amostra temporal | Método de estimação | Principais resultados |
|---|-------------------------|-----------------------------|---|
| Blanchard (2005) | Mensal: 1995 a 2004 | OLS e IV | Elevações da taxa de juros poderiam dificultar a situação fiscal do país, diminuindo a atratividade dos títulos públicos e afugentando investidores; existência de dominância fiscal (em sentido moderno). |
| Pires (2006) | Mensal: 2001 a 2005 | VAR | O regime fiscal atual tem criado expectativas de consistência na gestão da dívida pública, o que implica ganhos de credibilidade |
| de Mendonça e da Silva (2008) | Mensal: 2001 a 2006 | VAR | O uso de política monetária voltada para um processo de desinflação provocou um efeito que não pode ser negligenciado sobre o equilíbrio fiscal; aumento na credibilidade fiscal contribui para uma redução na dívida pública e para o controle da inflação. |
| De Mendonça e de Guimarães e Souza (2009) | Mensal: 2000 a 2007 | VAR | Uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação, bem como conduz a taxa de juros a níveis menores. |
| Marques Junior (2010) | Mensal: 1994 a 2008 | OLS e VAR | Os resultados sugerem uma relação positiva entre a dívida pública, no risco de default e a depreciação cambial; se a hipótese de dominância fiscal estiver correta, deveriam ser considerados seus efeitos quando se manuseiam as políticas econômicas. |
| Moreira e Rocha (2011) | Mensal: 1996 a 2008 | Regressão com efeitos fixos | Não é possível rejeitar a hipótese de que uma política de austeridade fiscal diminua a taxa de juros doméstica; o resultado ilustra a importância da política fiscal na determinação das taxas de juros em países emergentes. |
| Montes e Bastos (2011) | Mensal: 2000 a 2009 | OLS, GMM e VAR | As evidências sugerem que os ganhos de credibilidade promoveram a redução do spread e a suavização da curva de juros. |
| Luporini (2013) | Mensal: 1991 a 2011 | OLS, VAR e VEC | Os resultados sugerem que a política fiscal tem sido sustentável no período analisado; a política fiscal tem se mantido mais estável a partir do ano de 2000, mas menos responsiva ao nível da dívida; respostas da política monetária assumiram tendência decrescente após 2006. |

Tabela 2. Resumo da literatura com evidências para a economia brasileira

(conclusão)

| Autores | Amostra temporal | Método de estimação | Principais resultados |
|----------------------------------|-------------------------|---|--|
| Montes e Bastos (2013) | Trimestral: 2000 a 2010 | OLS, GMM e VAR | Os resultados indicam que um aumento na credibilidade cria um ambiente mais estável, elevando a confiança dos empresários na economia e, em sequência, sendo capaz de afetar a atividade econômica. |
| Moreira e Carvalho Junior (2013) | Mensal: 1999 a 2011 | OLS e GMM | Existem evidências empíricas de que existiu política fiscal ativa a partir de 1999 - incompatível com o sistema de metas inflacionárias; resultados sugerem fraca coordenação entre as políticas monetária, fiscal e cambial. |
| Montes e Assumpção (2014) | Mensal: 2003 a 2012 | OLS e GMM | Tanto a credibilidade quanto a reputação monetária e fiscal possuem relação negativa com o comportamento da taxa básica de juros. |
| Montes e Tiberto (2015) | Mensal: 2002 a 2011 | OLS e GMM | Os resultados sugerem que as reputações das autoridades fiscal e monetária desempenham importante papel para reduzir o risco-país do Brasil |
| Moreira (2017) | Mensal: 2005 a 2015 | VAR e VEC | As reações fiscais do país não foram consistentes com uma regra fiscal sustentável (em termos de dívida em proporção do PIB); uma regra fiscal mais eficiente e flexível poderia facilitar a convergência das metas monetária e fiscal. |
| Campos e Cysne (2019) | Mensal: 2003 a 2016 | Filtro de Kalman, suavização por spline penalizado e cointegração variante no tempo | O trabalho encontra uma função de reação fiscal sustentável entre 2003 e 2013, mas insustentável entre 2014 e 2016; os resultados sugerem que o superávit primário tem diminuído sua resposta ante as variações da dívida/PIB ao longo do período analisado. |

Fonte: Elaborado pelo autor com base na literatura apresentada.

Nota: Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), Método Generalizado dos Momentos (GMM), Vetores Autoregressivos (VAR), Variáveis Instrumentais (IV), Vetor de Correção de Erros (VEC).

4 ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL

Neste capítulo são apresentados os dados da pesquisa, a metodologia utilizada, os resultados econométricos e a discussão.

4.1 BREVE EXPOSIÇÃO DE VARIÁVEIS FISCAIS E DA INFLAÇÃO

Revisitados os resultados da literatura empírica sobre as políticas monetária e fiscal na economia brasileira, pode-se analisar o comportamento de variáveis-chave para o trabalho para efeito de contextualização. A dívida pública é um bom ponto de partida. Utilizando a *dívida bruta do governo geral* (DBGG), o Gráfico 1 mostra que a mesma apresentou uma trajetória de queda expressiva em relação ao PIB até o ano de 2008. Para o início da série, o país vinha de um tenso período eleitoral, as incertezas geradas pelo chamado risco-Lula levaram a um *overshooting* cambial, resultando, por conta da indexação de parte relevante da dívida à taxa de câmbio, na elevada razão dívida/PIB no início do período amostral.



Fonte: Elaborado pelo autor. Dados obtidos no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BCB

Nota: Estão incluídas as operações do BCB com títulos públicos, o que permite um acompanhamento melhor da situação da dívida em relação ao conceito líquido da dívida; débitos das empresas estatais não são contabilizados.

A subsequente redução da razão dívida/PIB até o ano de 2008 deveu-se a (i) aumento do PIB brasileiro no período e (ii) realização de recorrentes superávits primários. O ano de 2008 foi marcado pelos primeiros efeitos da crise do *subprime* no país, de modo que o modelo de política econômica utilizado persistentemente para dirimir os efeitos da crise pode ter sido responsável pelo aumento da dívida bruta em razão do PIB. O resultado foi positivo no curto prazo, a economia brasileira cresceu 7,5% em 2010, contra -0,13% em 2009 e 5,1% em 2008 (IBGE). A eleição de um novo governo em 2010 (gestão Rousseff), com menor apreço pelo já estabelecido tripé macroeconômico, iniciou um período de diminuição dos superávits

primários; a crise de confiança relacionada aos crescentes riscos de insolvência do governo brasileiro explica o aumento expressivo da dívida/PIB a partir de meados de 2014. Por sua vez, a gestão Temer, iniciada em 2016, retomou as bases do tripé, iniciando um período de ajustes fiscais e tentativa de reestabelecimento de um ambiente macroeconômico favorável. Nesse período pode-se destacar a criação de um teto de crescimento de gastos nominais para o governo (Emenda Constitucional n.º 95 de 2016), tido como condição básica para a retomada da estabilização econômica¹. Em janeiro de 2020, de acordo com a metodologia da DBGG aqui utilizada, a dívida bruta alcançou 88,18% do PIB brasileiro.

O Gráfico 2 apresenta a evolução da necessidade de financiamento do setor público (NFSP) no conceito primário, isto é, excluindo-se da conta as receitas e despesas do governo com juros. Aqui é possível observar a realização de superávits primários acima de 3% do PIB até o ano de 2009. Neste ano, o superávit do governo atingiu um de seus menores valores da era Lula, muito devido às políticas anticíclicas em vigor. A expressiva redução do superávit primário após 2011 ilustra o descontrole das contas públicas na gestão Rousseff, descontrole que intensificou-se após o pleito presidencial de 2014 com a ocorrência recorrente de déficits primários. O Gráfico 2 não indica estabilidade da série de resultado primário do governo.

Gráfico 2. NFSP em % PIB entre 2003 e 2020



Fonte: Elaborado pelo autor. Dados obtidos no Sistema Gerador de Séries Temporais do BCB

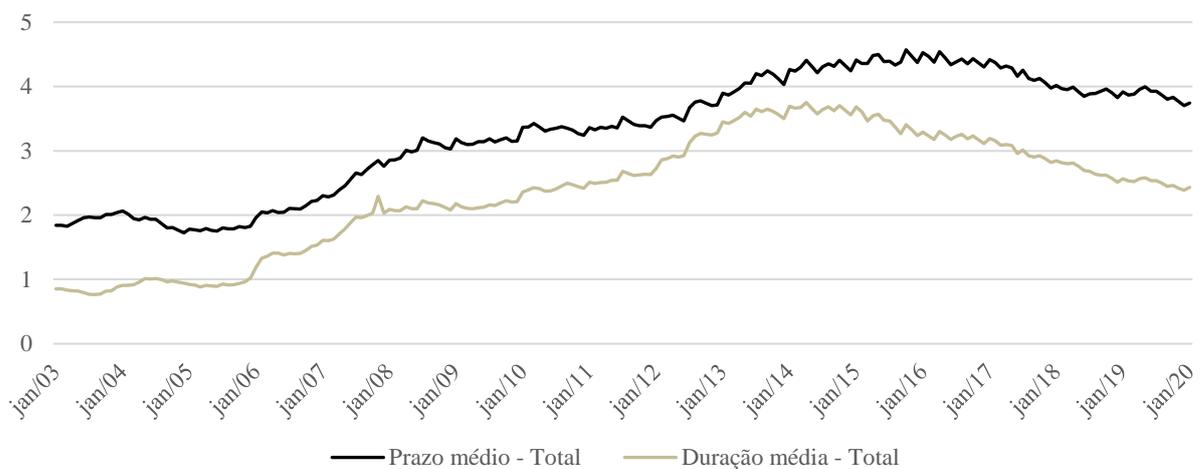
Nota: Fluxo acumulado em 12 meses, resultado primário sem desvalorização cambial, total do setor público consolidado

¹ Em nov. de 2019 foi promulgada a EC 103/2019, referente a uma reforma previdenciária, tida como necessária dada a vigência do teto de gastos. A EC não foi destacada no trabalho por conta de seus maiores efeitos esperados somente no médio e longo prazo e por sua promulgação ter se dado dois meses antes do último conjunto de observações utilizado (Jan/2020).

O processo de deterioração fiscal apresentado nos Gráficos 1 e 2 também remete-se à movimentação das despesas totais do governo (em razão do PIB). Desde a década de 1990 existe um crescimento sustentado das despesas totais, nem sempre correspondido pelo crescimento das receitas totais (APÊNDICE A). Em grande medida o crescimento das despesas deveu-se a aumento de benefícios previdenciários e despesas obrigatórias não sujeitas a programação financeira; nesse período as despesas discricionárias não cresceram da mesma forma.

A deterioração fiscal também pode ser visualizada com a adição de dados macroeconômicos de natureza financeira à análise. No Gráfico 3 o prazo médio e a duração média dos títulos públicos emitidos pelo Tesouro Nacional vêm diminuindo desde 2015, em paralelo à evolução crescente da dívida bruta; a explicação de tal processo passa por receios de insustentabilidade da dívida pública brasileira pelos agentes econômicos. Basicamente, diante de um dado risco de *default*, os agentes exigem maiores taxas de juros para títulos de longo prazo, o que obriga o emissor (o Tesouro Nacional) a trabalhar com títulos com vencimento mais curto.

Gráfico 3. Prazo médio e duração média (em anos) dos títulos públicos entre 2003 e 2020



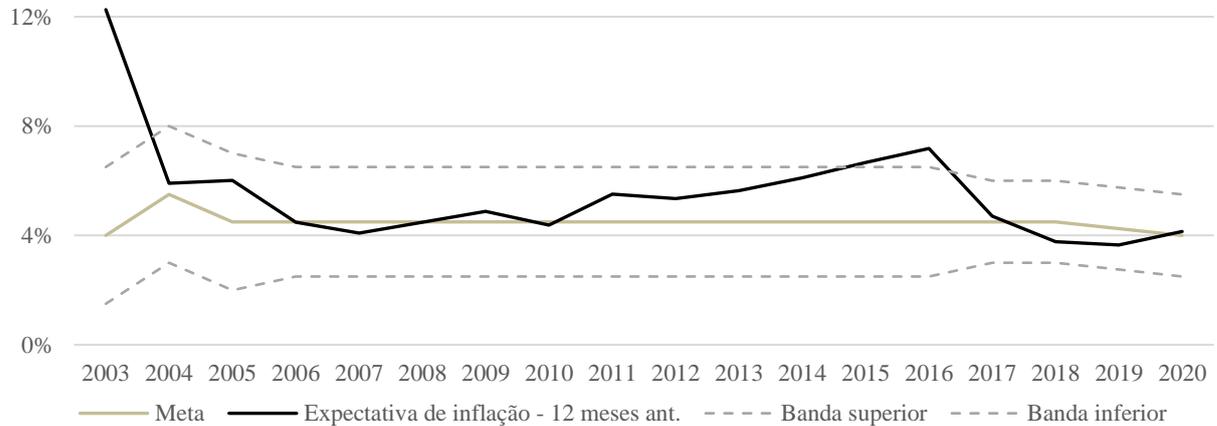
Fonte: Elaborado pelo autor. Dados obtidos no Sistema Gerador de Séries Temporais do BCB

Nota: Títulos com cupom indexados à Selic podem ter prazo longo e duração mais curta, já que são sensíveis a taxa de juros

A outra variável-chave é o comportamento da política monetária. A política monetária brasileira pode ser avaliada com foco na credibilidade; para que o conceito fique mais palpável, pode-se utilizar o nível de convergência das expectativas de inflação para a meta anunciada como *proxy* – aproximativa – da credibilidade monetária. Dito de diferente modo, entendendo-se a credibilidade como a convergência das expectativas de inflação para a meta anunciada ao longo

do tempo, um simples exercício para avaliar esse aspecto macroeconômico seria analisar o Gráfico 4, contendo expectativas de inflação e metas inflacionárias anunciadas.

Gráfico 4. Expectativas de inflação e meta anunciada entre 2003 e 2020



Fonte: Elaborado pelo autor. Dados obtidos no Sistema Gerador de Séries Temporais do BCB

Nota: A meta central para inflação é acompanhada por bandas; segundo o Programa de Educação Financeira do BCB, a utilização de bandas permite acomodar choques e cumprir a meta sem a necessidade de políticas muito restritivas

O Gráfico 4 mostra que as expectativas de inflação convergiram para a meta entre os anos 2006 e 2010, mas descolaram-se desde então e cresceram até 2016; ademais, o movimento de queda da inflação até o ano de 2018 pode ser interpretado como efeito da recessão econômica dos anos 2015 e 2016, cujos efeitos inerciais, inclusive em termos de maiores taxas de desemprego, seriam observados anos à frente. A suave alta das expectativas inflacionárias no fim da série, por sua vez, pode estar relacionada a uma gradual e frágil retomada econômica ao longo dos anos 2017, 2018 e 2019.

O RMI permitiu a contenção da inflação nos intervalos de tolerância esperados entre 2004 e 2014, mas a partir da metade da década de 2010 o regime pareceu não ser mais efetivo a título de ancoragem de expectativas. Resgatando a discussão inicial da subseção, analisando os Gráficos 1, 2 e 3, os sinais de deterioração das condições fiscais no país parecem, conforme indica a teoria econômica, influenciar uma série de questões relativas à política monetária, incluindo sua credibilidade e eficácia.

4.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

O período analisado compreendeu janeiro de 2003 a janeiro de 2020. As séries temporais foram disponibilizadas pelo Sistema Gerador de Séries (SGS) do Banco Central do Brasil, pelo

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As variáveis utilizadas, em diferentes etapas, deste trabalho foram

SP_t = o superávit primário do governo, isto é, excluindo-se da conta as receitas e despesas do governo com juros, representado pela série NFSP (Necessidade de Financiamento do Setor Público); foi utilizado o valor acumulado em 12 meses do total do setor público consolidado;

DEB_t = a dívida bruta do governo geral (Governo Federal, governos estaduais e municipais); para a série histórica DBGG² em porcentagem do total do PIB são incluídos todos os débitos das esferas governamentais junto ao setor privado, ao setor público financeiro e ao resto do mundo, de acordo com o Departamento de Estatísticas do Banco Central do Brasil; a série de dívida bruta teve sua metodologia alterada em 2008, por isso se utilizou a metodologia antiga para que o exercício empírico abrangesse o início da década de 2000;

$E[SP]_t$ = a expectativa de superávit primário em porcentagem do PIB para o final do ano seguinte, utilizando a mediana das expectativas no fechamento de cada mês;

$SELIC_REAL_t$ = a taxa real de juros, representada pela série histórica anualizada da Selic Over, que é a taxa de rentabilidade média dos títulos públicos no mercado interbancário ao final de cada dia, subtraída da expectativa de inflação para 12 meses à frente; foi utilizada para composição da série histórica mensal a taxa Selic diária no fechamento de cada mês; tendo em vista que a meta Selic apenas representa um objetivo a ser perseguido pela autoridade monetária e a Selic Over flutua no entorno da meta anunciada, a utilização do índice diário não tende a criar discrepâncias em relação ao modelo proposto;

$IPCA_t$ = a variação mensal da inflação, sendo utilizados os dados do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) dessazonalizado;

$E[IPCA_t]$ = a expectativa de inflação acumulada para 12 meses à frente, utilizando a mediana das expectativas do IPCA no fechamento de cada mês;

$IBCBR_t$ = o produto total da economia brasileira, representado pelo índice do Banco Central IBC-Br dessazonalizado; a utilização do IBC-Br como *proxy* do PIB é necessária visto que a série oficial do produto não possui periodicidade mensal;

² Estão incluídas, nesse conceito, as operações do Banco Central com títulos públicos, o que permite um acompanhamento melhor da situação da dívida em relação ao conceito líquido da mesma; débitos das empresas estatais não são contabilizados.

$CAMBIO_REAL_t$ = a taxa câmbio real para o dólar americano em fim de período, deflacionado pelo IPA-DI, índice de mês-base junho de 1994.

Adicionalmente foi utilizada, para fins de robustez, a série de Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física³ (PIM-PF) do IBGE, com ajuste sazonal, como *proxy* para o PIB em substituição do IBC-Br. Também foi testada a significância de uma *dummy* – $DUMMY_F_t$ – para identificar uma mudança na condução fiscal a partir do final de 2014.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis.

Tabela 3. Estatísticas descritivas das variáveis

| VARIÁVEIS | MÉDIA | MEDIANA | MÁXIMO | MÍNIMO | DP |
|------------------|---------|---------|---------|--------|--------|
| SP_t | 1,469 | 2,180 | 4,080 | -3,040 | 2,215 |
| DEB_t | 67,872 | 64,520 | 88,780 | 57,030 | 9,039 |
| $E[SP]_t$ | 2,009 | 2,800 | 4,300 | -2,210 | 2,189 |
| $SELIC_REAL_t$ | 6,972 | 6,620 | 19,180 | 0,450 | 4,001 |
| $IPCA_t$ | 0,469 | 0,430 | 2,200 | -0,270 | 0,307 |
| $E[IPCA]_t$ | 5,189 | 5,230 | 11,560 | 3,330 | 1,231 |
| $IBCBR_t$ | 130,237 | 135,710 | 148,660 | 99,030 | 13,773 |
| $CAMBIO_REAL_t$ | 72,222 | 71,790 | 122,830 | 48,910 | 15,208 |
| $PIMPF_t$ | 92,811 | 91,300 | 105,000 | 77,500 | 7,223 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

No Apêndice B estão contidos os gráficos com as evoluções históricas das variáveis. As expectativas para superávit primário tiveram média de 2,00% do Produto Interno Bruto para toda a amostra e valor máximo em dois períodos: nos meses finais de 2004 e 2005; a taxa real de juros alcançou 19,18% em junho de 2006 e seu menor valor em dezembro de 2019; a média e a mediana das expectativas de inflação para 12 meses a frente foram, respectivamente, 5,18% e 5,23% para todo o período – variação acima da meta de 4,5% vigente durante grande parte do período analisado mas abaixo da banda superior –; o maior valor para o câmbio real foi observado em fevereiro de 2003, devido aos temores eleitorais discutidos anteriormente. Para as séries representando o produto, o maior valor para o índice IBC-Br foi registrado em dezembro de 2012, para o índice PIM-PF o maior valor ocorreu em novembro de 2011; a explicação para isso está na diferente composição dos índices, o primeiro tendendo a se aproximar de um cálculo mais robusto de produção interna e o segundo representando uma cesta de produtos industriais selecionados.

³ Para a PIM-PF uma cesta de produtos industriais é selecionada e o IBGE considera que a variação dessa cesta representa as evoluções de curto prazo do valor adicionado de toda indústria (IBGE, 2015).

4.3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

(i) Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

Para a análise inicial foi utilizado o método de *Mínimos Quadrados Ordinários* (MQO) para estimar uma regra de reação fiscal. Considere-se o modelo de regressão na forma matricial da Equação (7),

$$y = X\beta + e \quad (7)$$

sendo y o vetor da variável dependente, X a matriz de variáveis explicativas, β o vetor de parâmetros a serem estimados e e o vetor de erros aleatórios. De acordo com Greene (2012) uma regressão por MQO estima os coeficientes de tal maneira que o somatório do termo do erro ao quadrado do modelo resulte no menor valor possível. Isso significa, na Equação (8) em termos matriciais, uma minimização de

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = e'e = (y - X\beta)'(y - X\beta) \quad (8)$$

para um y e X dados.

(ii) Método de Cointegração

Juntamente com a estimação inicial foi analisada a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, utilizando o *método de cointegração* com base na definição de Campbell e Perron (1991). Pode-se dizer que um grupo de séries temporais são cointegradas se pelo menos uma combinação linear dessas variáveis for estacionária. Campbell e Perron (op. Cit.) explicaram o conceito básico da cointegração a partir de um vetor $n \times 1$ de variáveis y_t , no qual cada elemento é representado na forma

$$y_{it} = TD_{it} + Z_{it}; \quad A_i(L)Z_{it} = B_i(L)e_{it}; \quad (i = 1, \dots, n), \quad (9)$$

onde TD_{it} é o componente determinístico da variável i , $A_i(L)$ e $B_i(L)$ são polinômios no operador de defasagem L , Z_{it} é uma função de ruído (ou componente estocástico de y_t) modelada como um processo ARMA e e_{it} é $N(0, \sigma_i^2)$.

O vetor de variáveis da Equação (9) é cointegrado se existir pelo menos um vetor β_i diferente de zero de modo que $\beta_i'y_t$ seja estacionário. β_i é um vetor de cointegração. Existindo r vetores independentes de modo que $\beta_i(i = 1, \dots, r)$, dizemos que y_t é cointegrado com rank de

cointegração r . Definindo a matriz de vetores de cointegração $n \times r$ como $\beta_i(\beta_1, \dots, \beta_r)$, os r elementos do vetor $\beta' y_t$ são estacionários e β é chamada de matriz de cointegração.

O conceito apresentado por Campbell e Perron (1991) corresponde a uma cointegração estocástica: aqui se permite que as combinações lineares que eliminam as raízes unitárias tenham tendência linear diferente de zero. Na definição mais forte, a cointegração determinística, a tendência determinística dos dados também deveria ser eliminada. O ponto de destaque é: esse conceito de cointegração não exige que todas as séries de dados sejam integradas de primeira ordem, algumas séries podem ser I(0). Na prática, segundo os autores, pesquisadores comumente se defrontam com vetores de séries contendo variáveis I(0) e I(1).

(iii) Filtro de Kalman

O segundo passo da pesquisa envolveu a obtenção de uma série temporal para a resposta do resultado primário à dívida pública (% PIB) a partir de uma regra de reação fiscal utilizando o *filtro de Kalman*. Rudolph Emil Kalman desenvolveu na década de 1960 um algoritmo recursivo eficiente de estimação, segundo Grewal e Andrews (2008), no qual a partir de uma *variável de observação* é possível estimar uma *variável de estado*, que por sua vez não é observável. Dessa forma consegue-se estimar estados passados, presente e estados previstos para determinado modelo.

O filtro incorpora toda informação disponível, independentemente de sua precisão, para estimar o valor das variáveis desejadas, com o uso de (i) conhecimento sobre o sistema e a dinâmica dos instrumentos de medição; (ii) descrição estatística dos erros e da medida de incerteza em modelos dinâmicos; e (iii) toda informação sobre o estado inicial das variáveis desejadas (MAYBECK, 1979).

O filtro de Kalman pode ser utilizado eficientemente em modelos de estado-espço que, segundo Eubank (2006), são sistemas estocásticos que envolvem variáveis discretas em séries temporais. Se modelos dinâmicos são aqueles descritos pelas modificações no estado de seus componentes, em um sistema da forma estado-espço as variáveis observáveis são representadas por funções dinâmicas de variáveis não observáveis. A representação na forma estado-espço permite se estimar os parâmetros de um modelo linear em cada instante do tempo. Conforme Harvey (2003)⁴, o modelo de estado-espço pode ser representado por duas equações, a primeira, a equação de observação, dada por

⁴ Também com base em Kalman (1960) e Kalman e Bucy (1961).

$$s_t = b'_t \alpha_t + \mu_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (10)$$

sendo s_t uma série ao longo do tempo, b_t um vetor $m \times 1$, α_t é o vetor de estado $m \times 1$ e ε_t é o termo de resíduos *white noise* com média zero e variância σ_μ^2 . A segunda equação, chamada de equação de transição, mostra como são geradas as variáveis de estado:

$$\alpha_t = \Gamma_t \alpha_{t-1} + \eta_t \quad (11)$$

sendo Γ_t é a matriz de transição $m \times m$ e η_t é um vetor de resíduos $m \times 1$ *white noise* com média zero e matriz de covariância Q_t . Os termos de resíduo ε_t e η_t satisfazem $E(\varepsilon_t \eta_s) = 0_{m \times 1}$ para $t, s = 1, 2, \dots, T$. O vetor de inicial de estado α_0 tem média a_0 e matriz de covariância P_0 , de modo que $E(\varepsilon_t \alpha_0) = 0_{m \times 1}$ e $E(\eta_t \alpha'_0) = 0_{m \times m}$ para $t, s = 1, 2, \dots, T$.

Neste trabalho a Equação (10) representa uma regra de reação fiscal, sendo s_t o superávit primário em proporção do PIB. Utilizando a regra de reação fiscal em um modelo de estado-espaco foi possível extrair a série de resposta do resultado primário em relação à dívida pública, a resposta fiscal.

As duas equações anteriores descrevem um sistema dinâmico na forma estado-espaco. A partir de um modelo estado-espaco como o descrito pode-se então aplicar o filtro de Kalman para três etapas: previsão, atualização e refinamento. Na primeira etapa, com base em informação disponível em $t - 1$ (portanto, $S_{t-1} = \{s_1, s_2, \dots, s_{t-1}\}$), se faz a previsão do vetor de estado α_t e sua variância:

$$\begin{aligned} A_{t|t-1} &= E(\alpha_t | S_{t-1}) = \Gamma_t \alpha_{t-1|t-1} \\ P_{t|t-1} &= V(\alpha_t | S_{t-1}) = \Gamma_t P_{t-1|t-1} \Gamma_t' + Q_t \end{aligned} \quad (12)$$

As equações de atualização respondem pelo avanço da variável de estado e da variância no tempo, obtendo estimativas *a priori* para o instante seguinte. Na segunda etapa α_t é atualizado com base no valor esperado e na variância do vetor de estado observado no período t , de modo que aqui $S_t = \{s_1, s_2, \dots, s_t\}$:

$$\begin{aligned} c_{t|t} &= E(\alpha_t | S_t) = \alpha_{t|t-1} + K_t (s_t - b_t c_{t|t-1}) \\ P_{t|t} &= V(\alpha_t | S_t) = P_{t|t-1} - K_t b'_t P'_{t|t-1} \end{aligned} \quad (13)$$

onde $K_t = P_{t|t-1} b'_t (b_t P_{t|t-1} b'_t - \sigma_\mu^2)^{-1}$ é chamado de ganho do filtro de Kalman.

Nas duas primeiras etapas a estimação utiliza toda informação passada e presente. A terceira etapa, o refinamento, permite que se utilize toda informação da amostra. Portanto, $S_T = \{s_1, s_2, \dots, s_T\}$,

$$\begin{aligned} c_{t|T} &= E(\alpha_t | S_T) = \alpha_T + P_t \Gamma_t' P_{t+1|t}^{-1} (c_{t+1|T} - \Gamma_t c_t) \\ P_{t|T} &= V(\alpha_t | S_T) = P_t + P_t \Gamma_t' P_{t+1|t}^{-1} (P_{t+1|T} - P_t) [P_t \Gamma_t' P_{t+1|t}^{-1}]' \end{aligned} \quad (14)$$

Os coeficientes de Γ_t e as variâncias dos termos de erro são considerados constantes ao longo do tempo e estimados por máxima verossimilhança. Na prática as etapas funcionam conjuntamente: a partir de estimativas iniciais avança-se o estado e a covariância no tempo (previsão) e assim calcula-se o ganho de Kalman para atualizar o estado e a covariância, retornando para um novo avanço no tempo (atualização e refinamento).

(iv) Método dos Momentos Generalizados (GMM)

Por fim, foi analisada a interferência da resposta fiscal na condução monetária utilizando uma estimação pelo *Método dos Momentos Generalizados* (GMM, em sua sigla original em inglês). O método GMM é robusto para evitar possíveis problemas de heteroscedasticidade, autocorrelação e endogeneidade na estimação (HANSEN, 1982). Atendendo a hipótese de exogeneidade dos instrumentos (JOHNSTON, 1984), o conjunto de instrumentos escolhidos foi defasado para o período $t - 1$ ou anterior. Uma análise de sobreidentificação dos instrumentos foi realizada com o teste da estatística J para garantir a especificação correta das variáveis instrumentais (HANSEN, 1982; CRAGG, 1983).

O GMM tem como base o método de momentos (MM), desenvolvido ainda no século XIX, e as estimações por variáveis instrumentais. O GMM utiliza variáveis instrumentais para eliminar a endogeneidade e exige um conjunto de *momentos* especificados para o modelo, sendo esses momentos funções dos parâmetros do modelo e dos dados. A ideia básica por trás do GMM pode ser explicada com base em Hall (2003). Dado um modelo no qual um vetor de variáveis observáveis v_t e um vetor $p \times 1$ de parâmetros desconhecidos θ_0 satisfazem o vetor $p \times 1$ de condições de momento populacional

$$E[f(v_t, \theta_0)] = 0. \quad (15)$$

O estimador MM de θ_0 pode ser encontrado ao solucionar a condição de momento amostral. Se esse estimador é denotado por θ_T então pode ser definido por

$$g_T(\hat{\theta}_T) = T^{-1} \sum_{t=1}^T f(v_t, \hat{\theta}_T) = 0 \quad (16)$$

onde T representa a amostra. A Equação (16) representa um conjunto de p equações em p parâmetros desconhecidos, tendo uma solução única. Além disso, a solução dessa equação converge para a solução da Equação (15). No entanto, se $f(\cdot)$ fosse um vetor $q \times 1$ e $q > p$, existiria um conjunto q de equações para $p < q$ parâmetros desconhecidos. Esse sistema apenas pode ter solução utilizando o método *generalizado*: é escolhido um valor de θ que mais se aproxime de satisfazer a Equação (16) como estimador para θ_0 . Operacionalmente é medido quão longe $g_T(\theta)$ está de zero.

4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

(i) Função de reação fiscal e estimação da resposta fiscal para a economia brasileira

A primeira parte da análise empírica envolveu a estimação de uma regra fiscal para o Brasil, a etapa inicial para se gerar uma série de resposta fiscal. As variáveis foram submetidas a testes de raiz unitária⁵ – o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de raiz unitária de Phillips-Perron (PP) e o teste de estacionariedade de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Os resultados são apresentados nas Tabelas 4 e 5.

Tabela 4. Testes de raiz unitária – variáveis em nível

| VARIÁVEIS | ADF | PP | KPSS |
|------------------|-----------|-----------|----------|
| SP_t | -2,059 | -1,207 | 0,232*** |
| DEB_t | 0,795 | 0,826 | 0,415*** |
| $E[SP]_t$ | -2,864 | -2,351 | 0,258*** |
| $SELIC_REAL_t$ | -3,896** | -1,678* | 0,240*** |
| $IPCA_t$ | -8,701*** | -8,644*** | 0,147** |
| $E[IPCA]_t$ | -3,731*** | -5,211*** | 0,212** |
| $IBCBR_t$ | -2,082* | -2,311 | 0,412*** |
| $CAMBIO_REAL_t$ | -1,943 | -2,971** | 0,411*** |
| $PIMPF_t$ | -2,036 | -2,115 | 0,381* |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Para os testes ADF e PP: (***) rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula ao nível de 10%; para o teste KPSS: (***) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 10%.

⁵ Os lags para o teste ADF foram determinados com base no critério de informação de Akaike (AIC); para os testes PP e KPSS a seleção de *bandwidth* utilizou o método de Newey-West (Bartlett kernel).

Tabela 5. Testes de raiz unitária – variáveis em primeira diferença

| VARIÁVEIS | ADF | PP | KPSS |
|---------------------|------------|------------|-------|
| $D(SP_t)$ | -3,574*** | -13,012*** | 0,133 |
| $D(DEB_t)$ | -2,133** | -19,029*** | 0,064 |
| $D(E[SP]_t)$ | -2,944*** | -11,716*** | 0,134 |
| $D(IBCRR_t)$ | -8,274*** | -13,744*** | 0,072 |
| $D(CAMBIO_REAL_t)$ | -5,610*** | -11,774*** | 0,070 |
| $D(PIMPF_t)$ | -16,385*** | -16,353*** | 0,245 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Para os testes ADF e PP: (***) rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula ao nível de 10%; para o teste KPSS: (***) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 10%.

Foi verificado que a variável de interesse para a estimação de uma regra fiscal (o superávit primário) e quatro dentre as seis variáveis tidas inicialmente como explicativas (com base na literatura sobre regras fiscais) eram integradas de primeira ordem – I(1). O teste de cointegração foi utilizado como análise de robustez; ademais, existindo uma relação de longo prazo torna-se possível trabalhar com as variáveis em nível sem o risco de incorrer em regressões espúrias.

Deste modo, as variáveis foram utilizadas em nível na estimação após confirmada a existência de uma relação de longo prazo. A regra fiscal para o Brasil foi estimada por MQO com correção por *Newey-West* em diferentes especificações, conforme mostrado na Tabela 6. Na mesma tabela o teste ADF nos resíduos pode ser entendido como um primeiro teste de cointegração (ENGLE E GRANGER, 1987). No entanto, outros testes seguem-se após a discussão acerca da Tabela 6, realizados apenas na especificação escolhida para dar prosseguimento ao trabalho.

Para as três últimas especificações optou-se pela utilização da série $PIMPF_t$ em substituição ao $IBCRR_t$ como análise de robustez. Também foi testada uma variável *dummy* para investigar uma mudança na condução fiscal a partir do final de 2014 – a partir desta data a dívida iniciou uma trajetória de alta e se observaram recorrentes déficits primários; para períodos anteriores a novembro de 2014 a *dummy* assume valor 0 e para posteriores, 1.

Tabela 6. Especificações de regras de reação fiscal

| Variáveis explicativas | Estimação MQO: SP_t | | | | | |
|-------------------------|----------------------------------|--------------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | Modelo 1.1 | Modelo 1.2 | Modelo 1.3 | Modelo 1.4 | Modelo 1.5 | Modelo 1.6 |
| c | -1,538** (0,624) [-2,464] | -1,540** (0,622) [-2,475] | -0,738*** (0,448) [-1,645] | -2,750*** (0,598) [-4,594] | -2,724*** (0,589) [-4,622] | -1,792*** (0,470) [-3,814] |
| SP_{t-1} | 0,909*** (0,040) [22,347] | 0,908*** (0,039) [22,842] | 0,963*** (0,027) [35,578] | 0,878*** (0,037) [23,525] | 0,877*** (0,037) [23,724] | 0,969*** (0,021) [45,438] |
| DEB_{t-1} | 0,015*** (0,004) [3,817] | 0,015*** (0,004125) [3,817767] | 0,010*** (0,003) [3,112] | 0,021*** (0,003) [5,518] | 0,020*** (0,003) [5,529] | 0,015*** (0,003) [4,318] |
| $E[SP]_{t-1}$ | 0,076** (0,037) [2,056] | 0,078** (0,034) [2,253] | - | 0,100*** (0,029) [3,387] | 0,102*** (0,028) [3,604] | - |
| $IBCBR_{t-1}$ | 0,004 (0,002) [1,602] | 0,004* (0,002) [1,628] | 0,001 (0,001) [0,574] | - | - | - |
| $IPCA_{t-1}$ | 0,011 (0,047) [0,242] | - | 0,031 (0,046) [0,680] | 0,025 (0,042) [0,611] | - | 0,047 (0,043) [1,094] |
| $PIMPF_{t-1}$ | - | - | - | 0,014*** (0,003) [3,923] | 0,014*** (0,003) [3,927] | 0,009*** (0,002) [3,255] |
| $DUMMY_F$ | -0,337*** (0,115) [-2,919] | -0,333*** (0,120) [-2,777] | -0,317** (0,125) [-2,536] | -0,304*** (0,108) [-2,806] | -0,296*** (0,111) [-2,661] | -0,284*** (0,121) [-2,340] |
| R ² ajustado | 0,990 | 0,990 | 0,990 | 0,991 | 0,991 | 0,990 |
| AIC | -0,222 | -0,289 | -0,207 | -0,180 | -0,302 | -0,249 |
| Teste ADF | -4,942*** | -4,969*** | -5,200*** | -4,762*** | -4,813*** | -4,848*** |
| Teste LM (prob) | 0,413 | 0,382 | 0,468 | 0,378 | 0,238 | 0,000 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: () para erros-padrão e [] para estatísticas-t. Teste ADF sobre os resíduos das regressões. * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%;

Todas as especificações indicaram se tratar de uma política fiscal contracíclica, isto é, apesar de relativamente baixos em relação a seu desvio-padrão, os coeficientes positivos estatisticamente significantes a 1% para a dívida sugerem a existência de uma regra contracíclica para a política fiscal no Brasil entre 2003 e 2020. A relação encontrada é essencial para se garantir uma trajetória sustentável da dívida pública, o que, por sua vez, colabora com a atuação ativa da autoridade monetária ao não gerar pressões inflacionárias.

O resultado para DEB_t está alinhado com os trabalhos de De Mello (2008), Luporini (2015) e Campos e Cysne (2019). No entanto, para os dois últimos trabalhos, mais recentes, duas considerações são relevantes: Luporini (op. Cit.) indicou que a resposta fiscal teria sido mais fraca nos anos finais da amostra e Campos e Cysne (op. Cit.), somente ao restringirem a amostra

entre 2014 e 2016, encontraram uma trajetória não sustentável da dívida pública brasileira. Como visto na Tabela 6, aumentos na razão dívida/PIB resultam em elevações no superávit primário/PIB.

O coeficiente para o superávit primário defasado foi significativo em todas as especificações, sinalizando a existência de um forte componente inercial, variando entre 0,877 e 0,969. O resultado para esse coeficiente se relaciona ao natural engessamento observado na política fiscal e potencializado no Brasil.

Os coeficientes positivos para o superávit primário esperado mostram que um maior superávit esperado em $t - 1$ se traduz em maior superávit corrente, com os coeficientes variando entre 0,076 e 0,078. O resultado primário de um governo é uma variável submetida a vontades políticas, e mesmo que se considere dado governo como fiscalmente equilibrado é preciso entender o natural engessamento do processo de decisão orçamentária governamental; não é possível pensar que essa variável expectacional possua dinâmica semelhante às expectativas de inflação ou de taxas de juros. O resultado aqui, para o valor esperado de superávit primário, reflete uma boa precificação quanto ao comportamento futuro do resultado primário.

Os resultados para o produto foram divergentes quanto a significância dos coeficientes. Enquanto o $IBCBR_t$ foi significativo em apenas uma especificação, a variável de robustez $PIMPF_t$ foi significativa em todas as especificações testadas. Os coeficientes positivos relacionados às variáveis $IBCBR_t$ e $PIMPF_t$ sugeriram que diante de expansão econômica um maior resultado primário é observado; visto que os dados para a economia brasileira não indicaram diminuição do gasto governamental no período analisado, o maior superávit nesse caso está relacionado ao aumento das receitas.

Em todas as especificações o coeficiente para inflação não se mostrou significativo, resultado alinhado com a literatura sobre regras fiscais para a economia brasileira após a estabilização de 1994 com o Plano Real. Ao se tomar o resultado para os coeficientes da dívida pública como indicativo de uma política fiscal passiva, não seria esperado que o superávit primário reagisse a variações na inflação – o que pode ser estendido para variações no produto. Aqui não foram observados eventuais efeitos da inflação sobre os impostos ou sobre o valor real da dívida – que em teoria poderiam influenciar o comportamento do superávit primário.

Os coeficientes para $DUMMY_F_t$ foram significantes em todas as estimações. As seis especificações de regra fiscal mostraram que existiu mudança na condução fiscal a partir do final do ano de 2014. O resultado é similar aos encontrados por Luporini (2015) e, em especial,

Campos e Cysne (2019), que encontraram uma trajetória insustentável da dívida pública após 2014. O ano de 2014 – eleitoral – é tido como marco inicial da percepção da deterioração fiscal brasileira; ainda que se percebesse o problema antes de 2014, foi após este ano que ficaram claras as tendências de alguns indicadores fiscais, sobretudo a Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP) e a dívida pública.

O Modelo 1.2 mostrou-se, dentre os três que utilizaram o $IBCRR_t$, a única especificação com todos os regressores significantes e com o menor critério de informação de Akaike⁶ (AIC), sendo então utilizada para dar prosseguimento à pesquisa – sendo o próximo passo a extração da reação fiscal a partir do modelo selecionado. A função de reação fiscal então assumiu a forma

$$\begin{aligned} \widehat{SP}_t = & -1,540 + (0,908) SP_{t-1} + (0,015) DEB_{t-1} + (0,078) E[SP]_{t-1} \\ & + (0,004) IBCRR_{t-1} + (-0,333) DUMMY_{F_t}. \end{aligned} \quad (17)$$

Nos parágrafos seguintes é reportada a utilização do *teste de cointegração* como análise de robustez para o resultado do MQO e como validação da utilização das variáveis em nível na estimação anterior.

O teste ADF nos resíduos do Modelo 1.2 mostrou a estacionariedade do resíduo da estimação, o que pode ser compreendido como um teste de cointegração. Apesar de atestar a existência de cointegração, essa forma de análise possui um limite: não detalha a cointegração. Assim, passou-se à investigação da relação de longo prazo entre as variáveis por meio do teste de cointegração com base em Campbell e Perron (1991) e Johansen (1991). Os primeiros demonstraram que para existir uma relação cointegrada não é necessário que todas as variáveis de determinado modelo tenham a mesma ordem de integração, bastando que pelo menos duas delas possuam a ordem máxima dentre as séries. No Modelo 1.2 à exceção do $IBCRR_{t-1}$, todas as variáveis são integradas de primeira ordem. Tendo a Equação (17) uma variável *dummy*, optou-se pela sua inclusão como variável exógena no teste de cointegração.

Na identificação do *lag* ótimo para estimação do VAR irrestrito (APÊNDICE C) os critérios de informação de Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) indicaram a utilização de uma defasagem, no entanto, haja vista que o modelo VEC a ser estimado posteriormente utiliza as variáveis em primeira diferença, buscou-se compensar a perda de graus de liberdade reduzindo um *lag* do

⁶ Uma maior soma dos quadrados do erro (SQE) resulta em maior AIC, no entanto, o critério penaliza a introdução de parâmetros, já que modelos com mais variáveis tendem a ter menor SQE. Portanto um menor AIC indica um modelo de melhor ajuste.

VAR irrestrito; assim, a Tabela 7 contém a especificação ótima do teste de cointegração de Johansen para o VAR irrestrito sem defasagem. Os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwartz (SIC) sugeriram um modelo de tendência linear, com intercepto e tendência linear no vetor de cointegração.

Tabela 7. Especificação ótima do teste de cointegração de Johansen (1 lag)

| Tendência dos dados | Nenhuma | Nenhuma | Linear | Linear | Quadrática |
|--|----------------|---------------|---------------|------------|------------|
| Rank ou | Sem intercepto | Intercepto | Intercepto | Intercepto | Intercepto |
| No. de CEs | Sem tendência | Sem tendência | Sem tendência | Tendência | Tendência |
| Critério de informação de Akaike por Rank (linhas) e modelo (colunas) | | | | | |
| 0 | 5,445 | 5,445 | 5,405 | 5,405 | 5,441 |
| 1 | 5,346 | 5,333 | 5,291 | 5,206 | 5,234 |
| 2 | 5,327 | 5,323 | 5,280 | 5,204* | 5,223 |
| 3 | 5,354 | 5,336 | 5,331 | 5,243 | 5,252 |
| 4 | 5,431 | 5,408 | 5,408 | 5,324 | 5,324 |
| Critério de informação de Schwarz por Rank (linhas) e modelo (colunas) | | | | | |
| 0 | 5,445 | 5,445 | 5,470 | 5,470 | 5,571 |
| 1 | 5,476 | 5,479 | 5,486 | 5,417* | 5,494 |
| 2 | 5,587 | 5,616 | 5,605 | 5,562 | 5,613 |
| 3 | 5,744 | 5,775 | 5,787 | 5,747 | 5,773 |
| 4 | 5,951 | 5,993 | 5,993 | 5,975 | 5,975 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica a especificação mais parcimoniosa.

Os testes do Traço e Máximo Autovalor, na Tabela 8, indicaram a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, confirmando que ao utilizar as variáveis em nível na regra fiscal não se incorreu em estimação espúria.

Tabela 8. Testes do Traço e Máximo Autovalor

| Teste do Traço | | | | |
|----------------------------------|-----------|----------------------|--------------------|---------|
| No. de cointegrações | Autovalor | Estatística de Traço | Valor crítico 0,05 | Prob.** |
| Nenhuma * | 0,249 | 88,382 | 63,876 | 0,000 |
| Até 1 | 0,086 | 29,830 | 42,915 | 0,512 |
| Até 2 | 0,048 | 11,450 | 25,872 | 0,848 |
| Até 3 | 0,006 | 1,403 | 12,517 | 0,993 |
| Teste do Máximo Autovalor | | | | |
| No. de cointegrações | Autovalor | Estat. Max-Eigen | Valor crítico 0,05 | Prob.** |
| Nenhuma * | 0,249 | 58,552 | 32,118 | 0,000 |
| Até 1 | 0,086 | 18,376 | 25,823 | 0,349 |
| Até 2 | 0,048 | 10,050 | 19,387 | 0,613 |
| Até 3 | 0,006 | 1,403 | 12,517 | 0,993 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica rejeição da hipótese a 5%; ** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valor-p.

A estimação da equação cointegrada normalizada (relação de equilíbrio de longo prazo), na Tabela 9, confirmou uma política fiscal anticíclica no longo prazo. A interpretação econômica para a Tabela 9 supõe inversão dos sinais encontrados na estimação. O coeficiente encontrado

para DEB_t foi positivo, alinhado com os resultados da Tabela 6, demonstrando um maior superávit primário resultante de variações positivas na dívida pública. O coeficiente encontrado para o $IBCBR_t$ foi igualmente positivo, indicando que maior nível de produto na economia brasileira resultou, no período analisado, em maior superávit primário.

Tabela 9. Estimação da equação cointegrada (relação de equilíbrio de longo prazo)

| Equação Cointegrada | |
|---------------------|----------------------------------|
| $SP_t(-1)$ | 1,000 |
| $DEB_t (-1)$ | -0,578*** (0,077) [-7,487] |
| $EXPEC_SP_t (-1)$ | 0,493 (0,468) [1,051] |
| $IBCBR_t(-1)$ | -0,502*** (0,096) [-5,207] |
| C | 85,274 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%.

O modelo de correção de erros (Tabela 10) mostrou as relações de curto prazo entre as variáveis; dito de forma diferente, diante de uma perturbação no equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, o modelo de correção de erros informa como se dará, no curto prazo, o retorno ao equilíbrio. Os coeficientes indicam as velocidades de ajustamento das variáveis consideradas no modelo. Pode-se observar que, diante de um desequilíbrio transitório, o superávit retorna ao equilíbrio de longo prazo; o coeficiente positivo da dívida indica que não há retorno ao equilíbrio.

Tabela 10. Estimação do modelo de Correção de Erros (relação de curto prazo)

| Modelo de Correção de Erros | D(SP) | D(DEB) | D(EXPEC_SP) | D(IBCBR) |
|---|----------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|-------------------------------|
| Coefficientes de ajustes de curto prazo | -0,040*** (0,006) [-5,909] | 0,157*** (0,035) [4,385] | -0,030*** (0,006) [-4,659] | -0,057 (0,035) [-1,584] |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%

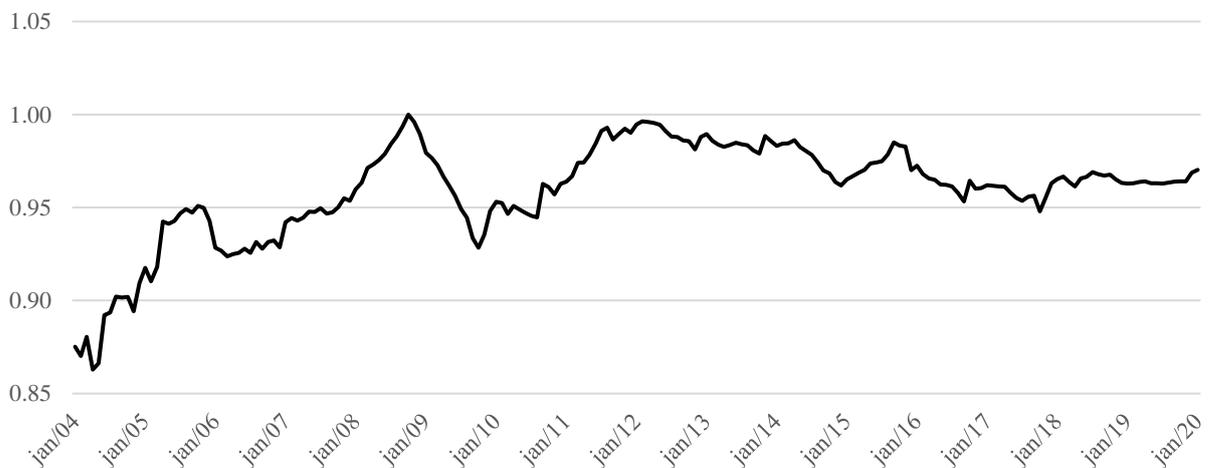
Confirmada a relação de longo prazo e a possibilidade de se estimar a regra fiscal do modelo 1.2 em nível, utilizou-se o Filtro de Kalman – juntamente com os parâmetros do Modelo 1.2 – para se extrair uma série temporal para a resposta fiscal, a série RF .

(ii) Efeito na eficácia da Política Monetária

Na segunda parte da análise empírica foi extraída uma série de resposta fiscal, posteriormente inserida em uma estimação de reação do Banco Central para avaliar o grau de interferência da condução fiscal no comportamento da taxa real de juros. Para gerar uma série de resposta fiscal, a série RF , foram utilizados os parâmetros da Equação (17) (referente ao Modelo 1.2⁷ da estimação inicial por MQO) em um modelo de estado-espço a ser estimado pelo Filtro de Kalman. Definindo DEB_{t-1} como um regressor com coeficientes recursivos, ao se extrair a série de estado, aquela não observável, o resultado encontrado foi a relação entre o superávit primário e a dívida, ou especificamente a resposta de SP_t às movimentações de DEB_{t-1} .

Dado que o Filtro de Kalman é um processo recursivo, as primeiras observações da série RF foram caracterizadas por maior variância, por isso optou-se por trabalhar com uma amostra reduzida na etapa final do trabalho: janeiro de 2004 a janeiro de 2020. A série foi linearizada a partir da data de início da amostra reduzida, portanto, na prática, trabalhou-se com um índice de resposta fiscal com valores entre 0,862 e 0,999.⁸

Gráfico 5. Índice de resposta fiscal entre 2004 e 2020



Fonte: Elaborado pelo autor.

O comportamento mais recente de queda da resposta fiscal se alinhou aos dados apresentados anteriormente: menores superávits primários na presença de explosiva dívida bruta em porcentagem do PIB.

⁷ Conforme destaque anterior, o Modelo 1.2 mostrou-se, dentre as especificações que utilizaram o $IBCBR_t$, a com o menor critério de informação de Akaike (AIC).

⁸ A linearização foi feita com base na observação de maior valor da série: em out/2008 o valor observado foi 0,007429. A fórmula utilizada para a linearização foi $RF_t = \text{série extraída}_t / 0,007429$.

Para testar-se a hipótese de maior eficácia da política monetária em meio a um melhor ambiente fiscal foi estimada uma regra de reação para o Banco Central na forma

$$D(SELIC_REAL_t) = \beta_1 + \beta_2 D(SELIC_REAL_{t-1}) + \beta_3 RF_{t-1} + \beta_s N_{s_t} + \varepsilon_t, \quad s = 4, \dots, m \quad (18)$$

onde N_{s_t} é um conjunto de $m - 4$ variáveis que também influenciam o comportamento da variação na taxa real de juros⁹.

A Equação (18) na prática se trata de uma versão da Regra de Taylor. John B. Taylor (1993; 2000) identificou relação entre as variações das taxas de juros norte-americanas e as flutuações da inflação e do produto. De modo geral, um Banco Central possui preferências quanto a sensibilidade da taxa de juros ao nível de preços e ao produto, de forma que, por exemplo, variações positivas das duas últimas variáveis precisam ser respondidas pela autoridade monetária com variações também positivas do instrumento de política monetária. Bancos Centrais utilizam regras de reação com base no desenho original de Taylor para manter as taxas de inflação dentro das metas estabelecidas¹⁰.

Apesar de estar em termos reais e modificada por um componente fiscal, para maior aderência do exercício empírico à teoria econômica optou-se por utilizar o desvio do produto total da economia brasileira em relação ao produto potencial, i.e. o *gap* do produto, como variável explicativa da taxa real de juros; por não existir medida direta do produto potencial, foi preciso utilizar um filtro estatístico – o filtro Hodrick-Prescott (HP)¹¹ – para obter-se um valor de produto potencial e de ciclo.

O filtro HP é amplamente usado em estimações de hiato do produto no Brasil e na literatura internacional. O *gap* do produto, por definição de seu processo de construção via filtro HP, possui natureza estacionária. A utilização de uma amostra reduzida (janeiro de 2004 a janeiro de 2020) fez necessária a repetição dos testes de raiz unitária para as variáveis. Estes testes encontram-se no Apêndice D. A regra de reação foi estimada por GMM (Tabela 11).

⁹ Por estar em primeira diferença, por hipótese não seriam esperadas tendências na variável dependente, visto que no longo prazo, em tese, não existiriam variações na Selic real, estando a mesma em seu nível natural – o que poderia ser interpretado como a ausência de um intercepto na equação. No entanto, como trabalha-se com amostra limitada, foram utilizadas especificações com uma constante para captar-se eventuais vieses na taxa real de juros durante o período amostral.

¹⁰ Na ótica novo-keynesiana uma maior taxa de juros reduziria a demanda, diminuindo assim a inflação; autores como Cochrane (2011) e Leeper (2016) afirmam que essa é uma lógica “velho-keynesiana” e que a movimentação do Banco Central aumenta a inflação futura, gerando um novo equilíbrio.

¹¹ Hodrick e Prescott (1997) definem que uma série temporal é composta por um componente tendencial de longo prazo e por outro cíclico de curto prazo, o filtro proposto pelos autores permite a obtenção do componente tendencial, que representa aqui o produto potencial.

Tabela 11. Estimação do efeito da resposta fiscal em uma regra de reação monetária

| Variáveis explicativas | Estimação GMM: $D(SELIC_REAL)_t$ | | | |
|-------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|
| | Modelo 2.1 | Modelo 2.2 | Modelo 2.3 | Modelo 2.4 |
| c | 1,306* (0,731) [1,785] | 1,167*** (0,628) [2,664] | 1,847*** (0,757) [2,438] | 1,277* (0,715) [1,784] |
| $D(SELIC_REAL)_{t-1}$ | 0,766*** (0,086) [8,855] | 1,017*** (0,155) [6,529] | 0,843*** (0,064) [13,035] | 0,862*** (0,073) [11,788] |
| $D(E[IPCA]_{t-1})$ | 0,828*** (0,177) [4,671] | 1,227*** (0,276) [4,437] | 0,880*** (0,240) [3,652] | 1,136*** (0,239) [4,742] |
| $IBCBR_GAP_{t-1}$ | 0,028** (0,001) [2,006] | -0,017 (0,019) [-0,931] | | |
| $D(CAMBIO_REAL)_{t-2}$ | 0,001 (0,002) [0,055] | | 0,031 (0,056) [1,175] | |
| RF_{t-1} | -1,359*** (0,757) [-1,795] | -1,720*** (0,655) [-2,626] | -1,191*** (0,785) [-2,436] | -1,320* (0,746) [-1,768] |
| R ² ajustado | 0,381 | 0,342 | 0,373 | 0,346 |
| Estatística J (prob.) | 0,339 | 0,405 | 0,404 | 0,261 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: () para erros-padrão e [] para estatísticas-t. Instrumentos: constante, $D(SELIC_REAL)(-3$ a $-6)$, $D(E[IPCA])(-2$ a $-6)$, $IBCBR_GAP(-3$ a $-6)$, $D(CAMBIO_REAL)(-3$ a $-7)$, $RF(-2$ a $-6)$; * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%.

O coeficiente para a taxa real de juros defasada foi significativo em todas as especificações testadas, indicando a existência de componente inercial na variação da taxa real de juros. Em outros termos, a estimação captou um considerável comportamento gradualista do Banco Central do Brasil com seu instrumento de política monetária, com coeficientes entre 0,76 e 1,01 a 1% de significância estatística. A literatura para política monetária em regimes de metas para inflação indica a importância do gradualismo no funcionamento do regime, seja pela ancoragem de expectativas, pelo gradualismo em si ser um canal de controle inflacionário ou para evitar-se erros de intensidade da política monetária. Um elevado gradualismo pode indicar maior facilidade para ancorar expectativas e, dado o efeito sobre as decisões de consumo e poupança, suavizar o ambiente macroeconômico.

É interessante destacar o maior coeficiente relacionado às expectativas de inflação – significativo a 1% em todas as especificações – em comparação ao *gap* do produto, sugerindo maior sensibilidade às variações da inflação esperada na atuação da autoridade monetária. Isto evidencia o comportamento *forward-looking* do Banco Central no Brasil no período analisado

e alinha-se a resultados encontrados anteriormente por trabalhos como Minella et al. (2003) e Triches e Feijó (2017).

Em todas as especificações o coeficiente para a variável RF_t manteve-se negativo e significativo a 1% (exceção à última especificação, com 10%), com resultados entre -1,19 e -1,72, validando a hipótese central do trabalho: a elevação no índice de resposta fiscal, i.e. maior resposta por parte da autoridade fiscal em termos de superávits primários face a dívida pública/PIB, está relacionada a menores variações da taxa real de juros de curto prazo, sugerindo ganho de eficácia da política monetária.

O resultado mostra a importância de regras fiscais no contexto brasileiro, não só relativas aos gastos (como a regra do teto dos gastos públicos) mas especialmente às que dirigem-se à dívida ou ao resultado fiscal. O coeficiente negativo da resposta fiscal em todas as especificações da regra de reação do Banco Central sugere suavização das variações da taxa de juros real de curto prazo, o que pode ser interpretado como maior eficácia da política monetária diante de um contexto de consolidação fiscal. Do contrário, uma redução do índice de resposta fiscal vem acompanhada de maior variabilidade da taxa real de juros, denotando perda de eficácia e aumento de *incerteza monetária* no país. Este entendimento é reforçado por dois aspectos práticos do desenho fiscal brasileiro: (i) o alto engessamento do gasto público e (ii) o fraco desempenho das receitas nos últimos anos.

A contribuição do campo fiscal para maior efetividade do instrumento de política monetária necessariamente envolve os dois pontos elencados. O alto grau de engessamento naturalmente reduz a capacidade de resposta a choques na dívida, capacidade essa deteriorada na ausência de um nível ótimo de receitas. Impedir uma trajetória de dívida insustentável parece inevitavelmente passar pela diminuição de gastos obrigatórios do estado brasileiro. Esta situação é corroborada por análise da Instituição Fiscal Independente (IFI), vinculada ao Senado Federal do Brasil: em publicação de 2020 o órgão destacou que existiu relação entre o cumprimento das metas de resultado primário e a compressão do gasto discricionário¹².

Outro ponto de destaque no arcabouço fiscal brasileiro é a dinâmica das despesas. O crescimento dos gastos refletiu-se, ao longo dos anos, em uma maior necessidade de financiamento, e o modo como esse financiamento foi desenhado – por meio do perfil da dívida pública – influencia a atuação do Banco Central. A atual participação de títulos indexados à taxa Selic na dívida pública (41% em janeiro de 2020 segundo dados do Sistema Gerenciador

¹² A média de despesas correntes entre 2006-2010 foi 1,23%; a média entre 2015-2019 estava em 1,16%.

de Séries Temporais do BCB) permite que em um ambiente de juros baixos possa-se admitir temporariamente uma dívida pública em patamar elevado, visto que o financiamento é menos custoso. É preciso destacar o termo *temporariamente*: choques fiscais ou mesmo a percepção de insustentabilidade da dívida por parte dos agentes podem dar início a um processo explosivo de aumento de juros implícitos nos títulos públicos mais longos e, conseqüentemente, elevação da razão dívida/PIB – situação similar àquela apresentada por Blanchard (2005)¹³. Além disso, emitindo títulos de curto prazo, o BCB poderia tornar-se refém da rolagem da dívida em um curto horizonte. Como consequência, o Banco Central teria maior dificuldade para cumprimento de metas inflacionárias, estimulando uma maior variabilidade da taxa Selic em termos reais.

Entre 2014 e 2017, conforme o Gráfico 5, a resposta fiscal decresceu, período condizente com a elevação da dívida bruta do país. Em cenários de elevada dívida/PIB, expectativas crescentes de inflação e baixo crescimento do PIB, é provável que menores respostas fiscais, isto é, menores superávits/PIB – quando existentes – gerem complicações para a atuação da autoridade monetária (LUPORINI, 2015). O panorama é preocupante, dado que o último superávit primário do país foi registrado em 2013, o que, com base nas regras de reação monetária estimadas, indicaria deterioração de efetividade da autoridade monetária em controlar seu instrumento de política nos últimos sete anos. Na prática, para o caso brasileiro, a meta de resultado primário deixou de ser balizadora de expectativas acerca da sustentabilidade da dívida pública, função transferida momentaneamente às regras de gasto público.

Recorrendo a uma simples ilustração para a estimação do efeito da resposta fiscal: uma autoridade fiscal expansionista exigiria um perfil mais conservador da autoridade monetária para alcançar a estabilidade macroeconômica; no cenário descrito pelas estimações, as taxas de juros precisariam ser mais voláteis para que houvesse convergência da inflação para a meta pré-estabelecida. Apesar de alguns trabalhos citados em seções anteriores mostrarem contribuições monetárias para a inflação acima da meta a partir de 2011, o resultado encontrado na estimação indica que o mau desempenho da política monetária relacionou-se diretamente com o cenário fiscal na última década.

¹³ Blanchard realiza um estudo com dados para a economia brasileira entre 1995 e 2004, quando parcela relevante da dívida pública estava indexada ao câmbio, situação divergente da atual. No entanto, trabalhos recentes comprovam similar risco de dominância fiscal ao estilo sugerido por Blanchard: uma relação entre dívida pública, taxa de juros e prêmio de risco.

Mesmo que considere-se, por exemplo, a existência de uma regra fiscal contracíclica para a economia brasileira – como encontrada na primeira etapa da análise empírica –, reduções continuadas da resposta fiscal ainda teriam como efeito uma maior variabilidade do instrumento de política monetária. Dito de diferente forma, mesmo que não considere-se a vigência de dominância fiscal ou situação descrita na TFNP, uma piora na relação entre o superávit primário/PIB e a dívida pública/PIB ainda impactaria negativamente a atuação do Banco Central, restringindo sua flexibilidade para lidar com choques sobre a economia.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho avaliou a seguinte hipótese: uma autoridade monetária comprometida com a estabilidade de preços não é condição suficiente para garantir o controle inflacionário e o bem-estar econômico. Os desenvolvimentos recentes confirmam esta hipótese, assim como os resultados empíricos encontrados por este trabalho. Um determinante para a estabilidade macroeconômica seria então a política fiscal. Este trabalho contribuiu para a literatura relacionada à avaliação de política fiscal, ao encontrar uma relação inversa entre a ciclicidade dos superávits primários e a dinâmica da taxa real de juros no Brasil.

Utilizando dados mensais entre 2003 e 2020, o estudo encontrou evidências de que melhor resposta da autoridade fiscal a choques na razão dívida/PIB resulta em menor variabilidade da taxa real de juros no Brasil, o que pode ser compreendido como maior eficácia da política monetária. A resposta fiscal notadamente retraiu-se na ocorrência da crise do *subprime* e voltou a decrescer com a recessão econômica iniciada em 2014 no Brasil. A partir deste período foi possível observar a relação entre a deterioração fiscal do governo brasileiro e o não cumprimento de metas inflacionárias anunciadas. Um processo de consolidação fiscal poderia contribuir com a menor variabilidade dos juros reais, maior estabilidade macroeconômica e com o controle da inflação.

O resultado encontrado pode indicar uma lógica mais complexa que aquela clássica apresentada na equivalência ricardiana. O grau de resposta ao choque na dívida geraria perturbações no ambiente macroeconômico ao longo do tempo: a depender da resposta fiscal (assumindo que as autoridades sejam conscientes quanto a uma futura correção via orçamento público ou inflação), o desgaste da política monetária poderia acontecer mesmo na presença de resultados primários não-negativos.

O trabalho sugere a necessidade de reversão do processo de queda da reação fiscal iniciado após 2014, visando diminuir o custo de eventual desinflação futura. Como avanço para estudos posteriores, seria recomendado (i) utilizar em análise semelhante o prêmio de risco para títulos do governo brasileiro – a utilização do prêmio de risco soberano possibilita pensar em termos de fragilidade fiscal; (ii) utilizar diferentes definições de dívida e resultado nominal e testar subamostras; e (iii) analisar especificamente a participação de eventos de consolidação fiscal na dinâmica monetária do país, a exemplo da LRF e da Lei do teto de gastos.

REFERÊNCIAS

- ARORA, V.; CERISOLA, M. How does US monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets? **IMF Staff Paper**. n. 48. p. 474-498, 2001.
- BALBINO, C. E.; COLLA, E.; TELES, V. K. A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 2, p. 113-126, 2011.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. [s.d.].
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **SGS - Sistema Gerador de Séries Temporais**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>>.
- BARBOSA, F. H.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C. A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003/2015. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 4, p. 399-417, 2016.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. **Journal of Political Economy**. v. 91, n. 41, p. 589-610, 1983a.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 1, p. 101-121, 1983b.
- BHATTARAI, S.; LEE, J.; PARK, W. Monetary-Fiscal Policy Interactions and Indeterminacy in Postwar US Data. **American Economic Review**. v. 102, n. 3, p. 173-178, 2012.
- BLANCHARD, O.; COTTARELLI, C. Ten Commandments for Fiscal Adjustment in Advanced Economies. **Journal of Monetary Economics**. v. 12, n. 1, p. 101-121, 1983.
- BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. In: GIAVAZZI, F.; GOLDFAJN, I.; HERRERA, S. (Ed.). **Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003**. Cambridge: MIT Press, p. 49-80, 2005.
- BERGIN, P. R. Fiscal solvency and price level determination in a monetary union. **Journal of Monetary Economics**, v. 1, n. 45, p. 37-53, 2000.
- BOHN, H. The Behavior of US Public Debt and Deficits. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, 1998.
- BOHN, H. The Sustainability of Fiscal Policy in the United States. **CESifo Working Paper Series**, n. 1446, 2005.
- CALVO, G.; GUIDOTTI, P. Indexation and maturity of government bonds: an exploratory model. In: DORNBUSCH, R. e DRAGHI, M. (comps.). **Public Debt Management: Theory and History**. Cambridge, Cambridge University Press, 1990.
- CAMPOS E. L.; CYSNE R. P. A Time-Varying Fiscal Reaction Function for Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 49, n. 1, p. 5-38, 2019.

CAMPBELL, J.; PERRON, P. Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots. In: BLANCHARD, O. e FISCHER, S. (Ed.). **NBER Macroeconomics Annual 1991**. Cambridge, MIT Press, v. 6, p. 141-220, 1991.

CANZONERY, M.; CUMBY, R.; DIBA, B. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? **American Economic Review**, v. 91, n. 5, p. 1221-1238, 2015.

CHEN X.; LEEPER E.; LEITH C. US Monetary and Fiscal Policies - Conflict or Cooperation?. **SIRE Discussion Papers**, Scottish Institute for Research in Economics (SIRE), n. 2015-77, 2015.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 2, p. 1661-1707, 1999.

CLARIDA R.; GALÍ J.; GERTLER M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.

CRAGG, J. More efficient estimation in the presence of heteroskedasticity of unknown form. **Econometrica**, v. 51, n. 3, p. 751-763, 1983.

COCHRANE, J. H. A Frictionless View of U.S. Inflation. In: BERNANKE, B. S. e ROTEMBERG, J. J. (Ed.). **NBER Macroeconomics Annual 1998**. Cambridge: MIT Press, v. 13, p. 323-384, 1999.

COCHRANE, J. H. Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level. **Econometrica**, v. 69, n. 1, p. 69-116, 2001.

COCHRANE, J. H. Determinacy and Identification with Taylor Rules. **Journal of Political Economy**, v. 119, n. 3, p. 565-615, 2011.

DAVIG, T.; LEEPER, E. M. Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus. **European Economic Review**, v. 55, n. 2, p. 211-227, 2011.

DAVIG, T.; LEEPER, E. M. Fluctuating Macro Policies and the Fiscal Theory. **NBER Macroeconomics Annual 2006**, v. 21, 2006.

DE MELLO, L. estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. **Applied Economics**, v. 40, n. 3, p. 271-284, 2008.

DE MENDONÇA, H. F. Dívida pública e estabilidade de preços no período pós-real: explorando relações empíricas. **Estudos Econômicos**, v. 34, n. 2, p. 345-368, 2004.

DE MENDONÇA, H. F.; DA 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.

DE MENDONÇA, H. F.; DE GUIMARÃES E SOUZA, G. Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate. **Economic Modelling**, v. 26, n. 6, p. 1228-1238, 2009.

EUBANK, R. L. **A Kalman Filter Primer**. 1. ed. Chapman and Hall/CRC, 2006. 186 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

GHOSH A. R.; KIM J. I.; MENDOZA E. G.; OSTRY J. D.; QURESHI M. S. Fiscal Fatigue, Fiscal Space and Debt Sustainability in Advanced Economies. **The Economic Journal**, vol. 123, n. 566, p. F4-F30, 2013.

GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Confidence crises and public debt management. In: DORNBUSCH, R. e DRAGHI, M. (comps.). **Public Debt Management: Theory and History**. Cambridge, Cambridge University Press, 1990.

GREWAL, Mohinder S.; ANDREWS Angus P. **Kalman Filtering: Theory and Practice Using Matlab**. 3. ed. Hoboken: Wiley, 2008. 592 p.

HALL, A. R. Generalized Method of Moments. In: BALTAGI, B. R. (Ed.). **A Companion to Theoretical Econometrics**. Blackwell Publishing, 2003.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, 1982.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. 3. ed. Cambridge University Press, 2003. 554 p.

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

INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE. Considerações sobre o teto de gastos da União. **Comentários da IFI**, n. 9, 2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE [s.d.].

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEADATA. [s.d.].

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JOHNSTON, J. **Econometric Methods**. McGraw-Hill, 1984. 568 p.

KALMAN, R. E. A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. **Journal of Basic Engineering**, v. 82, n. 1, p. 35-45, 1960.

KALMAN, R. E.; BUCY R. S. New Results in Linear Filtering and Prediction Theory. **Journal of Basic Engineering**, v. 83, n. 1, p. 85-108, 1961.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. **Journal of Political Economic**. v. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**. v. 50, n. 6, p. 345-370, 1982.

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

LEEPER, E. M. Why Central Banks Should Care About Fiscal Rules. **Sveriges Riksbank Economic Review**, Stockholm, p. 109-125, 2016.

LEEPER, E. M.; LEITH, C. Understanding Inflation as a Joint Monetary–Fiscal Phenomenon. In: TAYLOR, J. B. e UHLIG H. (Ed.). **Handbook of Macroeconomics**, Elsevier Press, v. 2, p. 2305-2415, 2016.

LEEPER, E. M.; TRAUM, N.; WALKER, T. Clearing Up the Fiscal Multiplier Morass. **American Economic Review**, v. 107, n. 8, p. 2409-2454, 2017.

LOYO, E. Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyperinflation. Manuscript, Harvard University. 1999.

LUPORINI, V. Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. **Estudos Econômicos**, v. 45, n. 2, p. 437-458, 2015.

MAYBECK, Peter S. **Stochastic Models, Estimation, and Control**. vol. 1. New York: Academic Press, Inc, 1979. 640 p.

MARQUES JUNIOR, K. Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do Governo Lula. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 38, n. 1, p. 63-80, 2010.

MELLO, L. Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. **Applied Economics**, v. 40, n. 3, p. 271-284, 2008.

MENDOZA, E.; OSTRY, J. International evidence on fiscal solvency. **Journal of Monetary Economics**, v. 55, n. 6, p. 1081-1093, 2008.

MENDOZA, E.; OVIEDO, M. Public Debt, Fiscal Solvency and Macroeconomic Uncertainty in Latin America. **Economía Mexicana**, v. 18, n. 2, p. 133-173, 2008.

MISHKIN, F. S. **Monetary Policy Strategy**. The MIT Press, 2007. 568 p.

MISSALE, A.; GIAVAZZI F.; BENIGNO P. How is debt managed? Learning from fiscal stabilization. **Scandinavian Journal of Economics**, Oxford, v. 104, n. 3, 2002.

MONTES, G. C.; ASSUMPCÃO, A. C. de J. Uma Nota Sobre o Papel da Credibilidade da Política Monetária e Fiscal: Evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 4, p.497-515, 2014.

MONTES, G. C.; BASTOS, J. C. A. Metas de Inflação e Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 3, p. 391-415, 2011.

MONTES, G. C.; BASTOS, J. C. A. Economic policies, macroeconomic environment and entrepreneurs' expectations: Evidence from Brazil. **Journal of Economic Studies**. v. 40, n. 3, p. 334–354, 2013.

MONTES, G. C.; TIBERTO, B. P. Gestão da dívida pública, reputação fiscal e risco-país: Evidências empíricas para o Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 44, p. 343-374, 2015.

MOREIRA, A.; ROCHA, K. A política fiscal e as taxas de juros nos países emergentes, **Economia Aplicada**. v. 15, n. 3, p. 485–496, 2011

MOREIRA, R. R. Pro-cyclical fiscal policy in Brazil: long- and short-term relationships using cointegration and error correction model (2005-2015). **International Journal of Economic Policy in Emerging Economies**, v.10, n.2, p. 171 – 184, 2017.

MOREIRA, T. B. S.; CARVALHO JUNIOR, A. C. C. Interação entre políticas monetária, fiscal e cambial no Brasil: um enfoque sobre a consistência das políticas. **Revista Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 12, n. 1, p. 71-102, 2013.

OBSERVATÓRIO DE POLÍTICA FISCAL. Disponível em: <<https://observatorio-politica-fiscal.ibre.fgv.br/>>.

PIRES, M. C. C. Credibilidade na política fiscal: uma análise preliminar para o Brasil. **Economia aplicada**, v. 10, n. 3, p. 367-375, 2006.

PRESCOTT, E. C. Theory ahead of business cycle measurement. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. v. 10, n. 4, p. 9-22, 1986.

SARGENT, T.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Quarterly Review**. v. 5, n. 3, p. 1-19, 1981.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Disponível em: <<https://www.tesourotransparente.gov.br/>>.

SIGA BRASIL. Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/orcamento/sigabrasil/>>.

SIMS, C. A. A simple model for study 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. A Stepping on a rake: The role of fiscal policy in the inflation of the 1970s. **European Economic Review**. v. 55, n. 1, p. 48-56, 2011.

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

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.

TAYLOR, J. B. A Historical Analysis of Monetary Policy Rules. In: TAYLOR, J. B. (Ed.). **Monetary Policy Rules**, University of Chicago Press, p. 319-348, 1999.

TAYLOR, J. B. Reassessing discretionary fiscal policy. **Journal of Economic Perspectives**, v. 14, n. 3, p. 21-36, 2000.

TRAUM, N.; YANG, S. S. Monetary and fiscal policy interactions in the post-war U.S.. **European Economic Review**, v. 55, n. 1, p. 140-164, 2011.

WALSH, C. Optimal contracts for central bankers. **American Economic Review**. v. 85, n. 1, p. 150-167, 1995.

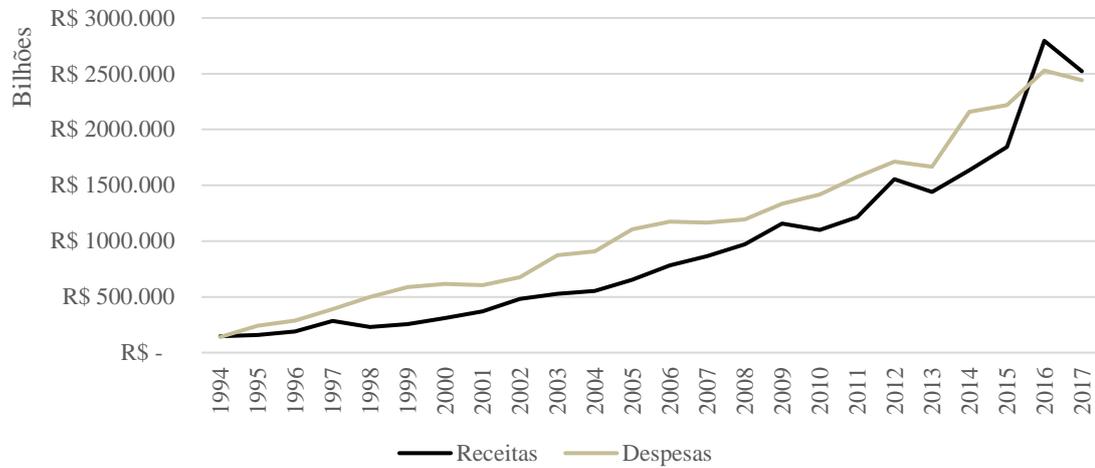
WOODFORD, M. Price level determinacy without control of a monetary aggregate. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 43, n. 1, p. 1-46, 1995.

WOODFORD, M. Control of the public debt: a requirement for price stability. **NBER Working Paper**, n. 5684, p. 1-39, 1996.

WOODFORD, M. Fiscal requirements for price stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, n. 3, p. 669-728, 2001.

APÊNDICE A – RECEITAS E DESPESAS ORÇAMENTÁRIAS DA UNIÃO

Evolução das receitas e despesas orçamentárias da União entre 1994 e 2017



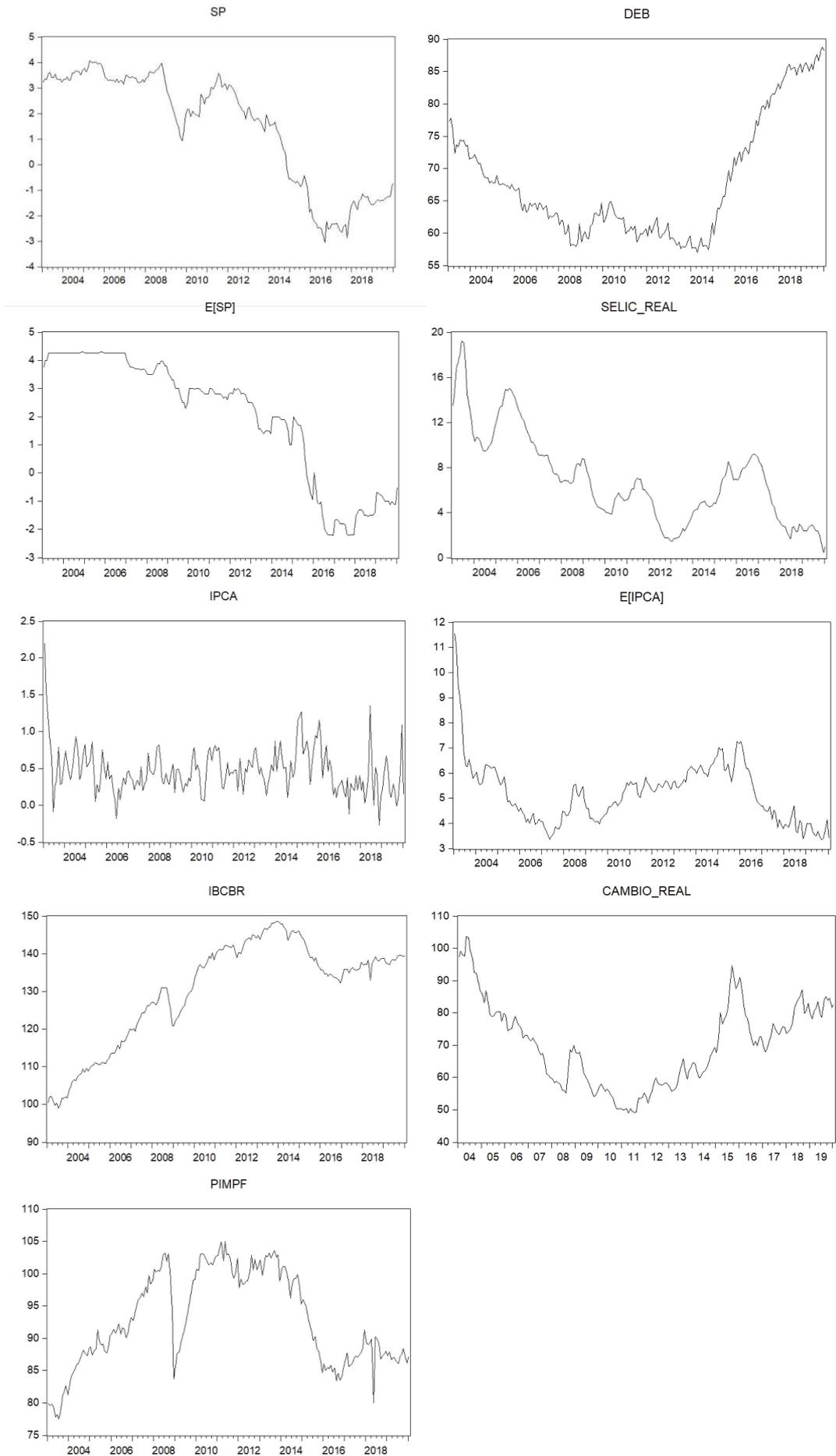
Fonte: Elaborado pelo autor. Dados obtidos na Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Evolução das despesas contingenciáveis da União entre 2006 e 2018

| Ano | Total (% do PIB) |
|------|------------------|
| 2006 | 1,72 |
| 2007 | 1,73 |
| 2008 | 1,84 |
| 2009 | 2,20 |
| 2010 | 2,43 |
| 2011 | 2,14 |
| 2012 | 2,25 |
| 2013 | 2,25 |
| 2014 | 2,45 |
| 2015 | 1,99 |
| 2016 | 2,24 |
| 2017 | 1,79 |

Fonte: Elaborado pelo autor com base no Observatório de Política Fiscal do IBRE/FGV. Dados obtidos no SGS e SIGA Brasil.

APÊNDICE B – EVOLUÇÃO DAS VARIÁVEIS



APÊNDICE C - IDENTIFICAÇÃO DO LAG ÓTIMO PARA O VAR IRRESTRITO

| Lag | AIC | SIC | HQ |
|------------|------------|------------|-----------|
| 0 | 17,224 | 17,358 | 17,278 |
| 1 | 5,275 | 5,675* | 5,437* |
| 2 | 5,179 | 5,846 | 5,449 |
| 3 | 5,151* | 6,085 | 5,529 |
| 4 | 5,242 | 6,442 | 5,728 |
| 5 | 5,322 | 6,788 | 5,915 |
| 6 | 5,213 | 6,946 | 5,914 |
| 7 | 5,171 | 7,171 | 5,981 |
| 8 | 5,242 | 7,509 | 6,160 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica o *lag* ótimo de acordo com o critério de informação

APÊNDICE D – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Testes de raiz unitária, segunda etapa da análise empírica – variáveis em nível¹⁴

| VARIÁVEIS | ADF | PP | KPSS |
|--------------------------------|-----------|-----------|----------|
| <i>SELIC_REAL_t</i> | -2,596 | -1,498 | 0,193** |
| <i>E[IPCA]_t</i> | -1,039 | -0,984 | 0,206 |
| <i>IBCBR_GAP_t</i> | -4,162*** | -3,872*** | 0,035 |
| <i>CAMBIO_REAL_t</i> | -2,290 | -2,128 | 0,369* |
| <i>RF_t</i> | -3,348** | -3,217** | 0,322*** |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes de raiz unitária, segunda etapa da análise empírica – variáveis em primeira diferença

| VARIÁVEIS | ADF | PP | KPSS |
|-----------------------------------|------------|------------|-------|
| <i>D(SELIC_REAL_t)</i> | -5,504*** | -8,084*** | 0,058 |
| <i>D(E[IPCA]_t)</i> | -11,283*** | -12,263*** | 0,108 |
| <i>D(CAMBIO_REAL_t)</i> | -5,322*** | -11,294*** | 0,075 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

¹⁴ Para os testes ADF e PP: (***) rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula ao nível de 10%; para o teste KPSS: (***) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 1%, (**) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 5%, (*) rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 10%.