

Cadernos de Finanças Públicas

Sumário

<u>Dívida Pública e Crescimento Economico no Brasil.....</u>	<u>2</u>
<u>Gastos Tributários e Crescimento Economico no Brasil entre 2004 e 2015</u>	<u>45</u>
<u>Impactos do Novo Regime Fiscal Sobre o Superior Tribunal de Justiça.....</u>	<u>79</u>
<u>O Impacto da Pandemia no Modo de Trabalho no Setor Público e Privado</u>	<u>114</u>
<u>Interação de Políticas Econômicas e Estímulos Fiscais no Brasil</u>	<u>135</u>
<u>Alterações Tributaria, Impacto fiscal e Crescimento</u>	<u>190</u>

DÍVIDA PÚBLICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL*Agatha Silva[†]António Afonso^{**}Sérgio Ricardo de Brito Gadelha^{††}**RESUMO**

Neste estudo fornecemos novas evidências sobre a relação entre a dívida pública e o crescimento econômico no Brasil. Foram aplicados testes de causalidade de Granger, em análises multivariadas e bivariadas usando Vetor de Correção de Erros (VEC) e modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL). Utilizaram-se dados mensais entre janeiro de 1998 a novembro de 2019. Considerou-se a interação entre outras variáveis como juros, inflação, câmbio, Índice de *Emerging Market Bond Index Plus* (Embi +) e superávit primário. As conclusões são: Dívida e crescimento do PIB têm uma relação de causalidade de Granger bidirecional. A dívida pode melhorar o crescimento no curto prazo e se tornar prejudicial no longo prazo. A taxa de crescimento do PIB sempre reduz a dívida, tanto no curto quanto no longo prazo. A dinâmica entre dívida e crescimento no longo prazo é influenciada pela interação com a taxa de inflação, a taxa de câmbio e *Embi+*.

PALAVRAS CHAVE: causalidade de Granger; VEC; ARDL; dívida do governo; crescimento econômico.

* Os autores agradecem o suporte financeiro da FCT – Fundação para Ciência e Tecnologia (Portugal), financiamento nacional através de bolsa de pesquisa UIDB/05069/2020. As opiniões expressas neste estudo são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a visão e o posicionamento da Secretaria do Tesouro Nacional, do Ministério da Economia ou qualquer de seus empregadores. Quaisquer erros remanescentes ou omissões no presente estudo são de exclusiva responsabilidade dos autores.

[†] STN, Secretaria do Tesouro Nacional - Esplanada dos Ministérios, Bloco P (Ministério da Economia), 2º andar - Centro Cívico - Brasília - DF - CEP: 70048-900 Brasil. E-mail: agatha.silva@tesouro.gov.br.

^{**} ISEG, Universidade de Lisboa; REM/UECE. Rua Miguel Lupi 20, 1249-078 Lisboa, Portugal. E-mail: aafonso@iseg.ulisboa.pt.

^{††} Pesquisador Colaborador Pleno – Universidade de Brasília. Professor do Mestrado Profissional de Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento no Instituto Brasiliense de Direito Público. E-mail: srbgadelha@unb.br

ABSTRACT

In this study we provide new evidence about the relationship between public debt and economic growth in Brazil. Granger's causality tests were applied in multivariate and bivariate analysis using the Error Correction Vector (VEC) and Distributed Lag Auto-regressive models (ARDL). Monthly data from January 1998 to November 2019 were used. The interaction between other variables such as interest rate, inflation rate, exchange rate, Emerging Market Bond Index Plus (Embi +) and primary surplus were also considered. The conclusions are: Debt Ratio and GDP growth rate have a bidirectional Granger causality relationship. Debt can improve growth in the short term and become detrimental in the long run. In addition, the GDP growth rate always reduces debt, both in the short and long term. The dynamics between debt and growth in the long run is influenced by the interaction with the inflation rate, the exchange rate and Embi +.

KEY WORDS: Granger causality; VEC; ARDL; government debt; economic growth.

CÓDIGO JEL: C32; C22; H63.

1. INTRODUÇÃO

O crescente endividamento dos governos em todo o mundo se tornou um problema desde a Crise Econômico-Financeira Internacional de 2008-2009, aumentando as preocupações relativas à vulnerabilidade dos países. Com o objetivo de endereçar esse problema, muitos pesquisadores e formuladores de políticas argumentam que os governos deveriam implementar medidas econômicas voltadas às consolidações fiscais para diminuir a dívida pública, explicando que isso resultaria em crescimento econômico. Todavia, outros especialistas defendem que as consolidações fiscais poderiam resultar em aumento da relação dívida/PIB, e que a redução do tamanho dos governos viria com custos para a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB).

O Brasil, como muitos outros países, enfrenta um aumento da dívida pública, uma vez que entre 1998 e 2020 a Dívida Bruta do Governo Geral cresceu de 40% do PIB para 89%. Além disso, a recessão econômica piorou o problema, em 2019 o PIB real cresceu apenas 1,1% e em 2020 se espera uma forte queda. Durante o período em análise (janeiro de 1998 até novembro de 2019) o governo brasileiro teve cinco presidentes e oscilou entre momentos de expansões e consolidações fiscais. Além disso, Brasil enfrentou hiperinflações no passado, o que faz com

que o Banco Central seja bastante conservador em relação à taxa de juros, e isso indiretamente implica em maiores custos para a dívida, pelo crescimento do serviço da dívida.

Desde 1998, depois do Plano Real, o Brasil passou a seguir um regime de metas de inflação, combinado com o regime de taxa de câmbio flutuante e meta de resultado primário. Sendo assim, variáveis macroeconômicas como a taxa de juros, taxa de inflação, taxa de câmbio e resultado primário devem ser correlacionadas com o padrão seguido pela taxa de crescimento e pela relação dívida/PIB.

Em dezembro de 2016, o Congresso brasileiro aprovou uma Emenda Constitucional de Teto dos Gastos¹, a qual instituiu o Novo Regime Fiscal, e desde então o governo tem tentado implementar medidas de austeridade visando a consolidação fiscal e o controle da trajetória da dívida pública, mesmo durante a recessão. Entretanto, não tem encontrado sucesso em reduzir a dívida, além disso não está sendo capaz de superar a recessão. A falta de consenso sobre as implicações da dívida pública prejudica a tomada de decisão. A atual situação nos traz seguinte a questão: “Qual a relação entre dívida pública e crescimento econômico no Brasil?”

Por um lado, a dívida pública pode afetar de forma adversa o progresso econômico por meio de diversos canais, por exemplo, elevadas taxas de juros de longo prazo, elevada tributação, maior incerteza, vulnerabilidade a crises etc., especialmente quando seu nível excede determinado limiar (*threshold*). Por outro lado, um menor nível de dívida pública permite a política fiscal desempenhar um papel mais estabilizador durante as crises econômicas e amortece, ou pelo menos não exacerba, os ciclos econômicos.

Esse estudo tem o objetivo geral de investigar empiricamente a relação entre crescimento econômico e dívida pública no Brasil no período posterior ao Plano Real. A análise também vai incluir outras variáveis que estão relacionadas com a dívida pública e o crescimento econômico. Como objetivos específicos, nesse estudo a avaliação será feita com um Vetor Autorregressivo (VAR), bem como um modelo Autorregressivo e de Defasagens Distribuídas (ARDL), aplicando-se testes de causalidade de Granger. A frequência dos dados é mensal, e inclui o período de janeiro de 1998 até novembro de 2019.

Considerando que, sobre essa relação, há poucos trabalhos empíricos aplicados ao Brasil, esse estudo contribui para a literatura ao fornecer resultados empíricos usando dados brasileiros.

¹ Emenda Constitucional n° 95, de 15/12/2016.

Além disso, não é de nosso conhecimento nenhum outro estudo que tenha analisado as interações entre a dívida e o crescimento econômico considerando suas interrelações com outras variáveis aqui utilizadas.

Os resultados mais relevantes desse estudo estão resumidos a seguir: a relação dívida/PIB e o crescimento do PIB apresentam uma relação de causalidade de Granger bidirecional. A dívida pública pode ser benéfica para o crescimento econômico no curto prazo e se tornar lesiva no longo prazo. Ademais, o crescimento econômico sempre atua para reduzir a relação dívida/PIB, tanto no curto quanto no longo prazo. A dinâmica entre a dívida e o crescimento econômico no longo prazo é influenciada pela taxa de inflação, taxa de câmbio e pelo *Emerging Market Bond Index Plus (Embi+)*, essas variáveis são positivamente Granger causadas por mudanças na relação dívida/PIB e negativamente Granger causam a taxa de crescimento do PIB; esta última negativamente Granger causa *Embi+*, que por sua vez, positivamente Granger causa a dívida. Sendo assim, o impacto negativo da dívida no crescimento também se dá de forma indireta, através de mudanças na taxa de inflação, taxa de câmbio e *Embi+*; enquanto a redução da relação dívida/PIB provocada pela taxa de crescimento do PIB também ocorre de forma indireta, pela redução de *Embi+*.

A parte restante desse estudo está estruturada conforme segue: sessão dois estuda a literatura relacionada ao tópico, sessão três apresenta a metodologia, sessão quatro apresenta os dados e a análise empírica, e sessão cinco conclui.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A literatura que estuda a relação entre dívida pública e crescimento econômico é bem desenvolvida, apesar da falta de estudos empíricos associados ao Brasil. Além disso, é necessário considerar que resultados empíricos têm conclusões ambíguas, que se dividem entre as que concluem que a dívida melhora o crescimento, e assim provoca redução da relação dívida/PIB, ou as que advogam que a dívida prejudica o crescimento. Essas diferentes conclusões fortalecem a ideia de que os resultados são específicos para cada tempo e país.

A seguir, a literatura empírica está dividida em três diferentes perspectivas. Primeiro, estudos internacionais que usam causalidade de Granger, seguida por estudos internacionais que usam metodologias diferentes. Por último, estudos aplicados ao Brasil.

2.1. Estudos Empíricos Internacionais que usam causalidade de Granger

Afonso e Jalles (2014) estudaram a causalidade bidirecional entre gastos do governo, receitas do governo e crescimento econômico. Eles construíram diferentes modelos aplicando estimadores em Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Método Generalizado dos Momentos (MGM) e testes de causalidade de Granger para cento e cinquenta e cinco países desenvolvidos e subdesenvolvidos, para o período de 1970 a 2010. Eles encontraram fracas evidências de causalidade do PIB per capita para as despesas do governo. Entretanto, encontraram fortes evidências que suportam a causalidade reversa, no curto e no longo prazo. Eles também aplicaram a mesma metodologia apenas para a sub amostra de países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e encontraram fortes evidências de causalidade de Granger dos gastos do governo para o PIB no curto prazo, apesar de não terem encontrado efeitos significantes no longo prazo. A relação reversa permaneceu para a sub amostra de países da OCDE, no curto e no longo prazo.²

Adicionalmente, Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2015) também utilizaram a causalidade de Granger para onze países da União Europeia durante 1980 e 2013, analisando a relação bidirecional entre dívida e crescimento, o estudo considerou heterogeneidade entre os países pela inclusão de países centrais e periféricos. Antes de permitir quebras endógenas eles encontraram evidências de uma relação positiva do efeito de mudanças da dívida no crescimento e vice-versa. Depois de permitir quebras eles encontraram um “*diabolic loop*”³ entre baixo crescimento e alto endividamento para Espanha, Bélgica, Grécia, Itália e Holanda. Entretanto, eles encontraram uma relação positiva da dívida para o crescimento para Áustria, Finlândia e França. Esse resultado de alguma forma explica o porquê de estudos empíricos não serem sempre claros e algumas vezes apresentarem resultados ambíguos, dependendo do período de análise e do país considerado. De acordo com os autores, a causalidade deve ser examinada de uma forma dinâmica, e específica para cada país.

² Ver Afonso e Alves (2016) para uma análise complementar sobre a possibilidade da Lei de Wagner em países Europeus.

³ O “ciclo diabólico” ou o nexo entre o risco soberano e o risco de crédito bancário foi uma das características da crise do euro, principalmente na Espanha, Grécia, Irlanda, Itália e Portugal. A deterioração da qualidade do crédito soberano reduziu o valor de mercado de participação dos bancos na dívida pública o que, por sua vez, reduziu a percepção de solvência dos bancos e reduziu os empréstimos. Por outro lado, a crise inicial no sector bancário, decorrente dos problemas de carteira, obrigou os governos a fazer o *bailout* dos sector bancário. Também a crise do crédito gerou uma redução da receita fiscal, contribuindo assim para o enfraquecimento da solvência dos governos (Brunnermeier *et al.* 2016).

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-234, jan. 2021

Lai, Trang, e Kuo (2015) exploraram a relação causal entre dívida do governo, PIB e inflação na França com dados anuais entre 1980 e 2010. Depois de aplicar testes de raiz unitária, eles concluíram que não existe cointegração entre as variáveis no longo prazo. Então, implementaram modelos VAR e testes de causalidade de Granger para verificar se existia relação no curto prazo. Eles encontraram uma relação unidirecional da dívida para o PIB e da inflação para o PIB e uma relação bidirecional entre inflação e dívida.

Butts (2009) estudou a relação entre crescimento econômico e dívida externa de curto prazo em vinte e sete países latino-americanos e caribenhos, usando dados de 1970 a 2003. Ele concluiu pela existência de causalidade de Granger do crescimento econômico para dívida externa de curto prazo em treze países.

2.2. Estudos Empíricos Internacionais que usam outras metodologias

Afonso e Jalles (2013) estudaram o efeito da relação dívida/PIB na taxa de crescimento usando dados em painel para cento e cinquenta e cinco países, durante o período de 1970 e 2008. Eles concluíram que a dívida do governo tem um efeito negativo no crescimento. Além disso, eles concluíram que quanto maior a média da maturidade da dívida maior a taxa de crescimento em países da OCDE. Eles também encontraram um limite da dívida de 59% do PIB para países avançados europeus e de 79% para países emergentes

Adicionalmente, Afonso e Alves (2015) também usaram dados em painel para analisar o efeito da dívida do governo no PIB per capita de quatorze países europeus, durante 1970-2012. Eles concluíram que a dívida tem um efeito negativo no crescimento, tanto no curto como no longo prazo. Além disso, o serviço da dívida tem um efeito negativo mais intenso na performance econômica, eles encontraram um limite de endividamento próximo a 75% do PIB.

Cherif e Hasanov (2018) utilizando modelo VAR com feedback da dívida, analisaram o impacto macroeconômico de choques da dívida pública dos Estados Unidos, com dados entre 1947 e 2015. Eles concluíram que choques de austeridade podem fazer a dívida diminuir ao custo de baixo crescimento, além disso, a dívida converge para o seu caminho anterior ao choque, sugerindo que a medida de austeridade é auto destrutiva. Por outro lado, choques de crescimento podem reduzir a dívida substancialmente, sem o sofrimento associado à austeridade.

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-234, jan. 2021

Com foco na relação em forma de U invertido entre a dívida e o crescimento, Reinhart e Rogoff (2010), usaram um banco de dados de duzentos anos para quarenta e quatro países e encontraram um limite de endividamento público de 90%, esse valor é o mesmo para países avançados e emergentes.

Entretanto, Égert (2015) analisou uma variação do banco de dados de Reinhart e Rogoff (2010), ele usou modelos de limite não-linear e concluiu que a relação negativa não linear não pôde ser confirmada, além disso, ela muda de acordo com os conjuntos de países e especificações do modelo.

2.3. Estudos Aplicados no Brasil

Gadelha (2011) investigou a relação entre PIB, gastos do governo, receitas do governo e dívida pública. Ele aplicou testes de causalidade de Granger em modelos bivariados e multivariados, usando dados entre janeiro de 1997 e junho de 2009. Resultados indicaram causalidade bidirecional entre receitas e despesas do governo, concluindo por uma sincronização fiscal no Brasil.

Rodrigues e Teixeira (2013) analisaram a relação entre gastos públicos e dívida usando a causalidade de Granger, durante o período de 1950 e 2000. Eles concluíram que o gasto público não Granger causa o crescimento, mas foram uma consequência do crescimento econômico, dando suporte para a Lei de Wagner.

Gadelha e Divino (2008) investigaram se há dominância fiscal ou monetária⁴ no Brasil. Eles aplicaram modelos de causalidade de Granger bivariada e multivariada, com dados mensais entre janeiro de 1995 e dezembro de 2005. As variáveis analisadas foram taxa de juros, relação dívida/PIB, resultado primário em percentual do PIB, taxa de câmbio real e prêmio de risco. Eles concluíram que o Brasil se encontrava em um regime de dominância monetária, além disso a taxa de juros e o resultado primário unidirecionalmente Granger causaram a relação dívida/PIB.

Os estudos aplicados ao Brasil não focaram na relação entre dívida e crescimento econômico, a maioria deles enfatizou a relação entre gastos e receitas do governo com

⁴ Em uma situação de dominância monetária, a autoridade fiscal gera resultados primários que são suficientes para manter a relação dívida/PIB estável, assim a autoridade monetária pode exercer o seu papel. Por outro lado, em uma situação de dominância fiscal, a autoridade monetária precisa permitir que os preços se ajustem para garantir que o valor futuro da dívida do governo é igual ao valor real atual dos resultados primários futuros. Ver Afonso (2008).

crescimento. Assim sendo, esse estudo se diferencia do restante da literatura aplicada ao Brasil por analisar a relação entre dívida pública e PIB. Além disso, com o objetivo de encontrar uma relação mais completa foram incluídas as variáveis utilizadas por Gadelha e Divino (2008), que são taxa de juros, inflação resultado primário e *Embi+*, uma vez que essas variáveis também são relevantes para as mudanças na dívida pública e no crescimento econômico.

3. DESCRIÇÃO DOS DADOS

O banco de dados foi construído com diversas séries históricas: Dívida Bruta do Governo Geral⁵ (% PIB), que é chamada de dívida por simplificação no decorrer do texto, é representada por *D*; PIB⁶ (taxa de crescimento) representado por *Y* e chamado de crescimento no decorrer do texto; taxa de juros Selic⁷, denotada por *I*; taxa de câmbio nominal⁸ em cotação direta (R\$/US\$) denotada por *E*; *R* representa a taxa de inflação⁹ (variação %); *S* representa o resultado primário¹⁰ (% PIB); e *Embi+*¹¹. O estudo das séries usa dados mensais, começando em janeiro de 1998 e terminando em novembro de 2019.

O tratamento dos dados iniciou com o tratamento de um *outlier* presente na série de resultado primário em setembro de 2010, foram excluídos valores que representavam receitas e despesas atípicas, totalizando uma eliminação de 31,9 bilhões do resultado primário do referido período¹².

Em seguida, as séries de PIB e dívida, que apresentaram algum componente sazonal, foram dessazonalizadas pela metodologia Census X-13. Então, as séries dessazonalizadas juntamente com a série de resultado primário foram convertidas em termos reais, deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), considerando-se janeiro de 1998 como data base. As

⁵ Fonte: BCB, série 4502. Disponível em:

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/consultarValoresSeries.do?method=consultarValores>.

⁶ Fonte: BCB, série 4380. Disponível em:

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/consultarValoresSeries.do?method=consultarValores>.

⁷ *Overnight* Selic. Fonte: BCB. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>.

⁸ Taxa de câmbio - R\$/ US\$ - comercial - compra - média. Fonte: BCB. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

⁹ Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), dados produzidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

¹⁰ Fonte dos dados: Secretaria do Tesouro Nacional. Disponível em:

<http://www.tesourotransparente.gov.br/ckan/dataset/resultado-do-tesouro-nacional>.

¹¹ Informação produzida pelo JP Morgan, é utilizado como uma proxy para risco. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

¹² No tocante às despesas R\$ 42,9 bilhões relativos a operações de capitalização da Petrobrás foram excluídos e no lado das receitas R\$ 74,8 bilhões referentes a títulos de cessão onerosa de exploração de petróleo pela Petrobrás também foram excluídos. Seguimos o mesmo tratamento realizado por Gadelha and Divino (2013).

séries foram convertidas em valores anuais, considerando-se a soma do mês de referência aos onze anteriores para que os dados pudessem ser analisados na mesma base que a dívida pública, que é uma variável de estoque. Por último, os valores foram convertidos em percentuais do PIB.

4. METODOLOGIA

4.1. Teste e Raiz Unitária

O teste de raiz unitária Dickey Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) são os mais utilizados, entretanto eles podem apresentar problemas relacionados ao poder e ao tamanho em amostras finitas. Além disso, Maddala e Kim (2004) explicam que mudanças estruturais podem afetar a inferência nos testes de raiz e na cointegração, sendo importante permitir a possibilidade de quebras no estágio da estimação. Por isso, o estudo de estacionariedade aqui aplicado segue uma nova geração de testes que tratam desses problemas. Primeiro, aplica-se o teste de Dickey-Fuller Modificado (ADF^{GLS}) sugerido por Elliot, Rothenberg, e Stock (1996), depois o teste de Phillips-Perron (MZ_{α}^{GLS}) sugerido por Ng e Perron (2001).

Elliot, Rothenberg, e Stock (1996) propõem o uso de estimadores de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), no lugar de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), para expurgar o termo determinístico apresentado na regressão, uma vez que MQO são ineficientes na presença de heterocedasticidade. Além disso, Ng e Perron (2001) explicam que distorções de tamanho na presença de médias móveis negativas, relacionadas com *outliers*, implicam em incorreta seleção de defasagens pelos critérios Akaike (AIC) e Schwarz (SIC). Eles também propõem o uso de estimadores MQG no lugar de MQO, no teste tradicional de PP. Assim, neste estudo aplicam-se os dois testes, utilizando o teste de Akaike modificado para a seleção das defasagens.

Entretanto, considerando as mudanças econômicas durante o período, faz-se necessário considerar as quebras estruturais. Uma vez que os testes modificados ADF^{GLS} e MZ_{α}^{GLS} ainda tem baixo poder na presença de quebras. Por isso, aplicam-se mais dois testes com quebras endógenas. O primeiro é o proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), daqui em diante referenciado como SL. O teste SL considera que a mudança pode ocorrer durante um período de tempo, e utilizando uma função de mudança de nível ($f(\theta)'\gamma$) é possível obter uma função de transição gradual, que é adicionada ao termo determinístico. O modelo geral é expresso na seguinte equação:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f(\theta)'\gamma + v_t \quad (1)$$

Onde y_t é a série de dados, μ_0 é o intercepto, μ_1 é o coeficiente de tendência determinística; θ e γ são parâmetros desconhecidos, v_t são resíduos gerados por um processo autorregressivo, que deve conter raiz unitária. Existem três possíveis funções de mudança $f(\theta) \gamma$: *dummy* de mudança, mudança exponencial e mudança racional. Nesse estudo utilizou-se a mudança racional, que representa uma mudança na função de defasagem do operador, aplicada a uma *dummy* de mudança. No último teste, os termos determinísticos são estimados por MQG, em seguida eles são subtraídos da série original, gerando uma nova série. Então o teste ADF é aplicado nas séries ajustadas. Valores críticos são tabulados por Lanne, Lütkepohl, e Saikkonen (2002).

O segundo teste implementado é o proposto por Vogelsang e Perron (1998), daqui em diante referenciado como VP, que também permite quebras endógenas por um *outlier* de inovação, VP assim como SL assume que as quebras ocorrem de forma gradual. Dois modelos são usados para verificar a hipótese de estacionariedade: quebra no intercepto, quebra no intercepto e na tendência, ambas em nível e em primeira diferença. O modelo geral é expresso na forma da seguinte equação:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 t + \beta_1 D_l + \beta_2 D_p + \beta_3 D_t + \sum_{i=1}^j \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde y_t é a série de dados, μ_0 o intercepto, μ_2 o coeficiente de tendência determinística; β_1 , β_2 e β_3 são parâmetros de quebra a serem estimados; D_l , D_p e D_t são variáveis *dummies* para a quebra no intercepto, quebra no nível e quebra na tendência, respectivamente; ρ_t e μ_1 são parâmetros desconhecidos, Δ é o operador de primeira diferença, j é a melhor defasagem selecionada pelo critério de informação Akaike; e ε_t são inovações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d).

4.2. Equações de Crescimento

A primeira especificação que utilizou-se para compreender a interação entre as variáveis é uma estimação da relação linear entre D e Y , que segue Afonso e Alves (2015) e Afonso e Jalles (2013), usando variáveis diferentes das por eles utilizadas no vetor X_t^j , conforme segue:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_t^j + \beta_2 D_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (3)$$

onde Y_t representa a taxa de crescimento do PIB; D_t é a relação dívida/PIB, e ε_t é o termo de erro. α , β_1 e β_2 são parâmetros desconhecidos a serem estimados. O vetor X_t^j inclui variáveis que podem impactar na relação entre a dívida e o crescimento, que estão descritas na Sessão 3.

Em seguida, a inclusão de D_t^2 na equação (3), permite que se verifique se há uma relação não-linear. Então, na equação (4), se β_2 é positivo e β_3 é negativo, há suporte para a relação de U invertido, o que significa que é possível verificar se a dívida tem um efeito positivo sobre o crescimento até um determinado limite.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_t^j + \beta_2 D_t + \beta_3 D_t^2 + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (4)$$

onde D_t^2 é a relação dívida/PIB ao quadrado, β_3 é um parâmetro desconhecido a ser estimado.

4.3. Causalidade Multivariada

Para investigar a causalidade entre as variáveis, estimou-se um modelo VAR, seguindo Gadelha (2011) e Gadelha e Divino (2008). O modelo VAR considera todas as variáveis como endógenas, o que é uma característica comum em séries econômicas, no sentido de que cada variável pode influenciar e ser influenciada pelo comportamento de outras variáveis. O VAR na sua forma reduzida é representado por:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \xi_t \quad (5)$$

onde X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é o vetor de interceptos, A_i é a matriz de coeficientes, e ξ_t é um vetor de resíduos não autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção das defasagens é feita pelos testes usuais, selecionando-se aquele que é considerado o melhor para a maioria dos resultados apontados pelos critérios dos testes.

Se as séries não são estacionárias é necessário realizar testes de cointegração para examinar se há um equilíbrio de longo prazo entre elas. Esse estudo vai realizar testes de cointegração seguindo os procedimentos de Johansen e Juselius (1990), Johansen (2002) e Johansen, Mosconi, e Nielsen (2000). A equação de teste é definida conforme segue:

$$\Delta X_t = \mu + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde X_t é um vetor coluna, μ é um vetor de constantes, π e π_i representam uma matriz de coeficientes, p é a ordem de defasagens, e ε_t é o resíduo não autocorrelacionado e

homocedástico. A matriz π é a matriz de cointegração, que representa a informação de longo prazo sobre as variáveis. O número de valores de π que são estatisticamente diferente de zero representa o número de equações de cointegração. Johansen propôs o uso de duas estatísticas para testar a cointegração:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n (1 - \widehat{\lambda}_i) \quad (7)$$

$$\lambda_{trace}(r, r+1) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (8)$$

Onde $\widehat{\lambda}$ são os valores estimados da matriz π , e T é o número de observações. O teste segue um procedimento recursivo, onde a hipótese nula é a de que existe, pelo menos r vetores de cointegração.

Engle e Granger (1987) explicam que se há cointegração entre as séries, deve existir uma relação de longo prazo entre elas. Cointegração implica que os desvios do equilíbrio são estacionários, com variância finita. Se é esse o caso, deve-se estimar um VEC usando uma combinação linear das séries corrigida pelo vetor de cointegração. O VEC é representado como segue:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde p é o número de defasagens selecionadas no VAR. $\Pi = \alpha\beta'$, onde β é uma matriz ($p \times r$), cujas colunas contém os vetores de cointegração, α é uma matriz ($p \times r$) com os coeficientes de ajustamento. A combinação linear de $\beta'X_{t-1}$ representa os r números de equações de cointegração.

Além disso, serão geradas as funções de impulso-resposta, as quais permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema, em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Dessa forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma

unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (Enders, 2005, cap.5) As funções de impulso-resposta mostram os efeitos de longo prazo das séries temporais, quando há um determinado choque exógeno em alguma das variáveis do modelo. De maneira específica, a técnica da função impulso-resposta é um procedimento que permite traçar os efeitos do desvio-padrão de um choque relativo a uma inovação nos valores presentes e futuros das variáveis endógenas. Esse fato é transmitido por uma estrutura dinâmica de um vetor autorregressivo.

Com o objetivo de superar a crítica ao ordenamento de Cholesky na modelagem multivariada, a função de impulso-resposta generalizada (FIRG) é utilizada. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR. Conforme apontado por Lutkenpohl (1991), o método convencional para a análise da função de impulso-resposta aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, por conseguinte, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no modelo VAR estimado. Koop, Pesaran e Potter (1996), e Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função de impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (Ewing, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

Se as inovações ocorridas no sistema podem ser identificadas, outra ferramenta pode ser utilizada para interpretar modelos VAR. É possível, nesse caso, fazermos a decomposição da variância do erro de previsão. Essa ferramenta fornece-nos a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra choques de outras variáveis. Caso o erro de uma variável z não explique nada da variância do erro de uma sequência $\{y\}$, podemos dizer que esta última é exógena: $\{y\}$ evolui independentemente de choques dos erros de z e de $\{z\}$.

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado

sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

A decomposição de variância do erro de previsão é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por esse método, torna-se possível identificar a proporção da variação total de uma variável produzida devido a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. Além disso, fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema.

A análise de decomposição de variância (ADV) é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por este método, é possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. A ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema.

4.4. Causalidade Bivariada

A análise bivariada é conduzida pelo modelo ARDL, seguindo Gadelha (2011) e Gadelha e Divino (2008). Nesse modelo ambas as variáveis, dependente e independente, são relacionadas contemporaneamente e em seus valores defasados. As vantagens de técnicas em ARDL é que se aceitam diferentes defasagens entre as variáveis, o que permite que se capture a dinâmica do sistema sem a omissão de importantes defasagens. Entretanto, modelos ARDL em um sistema bivariado podem ser afetados pela omissão de variáveis importantes, esse problema é superado nesse estudo pela causalidade multivariada.

O Modelo de Correção de Erros (MCE) em uma relação bivariada pode ser derivado conforme:

$$Y_t = \mu + \beta_1 X_t + e_t \quad (10)$$

onde Y_t e X_t são vetores respectivamente da variável dependente e independente, e e_t é o termo de correção de erro.

Resolvendo para e_t obtém-se a equação de cointegração para X_t e Y_t . O MCE para as duas variáveis é respectivamente:

$$\Delta X_t = \mu_x + \alpha_x e_{x,t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{12} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \mu_y + \alpha_y e_{y,t-1} + \sum_{i=1}^l \alpha_{21} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{22} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (12)$$

onde ε_{xt} e ε_{yt} são resíduos não correlacionados, $e_{x,t-1}$ e $e_{y,t-1}$ são parâmetros estimados para os resíduos defasados, que surgem da solução da equação (10), os parâmetros α_x e α_y das equações (11) e (12) medem a velocidade de ajustamento de X_t e Y_t respectivamente, na direção do equilíbrio de longo prazo. p , q , l e m são as defasagens ótimas. Os parâmetros α_{11} , α_{21} , α_{12} e α_{22} representam a relação de curto prazo.

Nas equações (11) e (12), a hipótese nula $H_0: \alpha_{12} = 0$ e $\alpha_x = 0$ significa que ΔY_t não Granger causa ΔX_t , por outro lado, a hipótese alternativa $H_1: \alpha_{12} \neq 0$ e $\alpha_x \neq 0$ significa que ΔY_t Granger causa ΔX_t . Da mesma forma, $H_0: \alpha_{22} = 0$ e $\alpha_y = 0$ significa que ΔX_t não Granger causa ΔY_t , por outro lado, a hipótese alternativa $H_1: \alpha_{22} \neq 0$ e $\alpha_y \neq 0$ significa que ΔX_t Granger causa ΔY_t .

5. ANÁLISE EMPÍRICA

5.1. Teste de Raiz Unitária e Análise dos Dados

A Tabela I apresenta os resultados dos testes ADF^{GLS} e MZ_{α}^{GLS} aplicados às séries em nível e em primeira diferença. Os resultados apontam que o resultado primário, a dívida, a taxa de câmbio e o *Embi+* são estacionários em primeira diferença; a inflação é estacionária em nível; a taxa de crescimento do PIB e a taxa de juros não são estacionárias em nenhum desses testes. Esses resultados eram esperados, devido a presença de mudanças estruturais, que representam quebras nas séries e podem ser observadas graficamente na Figura 1.

TABELA I
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA SEM QUEBRA ESTRUTURAL

Variável	Equação do Teste	ADF^{GLS}	Defasagem	MZ_{α}^{GLS}	Defasagem
Y	Intercepto	-1.290721	12	-1.34344	12
	Tendência e Intercepto	-1.753942	12	-1.85005	12
	D(Intercepto)	-0.801839	11	-0.11943	11
	D(Tendência e Intercepto)	-2.115286	11	-0.84698	11
D	Intercepto	1.328672	2	1.37089	2
	Tendência e Intercepto	-0.952966	2	-0.96881	2
	D(Intercepto)	-3.598385***	12	-1.70343*	12
	D(Tendência e Intercepto)	-3.593600***	9	-2.32025	9
S	Intercepto	-0.746254	12	-0.78408	12
	Tendência e Intercepto	-0.779822	12	-0.84424	12
	D(Intercepto)	-3.265969***	10	-2.18834**	10
	D(Tendência e Intercepto)	-3.501313***	10	-2.42425	10
E	Intercepto	0.267376	3	0.23421	3
	Tendência e Intercepto	-1.475775	2	-1.50945	2
	D(Intercepto)	-6.005510***	4	-6.16886***	4
	D(Tendência e Intercepto)	-5.987699***	4	-6.11966***	4
I	Intercepto	0.786271	12	0.87691	12
	Tendência e Intercepto	-1.185095	12	-1.16717	12
	D(Intercepto)	-0.329988	11	0.07366	11
	D(Tendência e Intercepto)	-1.688773	11	-0.23832	11
Embi+	Intercepto	-1.766380*	7	-1.65462*	7
	Tendência e Intercepto	-2.393650*	7	-2.33533	7
	D(Intercepto)	-2.698043***	11	-1.36413	11
	D(Tendência e Intercepto)	-4.847106***	11	-3.01152**	11
R	Intercepto	-3.256705***	8	-2.68997***	8
	Tendência e Intercepto	-4.319382***	8	-3.89828***	8
	D(Intercepto)	-0.811405	11	0.53147	11
	D(Tendência e Intercepto)	-2.126006	12	-0.60669	12

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: *, ** e *** representam significância aos níveis de 10%, 5% e 1%; D() representa testes em primeira diferença. Os valores críticos dos testes ADF^{GLS} são: (i) modelo com constante: -3,46 (1%); -2,87 (5%); e -2,57 (10%); (ii) modelo com constante e tendência: -3,99 (1%); -3,42 (5%); -3,13 (10%). Os valores críticos dos testes MZ_{α}^{GLS} são: (i) modelo com constante: -2,58 (1%); -1,98(5%); e -1,62 (10%); (ii) modelo com constante e tendência: -3,42 (1%); -2,91 (5%); -2,62 (10%). “Y” representa a taxa de crescimento do PIB, “D” representa dívida pública, “S” representa

superávit primário; “E” representa taxa de Câmbio, “I” representa taxa de juros; “Embi+” representa “Embi+”; e “R” representa inflação.

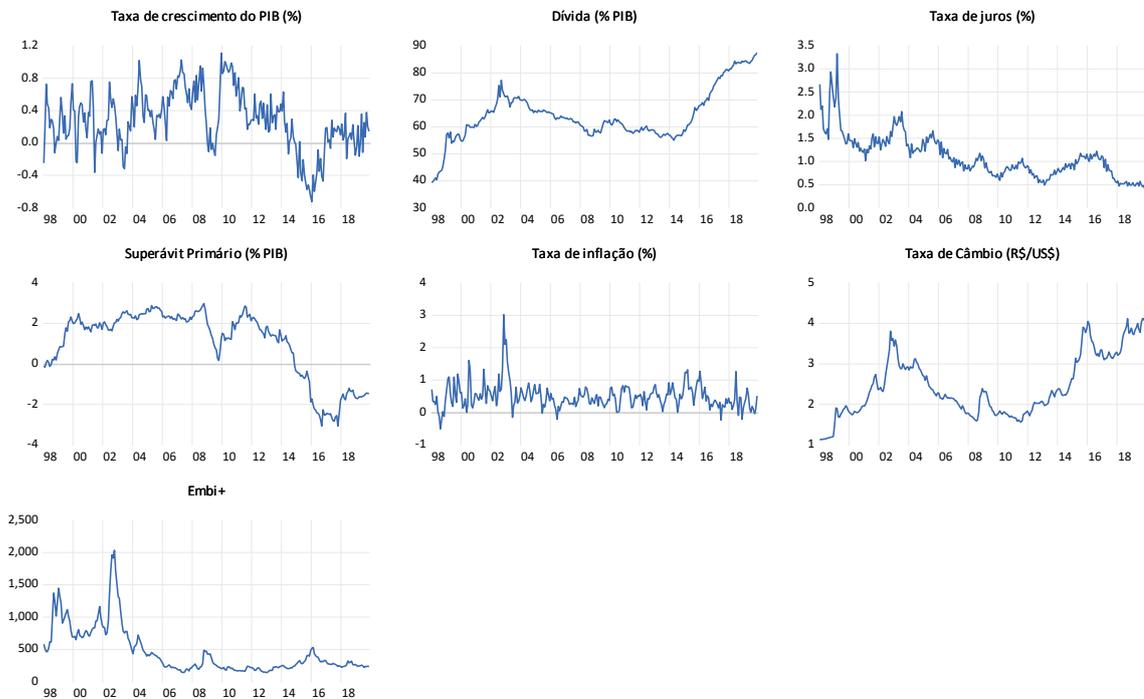


FIGURA 1 – Séries Tratadas.

Sendo assim, a análise foi aperfeiçoada com o uso do teste de raiz unitária com quebra estrutural, conforme apresentado na Tabela II. Ambos, os testes SL e VP chegaram as mesmas conclusões, na qual as séries taxa de crescimento do PIB, taxa de juros, *Embi+* e inflação ficaram estacionárias em nível. Entretanto, a dívida, o resultado primário e a taxa de câmbio ficaram estacionárias em primeira diferença.

A maioria das quebras selecionadas ocorreu entre setembro de 1998 e abril de 1999. Durante esse período muitas mudanças ocorreram na política econômica, a mais relevante foi a mudança da âncora cambial para a política de metas de inflação, que iniciou com uma forte desvalorização cambial e controle da taxa de juros para atingir as metas de inflação.

TABELA II
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA COM QUEBRA ESTRUTURAL

Variável	Equação do Teste	SL - Mudança Racional			VP- <i>Outlier</i> de Inovação		
		Data	Estatística-t	Defasagem	Data	Estatística-t	Defasagem
Y	Intercepto	2001 M6	-3.0334**	2	1998 M10	-5.672562***	0
	Tendência e Intercepto	2001 M6	-2.4919	2	1999 M01	-5.715973***	0
	D(Intercepto)	2001 M6	-6.0331***	2	1999 M03	-21.14956***	0
	D(Tendência e Intercepto)	2001 M6	-4.7778***	2	1998 M06	-21.55431***	0
D	Intercepto	1999 M1	-0.6209	2	2015 M06	-4.317432	5
	Tendência e Intercepto	1999 M1	-0.9221	2	2012 M07	-4.445778	4
	D(Intercepto)	1999 M1	-7.3233***	2	1999 M01	-19.23603***	0
	D(Tendência e Intercepto)	1999 M1	-4.2197***	2	1999 M01	-19.51033***	0
S	Intercepto	2015 M12	-0.6352	2	2014 M04	-4.450804	12
	Tendência e Intercepto	2015 M12	-1.3882	2	2015 M10	-3.372438	12
	D(Intercepto)	2015 M12	-8.4324***	2	1998 M 06	-15.33422***	0
	D(Tendência e Intercepto)	2015 M12	-9.0591***	2	1998 M08	-15.30660***	0
E	Intercepto	2002 M10	-0.8667	2	2005 M03	-3.381711	1
	Tendência e Intercepto	2002 M10	-1.1440	2	2008 M12	-3.554331	4
	D(Intercepto)	2002 M10	-3.5849***	2	2002 M10	-13.11930***	0
	D(Tendência e Intercepto)	2002 M10	-4.8238***	2	2003 M04	-12.38337***	0
I	Intercepto	1998 M9	-3.1055**	2	1999 M03	-7.773424***	0
	Tendência e Intercepto	1998 M9	-0.8898	2	1999 M03	-8.281520***	0
	D(Intercepto)	1998 M9	-10.1937***	2	1999 M03	-23.45007***	0
	D(Tendência e Intercepto)	1998 M9	-5.1881***	2	1998 M11	-23.66599***	0
Embi+	Intercepto	2002 M11	-3.0340**	2	2002 M10	-6.100274***	3
	Tendência e Intercepto	2002 M11	-2.2273	2	2002 M10	-6.285755***	3
	D(Intercepto)	2002 M11	-3.8811***	2	1998 M09	-11.87812***	0
	D(Tendência e Intercepto)	2002 M11	-4.8686***	2	1998 M09	-12.23370***	0
R	Intercepto	2002 M11	-4.2899***	2	1998 M11	-8.149452***	0
	Tendência e Intercepto	2002 M11	-4.7562***	2	1998 M11	-8.074853***	0
	D(Intercepto)	2002 M11	-4.9046***	2	1998 M08	-18.22486***	0
	D(Tendência e Intercepto)	2002 M11	-5.4818**	2	1999 M04	-18.34451***	0

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: *, ** e *** representam significância aos níveis de 10%, 5% e 1%; D() representa testes em primeira diferença. Os valores críticos dos testes *SL* são: (i) modelo com constante: -3,48 (1%); -2,88 (5%); e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência: -3,55 (1%); -3,03 (5%); -2,76 (10%). Os valores críticos dos testes *VP* são: (i) modelo com constante: -5,34 (1%); -4,86 (5%); e -4,60 (10%); (ii) modelo com constante e tendência: -5,72 (1%); -5,18 (5%); -4,89 (10%). “Y” representa a taxa de crescimento do PIB, “D” representa dívida pública, “S” representa superávit primário; “E” representa taxa de Câmbio, “I” representa taxa de juros; “Embi+” representa “Embi+”; e “R” representa inflação.

Outra quebra importante selecionada pelos testes ocorreu em outubro e em novembro de 2002. Esse período reflete a crise externa de confiança, relacionada a eleição do presidente Lula, que é conhecida como efeito Lula. A Terceira quebra importante é relacionada à recessão que atingiu o Brasil no segundo quadrimestre de 2014, isso explica as quebras que aparecem entre abril de 2014 e dezembro de 2015.

Sendo assim, foram usadas três variáveis *dummies*, considerando as datas de quebra que apareceram no teste de raiz unitária e as informações apresentadas em Pastore *et al* (2020)¹³, que reforçam os resultados encontrados nos testes. Essas *dummies* recebem o valor “1” no período específico que o evento ocorreu e “0” caso contrário. As *dummies* usadas são *dcâmbio*, *dlula* e *dcrise*. A primeira seleciona o período de janeiro de 1998 até março de 1999, e é relativa às mudanças de política econômica que culminaram com a desvalorização cambial; a segunda seleciona o período entre junho de 2002 e abril de 2003, que é relacionado ao efeito Lula; a última se refere ao período entre abril de 2014 e dezembro de 2016, período de forte recessão econômica.

5.2. Equações de Crescimento

Foram estimados cinco modelos estáticos diferentes: nos quais o modelo 1, modelo 2, modelo 3 e modelo 4 são aplicações da equação (3) e no Modelo 5 verifica-se a possibilidade de uma relação não linear, como apresentado na equação (4). Também foram utilizadas as *dummies* *dcâmbio*, *dlula*, e *dcrise*, que apresentaram resultados estatisticamente significantes em todos os modelos. Resultados são apresentados na Tabela III.

O Modelo 1 apresentou coeficientes positivos e estatisticamente significantes para a dívida e o resultado primário, e negativos e estatisticamente significantes para a taxa de juros, a taxa de câmbio e o *Embi+*. Os resultados evidenciam que a dívida tem um impacto positivo na taxa de crescimento do PIB.

No Modelo 2 foi verificado se a Emenda Constitucional que impôs o teto de gastos, representando uma consolidação fiscal, teve algum impacto na relação entre a dívida e a taxa de crescimento. Para essa análise foi usada a *dummy* representada por *dconsolidação*, que recebeu o valor “1” se o período considerado ocorreu depois da Emenda Constitucional e “0” caso contrário. Entretanto, *dconsolidação* não apresentou valores significativos a 10% de significância. Além disso, os resultados dos demais coeficientes são muito similares aos encontrados no Modelo 1.

¹³ Relatório elaborado pelo Comitê de Ciclos e Dados (CODACE), que apresenta as mudanças mais relevantes nos ciclos econômicos no Brasil.

TABELA III
EQUAÇÕES DE CRESCIMENTO

Variável dependente: Taxa de Crescimento do PIB	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3[#]	Modelo 4[#]	Modelo 5
D	0.024870*** (0.002983)	0.024935*** (0.003012)	0.015705*** (0.005455)	0.015705*** (0.005455)	0.026825*** (0.004447)
I	-0.132585** (0.0277)	-0.133311** (0.060150)	-0.186561*** (0.065033)	-0.186561*** (0.065033)	-0.147985** (0.065337)
R	0.042858 (0.047159)	0.041920 (0.047558)	0.044768 (0.047371)	0.044768 (0.047371)	0.036706 (0.048343)
E	-0.361561*** (0.046593)	-0.359584*** (0.048054)	-0.330204*** (0.056359)	-0.330204*** (0.056359)	-0.340081*** (0.059040)
<i>Embi+</i>	-0.000225*** (8.17E-05)	-0.000226*** (8.23E-05)	-0.000196** (8.14E-05)	-0.000196** (8.14E-05)	-0.000223*** (8.19E-05)
S	0.094739*** (0.017846)	0.091282*** (0.026777)	0.083513*** (0.018371)	0.083513*** (0.018371)	0.091210*** (0.018832)
D ²					-3.30E-05 (5.56E-05)
<i>dconsolidação</i>		-0.019213 (0.110776)			
<i>d3060</i>			-0.132068*** (0.045517)		
<i>d6090</i>				0.132068*** (0.045517)	
<i>dcâmbio</i>	-0.318553** (0.126371)	-0.317802** (0.126687)	-0.310161** (0.124783)	-0.310161** (0.124783)	-0.331970** (0.128535)
<i>dlula</i>	0.349224*** (0.111081)	0.348969*** (0.111303)	0.341118*** (0.110715)	0.341118*** (0.110715)	0.359455*** (0.112550)
<i>dcrise</i>	-0.124405* (0.069517)	-0.129998* (0.076753)	-0.183423** (0.078511)	-0.183423** (0.078511)	-0.150904* (0.082689)
R-quadrado	0.559782	0.559834	0.574379	0.574379	0.560394

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: Modelos foram estimados por MQO, *, ** e *** representam significância aos níveis de 10%, 5% e 1%; erro-padrão entre (), # representa modelos estimados com constante. “D” representa Dívida; “I” representa taxa de juros; “R” representa inflação; “E” representa taxa de câmbio; “Embi+” representa *Embi+*; “S” representa superávit primário; “D²” representa dívida ao quadrado; *dconsolidação*, *d3060*, *d6090* *dcâmbio*, *dlula* e *dcrise* são variáveis *dummies*.

Nos modelos 3 e 4 se analisou se a relação entre dívida e crescimento muda quando os percentuais são elevados ou baixos. No modelo 3 foi usada uma *dummy* que recebeu o valor “1” se no período o percentual da dívida se encontrava entre 30% e 60% do PIB, e o valor “0”

caso contrário, representada por $d3060$. No modelo 4 foi usada uma *dummy* que recebeu o valor “1” se no período a dívida se situava entre 60% e 90% do PIB, e “0” caso contrário, representada por $d6090$. Esses valores seguiram aqueles usados por Reinhart e Rogoff (2010). As *dummies* usadas apresentaram coeficientes estatisticamente significantes. Os resultados sugerem que a taxa de crescimento é maior quando a dívida se encontra entre 60% e 90% do PIB, uma vez que $d6090$ apresentou um coeficiente positivo e $d3060$ negativo. Esses resultados também estão alinhados com os encontrados por Reinhart e Rogoff (2010), que mostram que a taxa de crescimento no Brasil é maior quando o percentual da dívida se encontra entre 60% e 90% do PIB. Eles também encontraram um limite de 90% para o percentual da dívida nas economias avançadas e emergentes, incluindo o Brasil.

Devido aos resultados anteriores foi estimado o modelo 5, que segue à equação (4), para verificar a possibilidade de uma forma de U invertido na relação entre dívida e crescimento. Entretanto, β_3 não foi estatisticamente significante. Assim, não foi possível confirmar o limite apontado por Reinhart e Rogoff (2010).

Em todos os modelos, os resultados dos coeficientes foram muito similares, todos mostraram a dívida e o resultado primário apresentando um impacto positivo no crescimento; a taxa de juros, a taxa de câmbio e o *Embi+* apresentaram resultados negativos. Em nenhum dos modelos a inflação apresentou coeficientes estatisticamente significantes. Os resultados dessa sessão não consideraram a possibilidade de efeitos defasados, bem como a interação entre as variáveis dependentes e independentes, que vão ser analisados nas sessões 5.3 e 5.4.

5.3. Causalidade Multivariada

Uma vez que metade das series se tornou estacionária apenas depois da primeira diferença, decidiu-se testar a cointegração. Selecionou-se a defasagem para o VAR das series, e a escolha foi por utilizar a defasagem apontada pela maioria dos critérios de seleção utilizados, que foi sete defasagens. Esse valor foi selecionado pelo Erro de Previsão Final (FPE) e pelo Critério de Informação Akaike (AIC).

Primeiramente, foi aplicado o teste do traço de Johansen e autovalor máximo, resultados estão apresentados na Tabela IV. Esse resultado sugere uma relação de longo prazo entre as variáveis, como não se rejeita a hipótese nula da presença de um vetor de cointegração a partir do quarto *rank*. Como sabemos que as séries possuem quebras, foram utilizadas as mesmas quebras que apareceram nos testes de raiz unitária para a aplicação do teste de Johansen com

quebra estrutural. Três pares de datas foram utilizados para a aplicação do teste com quebras, são eles: Janeiro de 1999 e novembro de 2002, com resultados apresentados na Tabela V; janeiro de 1999 e dezembro de 2015; e novembro de 2002 e dezembro de 2015¹⁴. Todos os testes chegaram a mesma conclusão da existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis com cinco vetores de cointegração. A presença de cointegração denota que a análise multivariada deve ser conduzida utilizando-se um VEC.

TABELA IV
TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN SEM QUEBRA ESTRUTURAL

Rank	$\lambda_{traço}$	P-valor	$\lambda_{Eigenvalue}$	P-valor
r = 0	250.11***	0.00	80.82***	0.00
r ≤ 1	169.29***	0.00	56.71***	0.00
r ≤ 2	112.58***	0.00	51.26***	0.00
r ≤ 3	61.316***	0.00	36.69***	0.00
r ≤ 4	24.62	0.18	14.38	0.33
r ≤ 5	10.24	0.26	10.18	0.20
r ≤ 6	0.05	0.82	0.05	0.82

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: *** representa rejeição da hipótese nula a 1% de significância.

TABELA V
TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN COM QUEBRA ESTRUTURAL

Rank	LR	P-Valor	90%	95%	99%
r = 0	325.12***	0.0000	155.31	160.86	171.61
r ≤ 1	218.79***	0.0000	121.52	126.47	136.11
r ≤ 2	135.43***	0.0000	91.65	96.00	104.53
r ≤ 3	86.33***	0.0009	65.79	69.55	76.97
r ≤ 4	55.08***	0.0064	43.98	47.15	53.48
r ≤ 5	24.68	0.1426	26.11	28.68	33.93
r ≤ 6	6.35	0.5306	12.24	14.25	18.57

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: *** representa rejeição da hipótese nula a 1% de significância.

Quebras utilizadas: Janeiro de 1999 e Dezembro de 2002.

O VEC foi estimado com cinco vetores de cointegração, foram utilizadas apenas as *dummies* *dcâmbio*, *dlula* e *dcrise*, não foram utilizadas as *dummies* *dconsolidação*, *d3060* e *d6090*, uma vez que elas não apresentaram resultados significativos para a maioria das equações. A Tabela VI apresenta os resultados da causalidade de Granger baseada no VEC descrito acima.

¹⁴ Resultados dos dois últimos testes não foram apresentados por questões de parcimônia.

Adicionalmente, foi testada a significância dos coeficientes da equação de cointegração no VEC pela aplicação do χ^2 *Wald Test*. Se a hipótese nula é rejeitada, podemos validar os resultados da causalidade de Granger, além do mais podemos seguir a estratégia de analisar todas as variáveis como endógenas no sistema. A hipótese nula foi rejeitada para todos os coeficientes a 1% de significância, resultados são apresentados na Tabela VII.

TABELA VI
TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Variável Independente	Variável Dependente							Direção de Causalidade
	Y	D	I	R	E	Embi+	S	
Y	-	18.97380*** (0.0042)	14.53546** (0.0242)	10.96128* (0.0896)	9.820979 (0.1324)	16.47853** (0.0114)	3.821981 (0.7008)	Y → D; Y → I; Y → R; Y → Embi+
D	11.92609* (0.0636)	-	26.46606*** (0.0002)	21.87011*** (0.0013)	11.40607* (0.0766)	13.32261** (0.0382)	5.725819 (0.4546)	D → Y; D → I; D → R D → E; D → Embi+
I	6.819487 (0.3379)	27.62727*** (0.0001)	-	27.06110*** (0.0001)	8.311279 (0.2162)	23.70176*** (0.0006)	6.525338 (0.3670)	I → D; I → R; I → Embi+
R	6.532053 (0.3663)	30.84374*** (0.0000)	16.02811** (0.0136)	-	19.41075*** (0.0035)	14.47299** (0.0248)	6.533845 (0.3661)	R → D; R → I; R → E; R → Embi+
E	12.36035* (0.0544)	9.346753 (0.1550)	33.94641*** (0.0000)	10.94679* (0.0900)	-	12.50652* (0.0516)	8.922092 (0.1780)	E → Y; E → I; E → R; E → Embi+
Embi+	2.133336 (0.9070)	41.60621*** (0.0000)	43.68729*** (0.0000)	25.21548*** (0.0003)	15.43095** (0.0172)	-	3.891478 0.6914	Embi+ → D; Embi+ → I; Embi+ → R; Embi+ → E
S	15.53278** (0.0165)	3.176217 (0.7864)	6.516320 (0.3679)	7.688136 (0.2619)	2.334217 (0.8865)	4.296242 (0.6367)	-	S → Y

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: *, ** e *** representam significância aos níveis de 10%, 5% e 1%; p-valores entre (), os demais valores são os resultados do Chi-quadrado da Causalidade de Granger. “Y” representa a taxa de crescimento do PIB; “D” representa dívida; “I” representa taxa de juros; “R” representa inflação; “E” representa taxa de câmbio; “Embi+” representa *Embi+*; “S” representa superávit primário.

Os resultados da causalidade de Granger concluem que a taxa de crescimento do PIB possui uma relação bidirecional com a dívida. Também, que ela é Granger causada pela taxa de câmbio, e pelo resultado primário. Além disso, a relação dívida/PIB possui uma causalidade bidirecional com a taxa de juros, a inflação e o *Embi+*. Assim sendo, é possível dizer que essas três variáveis podem influenciar a relação entre a dívida e o crescimento, uma vez que afetam o comportamento da dívida. Esses resultados estão de acordo com os encontrados por Gadelha e Divino (2008), que também concluíram que a taxa de juros e o *Embi+* Granger causam a dívida.

TABELA VII
SIGNIFICÂNCIA DA EQUAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO

Variável Dependente	Chi-Quadrado	P-Valor
Y	23.14593***	0.000317
D	56.99717***	0
I	69.72704***	0
R	55.38739***	0
E	16.03341***	0.006749
<i>Embi+</i>	23.499***	0.000271
S	26.70278***	0.000065

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: *** representa 1% de significância. “Y” representa a taxa de crescimento do PIB; “D” representa dívida; “I” representa taxa de juros; “R” representa inflação; “E” representa taxa de câmbio; “*Embi+*” representa *Embi+*; “S” representa superávit primário.

O VEC satisfaz a condição de estabilidade, uma vez que nenhuma das raízes do modelo ficam fora do círculo unitário. Os resultados do Polinômio Característico das raízes do AR são apresentados na Figura 2. Além disso, foi aplicado o teste de autocorrelação LM para verificar a presença de correção nos termos de erro. Resultados concluem pela não autocorrelação depois da sétima defasagem, uma vez que não se rejeita a hipótese de não autocorrelação a 5% de significância. Resultados do teste LM estão apresentados na Tabela VIII.

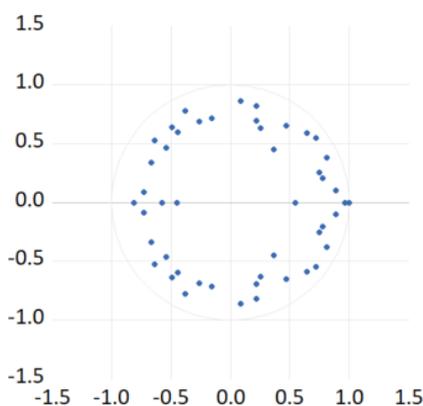

FIGURA 2 – RAÍZES DO POLINÔMIO.

TABELA VIII

TESTE LM DE CORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS DO VEC

Defasagem	Teste F	P-Valor
1	1.882022	0.0003
2	2.000301	0.0001
3	1.738961	0.0015
4	1.377469	0.046
5	1.807478	0.0007
6	1.813465	0.0007
7	1.334598	0.0646
8	1.245115	0.1239
9	0.942524	0.5873
10	0.636017	0.9761

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: Hipótese nula de não autocorrelação até a defasagem h .

Com o objetivo de compreender o cenário das inter-relações entre as variáveis do sistema, a análise da causalidade foi complementada com funções de impulso resposta e decomposição da variância. Pela função de impulso resposta pode-se observar a resposta de uma variável, durante um determinado período de tempo, a um choque em outra variável do VEC. Assim, analisou-se a resposta da taxa de crescimento do PIB e do percentual da dívida às inovações no resto das variáveis endógenas no sistema, durante o período de dezoito meses. Foi utilizado o método de decomposição generalizada.

A Figura 3 apresenta a resposta da taxa de crescimento do PIB para uma inovação padrão nas outras variáveis endógenas ao VEC. Resultados sugerem que um choque na dívida tem efeitos negativos na taxa de crescimento do PIB, existe algum efeito positivo durante o terceiro e o quinto mês depois do choque. Esse resultado está de acordo com a teoria de que a dívida é negativa para a taxa de crescimento do PIB. Ademais, os resultados para os primeiros seis meses depois do choque no resultado primário geram um impacto positivo na taxa de crescimento da economia, validando a teoria das consolidações fiscais expansionistas¹⁵. Além disso, Matheson e Pereira (2016) concluíram que os multiplicadores fiscais relacionados a gastos e a crédito no Brasil caíram para aproximadamente zero entre a crise financeira de 2008 e 2014, por isso, efeitos não-keynesianos são mais esperados de prevalecerem.

¹⁵ Ver Afonso e Martins (2016) para maiores informações sobre consolidações fiscais expansionistas.

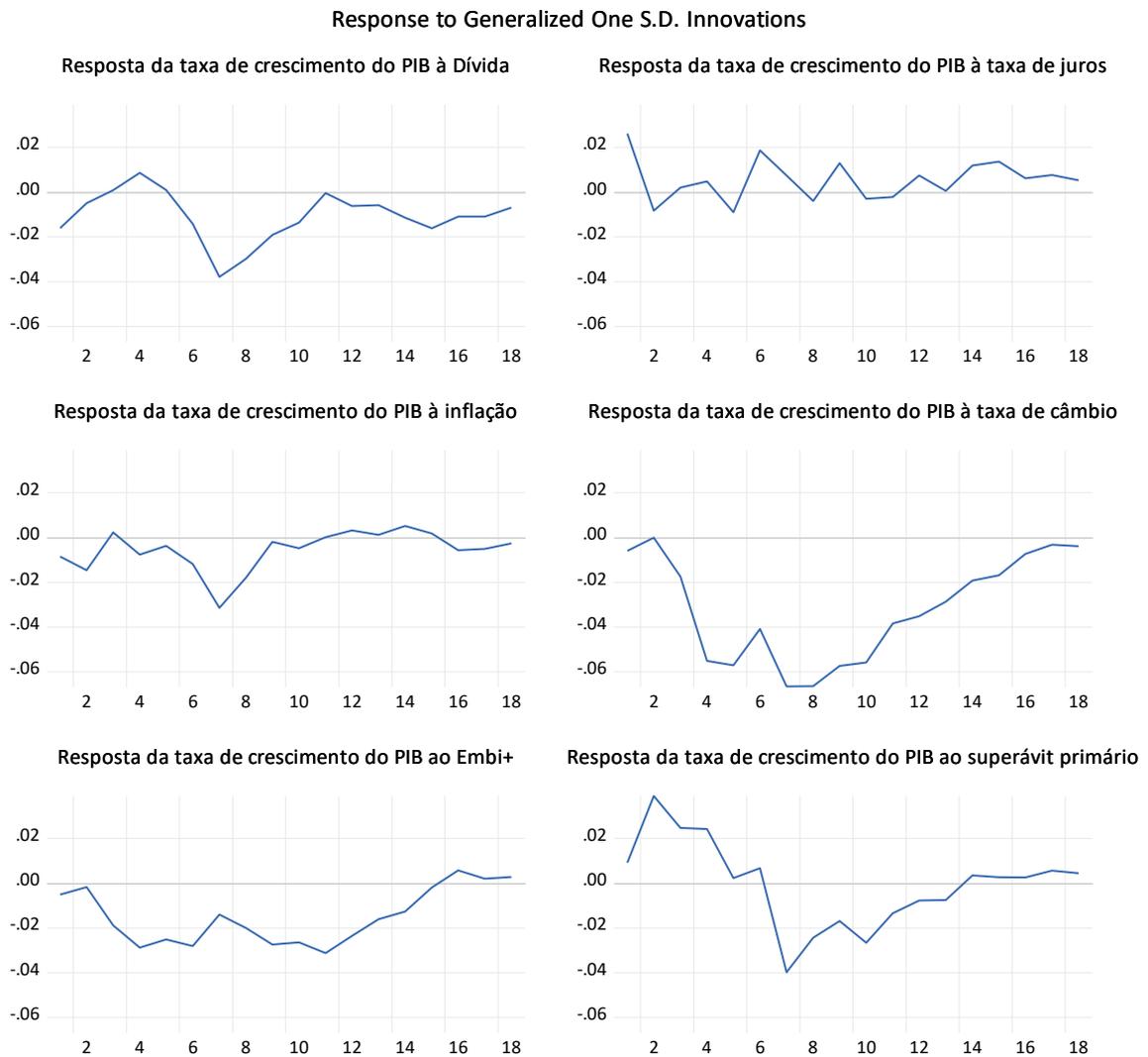


FIGURA 3 – Resposta da taxa de crescimento do PIB a inovações na dívida, na taxa de juros, na taxa de inflação, na taxa de câmbio, no Embi+ e no superávit primário.

A taxa de crescimento do PIB apresenta uma resposta positiva a um choque na taxa de juros. É possível que um aumento da taxa de juros de curto prazo possa levar a um aumento da poupança, que por sua vez pode ter um impacto positivo na taxa de crescimento do PIB. A resposta ao choque na taxa de câmbio é negativa, o que significa que uma depreciação cambial provoca uma queda na taxa de crescimento do PIB, esse impacto negativo se intensifica até o oitavo mês, e então começa a cair, esse resultado pode estar relacionado com a importação de bens de capital. A inflação causa um impacto negativo na taxa de crescimento do PIB durante

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-234, jan. 2021

os primeiros dez meses, então desaparece. *Embi+* também apresenta impacto negativo para o crescimento durante os primeiros dezesseis meses. Os efeitos negativos da inflação e *Embi+* na taxa de crescimento do PIB são de algum modo relacionados com expectativas ruins.

Também foi testada a resposta da dívida a um choque no sistema de variáveis. Os resultados estão apresentados na Figura 4 e mostram que o percentual da dívida diminui quando a taxa de crescimento do PIB aumenta, o que significa que aumentos na taxa de crescimento do PIB podem reduzir a relação dívida/PIB. Um choque na taxa de juros faz a dívida aumentar nos primeiros dez meses. Esse comportamento é explicado pela composição da dívida que é indexada à taxa de juros. A taxa de câmbio também faz a dívida aumentar durante os primeiros sete meses. Esse comportamento é explicado pela dívida externa, que aumenta quando há depreciação cambial. Inovações na inflação provocam uma queda no percentual da dívida, nesse caso, apesar da autoridade monetária definir a taxa de juros de forma independente da autoridade fiscal, a dívida de algum modo é beneficiada pelo efeito da senhoriagem. *Embi+* aumenta a dívida durante todo o período, o que significa que seu aumento piora as expectativas sobre o país e investidores demandam um prêmio de risco maior, o que faz a dívida crescer.

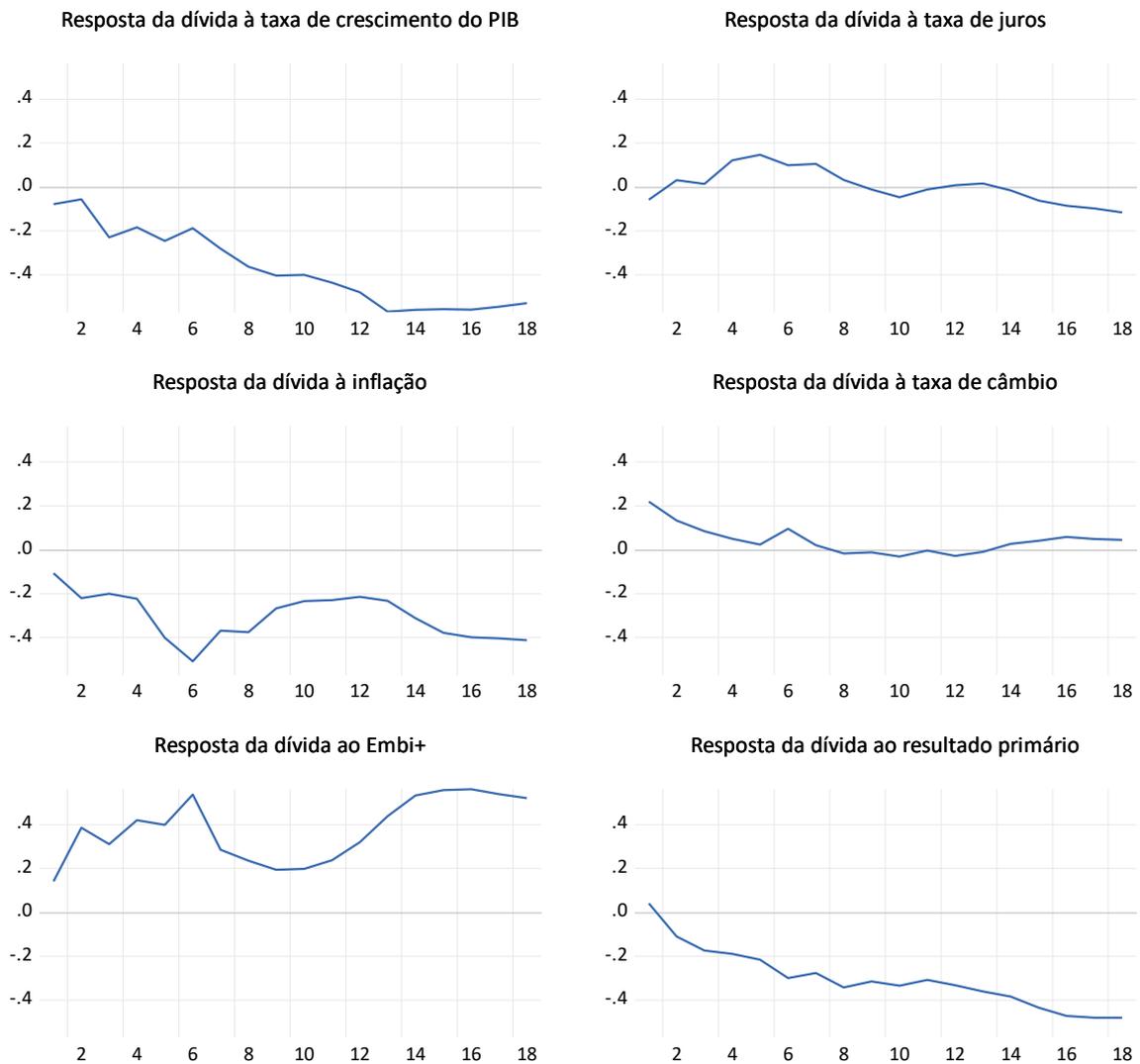
Response to Generalized One S.D. Innovations


FIGURA 4 – Resposta da dívida a inovações na taxa de crescimento do PIB, na taxa de juros, na taxa de inflação, na taxa de câmbio, no Embi+ e no superávit primário.

Esses resultados validam a teoria das consolidações fiscais expansionistas para o Brasil, uma vez que a queda do percentual da dívida tem efeitos positivos na taxa de crescimento da economia. Além disso, como apresentado na Figura 5, choques na dívida geram aumento na inflação a maior parte do tempo, o que corrobora a Teoria Fiscal do Nível de Preços (FTPL)¹⁶. Choques na dívida também geram aumento na taxa de juros, o que significa que a autoridade monetária tenta controlar a inflação, entretanto, isso aumenta o retorno dos títulos públicos que

¹⁶ A FTPL postula que um aumento da dívida pública aumenta a demanda e leva a pressões de preços.

são requeridos pelos investidores em resposta ao aumento da dívida. Além disso, *Embi+* aumenta, uma vez que os investidores demandam um prêmio de risco maior e a moeda deprecia. Inflação, taxa de câmbio e *Embi+* provocam um impacto negativo na taxa de crescimento do PIB. Assim, a dívida deve provocar um impacto negativo direto no crescimento e indireto pelas mudanças da inflação, taxa de câmbio e *Embi+*.

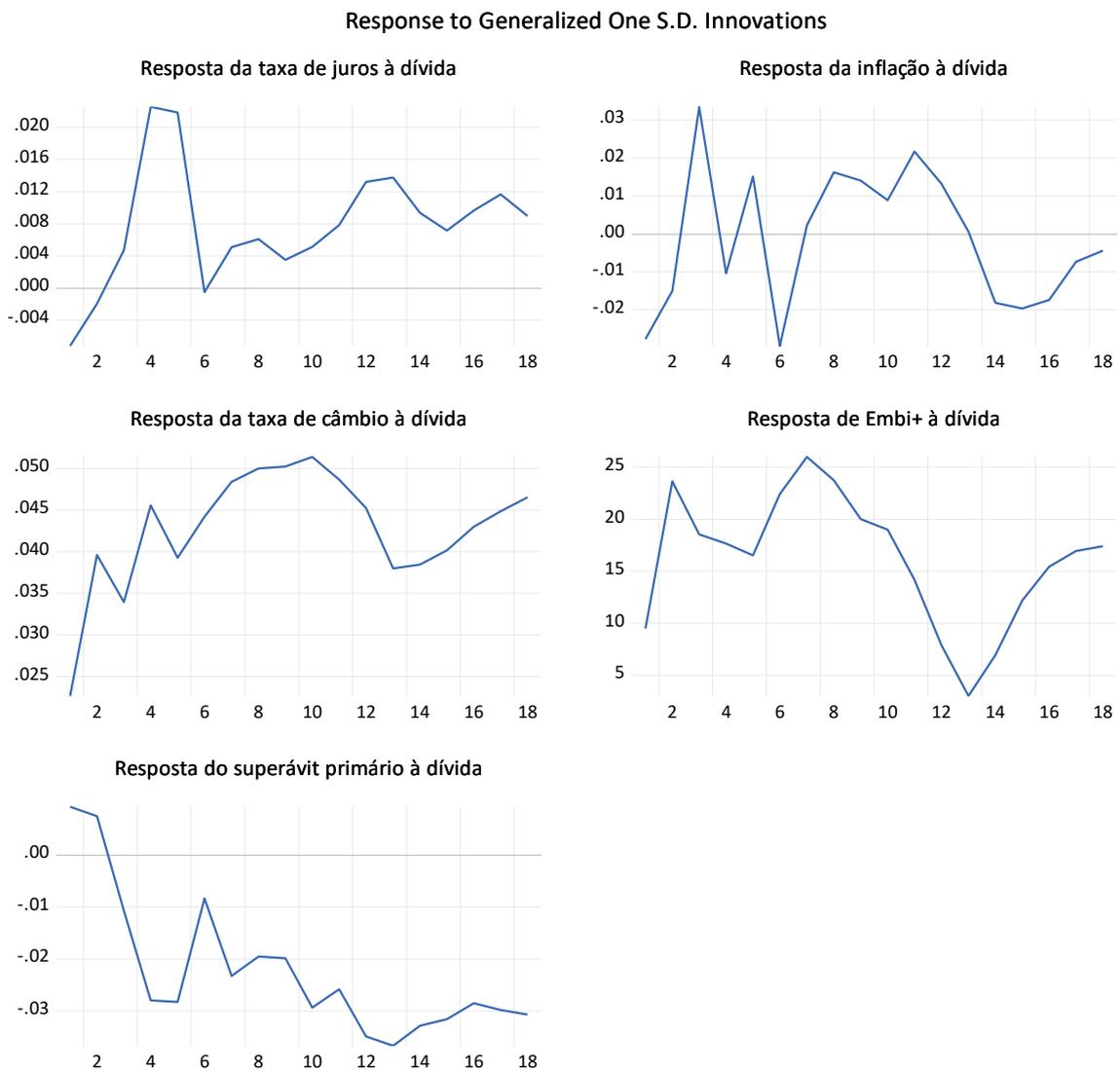


FIGURA 5 – Resposta da taxa de juros, da taxa de inflação, da taxa de câmbio, do Embi+ e do superávit ario à inovações na dívida.

Ademais, um choque na taxa de crescimento do PIB provoca um aumento na taxa de juros, efeitos diversos na inflação, apreciação do câmbio, queda no *Embi+*, e aumenta o resultado primário. O efeito das últimas três variáveis vai resultar em uma nova redução da dívida. Os resultados estão apresentados na Figura 6. Assim, um aumento na taxa de crescimento do PIB indiretamente diminui a relação dívida/PIB pelo seu efeito na taxa de câmbio, no *Embi+* e no resultado primário.

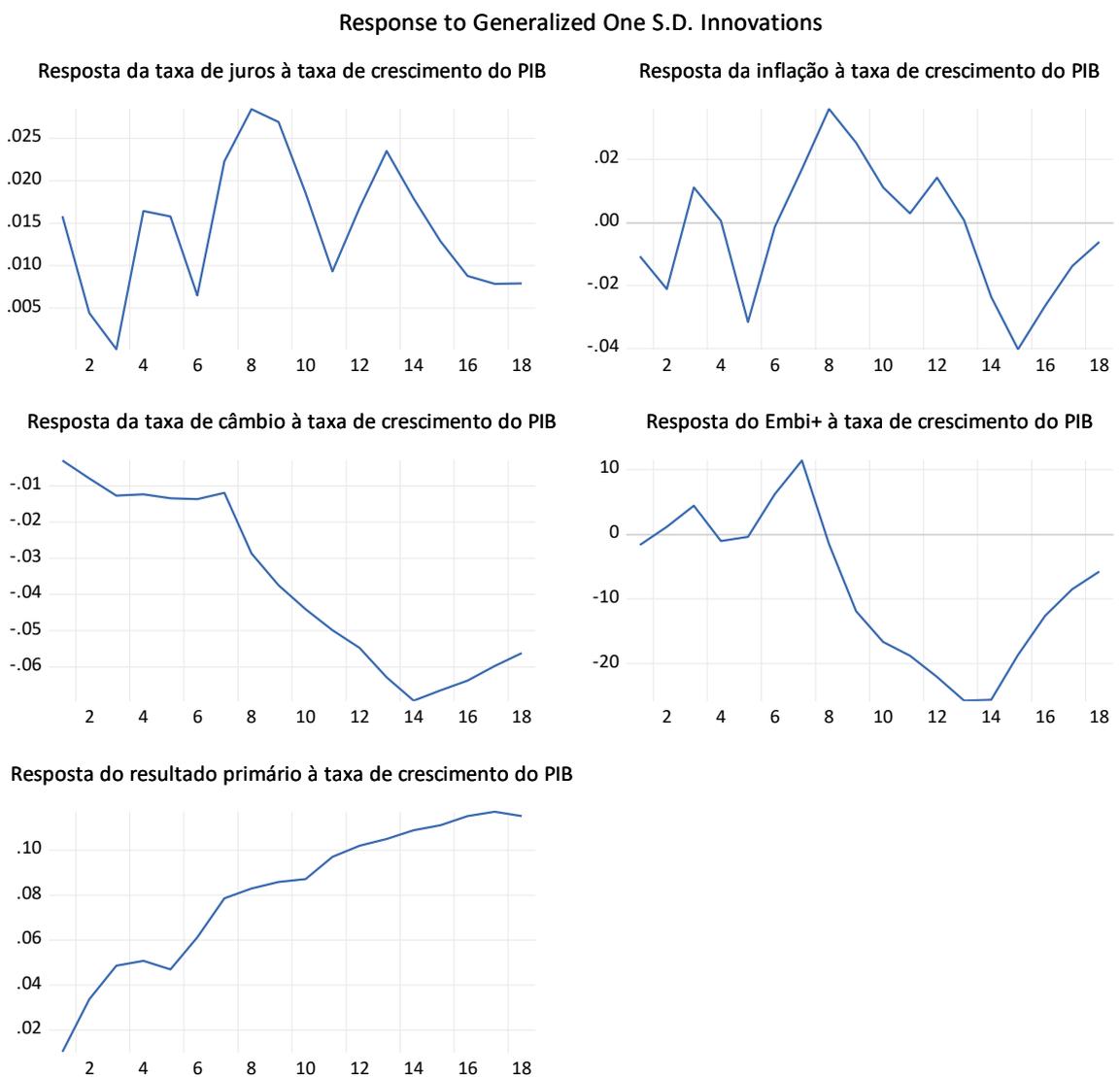


FIGURA 6 – Resposta da taxa de juros, da taxa de inflação, da taxa de câmbio, do Embi+ e do superávit ario à inovações na taxa de crescimento do PIB.

A decomposição da variância quantifica a contribuição de inovações em uma variável a mudanças na outra variável. Assim, é possível quantificar a proporção da variação na taxa de crescimento e na dívida que é relacionada entre si assim como com outras variáveis endógenas no VEC. Resultados são apresentados nas tabelas abaixo, valores estão apresentados como percentuais.

TABELA IX
DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA TAXA DE CRESCIMENTO DO PIB

Período	Erro-padrão	Taxa Crescimento do PIB	Dívida	Taxa de Juros	Inflação	Taxa de Câmbio	Embi+	Superávit Primário
1	0.183151	100	0	0	0	0	0	0
2	0.209598	96.00433	0.023999	1.064935	0.098707	0.01221	0.001204	2.794612
3	0.222245	94.32781	0.111989	1.051877	0.202231	0.63681	0.272632	3.39665
4	0.239047	87.45872	0.426099	0.92354	0.188218	6.492936	0.317128	4.193356
5	0.247459	82.31036	0.410572	1.093467	0.17614	11.71551	0.29907	3.994875
6	0.253935	79.74094	0.591579	1.328337	0.480751	13.35328	0.530367	3.974745
7	0.269995	72.74237	2.157544	1.175015	2.05934	16.42001	0.78228	4.663444
8	0.279718	67.90714	3.08716	1.158759	2.448218	19.97127	0.826217	4.60124
9	0.286298	65.10216	3.333176	1.227076	2.368261	22.62983	0.802372	4.537124
10	0.292677	62.43653	3.376321	1.206154	2.295998	25.04519	0.77863	4.861186

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: Fatorização pela Decomposição de Cholesky.

TABELA X
DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA DÍVIDA

Período	Erro-padrão	Taxa Crescimento do PIB	Dívida	Taxa de Juros	Inflação	Taxa de Câmbio	Embi+	Superávit Primário
1	0.89585	0.767807	99.23219	0	0	0	0	0
2	1.153488	0.696747	88.87458	0.399082	1.941236	0.024476	7.448036	0.615844
3	1.395012	3.187934	83.56808	0.622883	2.398688	0.38676	8.258937	1.576718
4	1.602214	3.736209	76.55858	1.738067	3.248148	0.658492	12.06869	1.991818
5	1.771675	4.983667	67.26677	2.751705	7.880829	0.704996	14.23904	2.172995
6	1.975189	4.916541	58.76718	2.786985	12.69285	0.567856	17.41046	2.858131
7	2.103162	6.123217	55.67954	3.101031	14.20159	0.664024	16.73237	3.498234
8	2.248552	7.974579	53.11785	2.953769	14.97471	0.977567	15.47039	4.531138
9	2.401642	9.818936	52.86607	2.695913	14.03063	1.374447	13.99266	5.221348
10	2.550495	11.17809	52.80089	2.419296	12.97311	1.823604	12.87357	5.931436

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: Fatorização pela Decomposição de Cholesky.

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-234, jan. 2021

A Tabela IX apresenta as informações sobre a decomposição da variância da taxa de crescimento do PIB. A maior parte da mudança é relacionada aos seus próprios valores defasados, entretanto, uma parte importante parece ser relacionada à taxa de câmbio, que tem um aumento de sua importância durante o período analisado, seguida do resultado primário e da dívida. Esses resultados também reforçam as conclusões da causalidade de Granger, uma vez que as três variáveis aparecem Granger causando a taxa de crescimento do PIB.

A Tabela X apresenta informações sobre a decomposição da variância da dívida. A taxa de crescimento do PIB, o *Embi+* e a inflação são as variáveis que mais contribuem para mudanças no percentual da dívida. Isso valida os resultados da causalidade de Granger, uma vez que essas variáveis parecem Granger causando o percentual da dívida.

5.4. Causalidade Bivariada

O modelo ARDL em causalidade bivariada permite que se tenha uma análise mais profunda da relação entre as variáveis. Uma vez que ela não exige o mesmo número de defasagens para as variáveis incluídas, não se corre o risco de omissão de importantes defasagens. Entretanto, em uma análise de causalidade bivariada corre-se o risco de omissão de variáveis importantes. Assim sendo, as duas metodologias, VEC e ARDL, serão usadas de forma complementar.

O primeiro passo na análise foi executar o teste de cointegração de Engle-Granger, no qual foram utilizados os critérios AIC e SIC para a seleção da defasagem. Resultados são apresentados na Tabela XI. Todos os pares apresentaram cointegração em pelo menos um dos lados da relação.

TABELA XI
TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ENGLE-GRANGER

Variável Dependente	Variável Independente	AIC	Defaragens	SIC	Defaragens
y	d	-2.236107	15	-4.322247****	1
d	y	-1.562334	4	-2.010215	0
y	i	-2.101870	15	-4.096740****	1
i	y	-2.796474	15	-2.194599	12
y	r	-2.099894	15	-4.143831****	1
r	y	-4.007762****	8	-7.566273****	0
y	e	-2.350242	15	-5.110468****	1
e	y	-0.637093	15	-3.402884*	0
y	Embi+	-2.046844	15	-4.146842****	1
Embi+	y	-1.947773	7	-2.695038	1
y	s	-3.158550*	15	-4.938623****	1
s	y	-1.466781	15	-1.466781	15
d	i	-0.307425	14	-1.290000	1
i	d	-3.498478**	14	-2.235684	12
d	r	-0.122924****	14	-1.270687	2
r	d	-4.017607	8	-7.621434****	0
d	e	-2.924036	2	-4.500774****	2
e	d	-3.256299*	4	-4.535044****	2
d	Embi+	-2.924036	2	-2.946314	2
Embi+	d	-3.256299*	4	-2.472982	0
d	s	-1.369190	14	-3.487583	0
s	d	-2.070137	13	-3.032596**	0

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: *, ** e **** representam significância aos níveis de 10%, 5% e 1%. “y” representa a taxa de crescimento do PIB; “d” representa Dívida; “i” representa taxa de juros; “r” representa inflação; “e” representa taxa de câmbio; “Embi+” representa *Embi+*; “s” representa superávit primário.

Então, foi aplicado o modelo ARDL para todos os pares de variáveis. O modelo foi conduzido com o uso de constante restrita na especificação da tendência, também foram incluídas as *dummies* utilizadas no VEC como repressores fixos. Depois dos resultados testou-se se as *dummies* e a constante eram estatisticamente significantes e excluiu-se as que não apresentaram significância de pelo menos 10%.

Em seguida a correção de erros foi incluída, quando ela apresentou valores significativos foi estimado o modelo de longo prazo com a correção de erros, caso contrário foi estimado o modelo de curto prazo, que é o ARDL com as defasagens das variáveis diferenciadas e sem o

termo de correção de erros. Os resultados estão apresentados na Tabela XII. A causalidade foi verificada pela significância conjunta no *Wald Test*.

TABELA XII
TESTE DE CAUSALIDADE DE ENGLE-GRANGER

Hipótese Nula	Modelo	OBS	Estatística F	P-valor	Causalidade	ADL
ΔD não Granger causa ΔY	Curto Prazo	258	3.780155	0.0241	Sim	(4,2)
ΔY não Granger causa ΔD	Curto Prazo	260	6.927241	0.009	Sim	(2,2)
ΔI não Granger causa ΔY	Longo Prazo	250	15.86195	0.0000	Sim	(12,12)
ΔY não Granger causa ΔI	Curto Prazo	250	12.58429	0	Sim	(12,12)
ΔR não Granger causa ΔY	Longo Prazo	250	5.883427	0.0032	Sim	(12,6)
ΔY não Granger causa ΔR	Longo Prazo	254	14.71783	0	Sim	(4,2)
ΔE não Granger causa ΔY	Longo Prazo	250	15.90652	0.0000	Sim	(12,7)
ΔY não Granger causa ΔE	-	-	-	-	Não	-
$\Delta Embi+$ não Granger causa ΔY	Longo Prazo	250	5.195388	0.0005	Sim	(12,11)
ΔY não Granger causa $\Delta Embi+$	Curto Prazo	256	2.857744	0.0593	Sim	(6,6)
ΔS não Granger causa ΔY	Longo Prazo	250	17.01869	0.0000	Sim	(12,6)
ΔY não Granger causa ΔS	-	-	-	-	Não	-
ΔI não Granger causa ΔD	-	-	-	-	Não	-
ΔD não Granger causa ΔI	Longo Prazo	250	7.955811	0	Sim	(12,10)
ΔR não Granger causa ΔD	Curto Prazo	254	4.443769	0.0000	Sim	(12,7)
ΔD não Granger causa ΔR	Longo Prazo	254	22.15795	0	Sim	(8,7)
ΔE não Granger causa ΔD	Curto Prazo	260	12.82875	0.0004	Sim	(2,0)
ΔD não Granger causa ΔE	Longo Prazo	261	15.00638	0	Sim	(1,1)
$\Delta Embi+$ não Granger causa ΔD	Curto Prazo	253	12.14643	0.0000	Sim	(9,6)
ΔD não Granger causa $\Delta Embi+$	Longo Prazo	254	3.863187	0.0022	Sim	(1,8)
ΔS não Granger causa ΔD	Curto Prazo	261	3.441240	0.0647	Sim	(0,1)
ΔD não Granger causa ΔS	-	-	-	-	Não	-

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: A estatística F é o resultado da aplicação do Teste de Wald para a conjunto de coeficientes das variáveis dependentes. “ Δ ” representa variação; “y” representa a taxa de crescimento do PIB; “d” representa dívida; “i” representa taxa de juros; “r” representa inflação; “e” representa taxa de câmbio; “Embi+” representa *Embi+*; “s” representa superávit primário.

Resultados demonstram que na maioria dos casos, quando a taxa de crescimento do PIB é a variável dependente, o par de variáveis exibiu uma relação de longo prazo, o que significa que no longo prazo existe uma relação univariada das demais variáveis para a taxa de crescimento do PIB. Por outro lado, a taxa de crescimento do PIB também Granger causa o comportamento das demais variáveis, mas apenas no curto prazo, com exceção para a taxa de câmbio. A relação oposta acontece com a dívida, que parece ter uma relação de longo prazo apenas quando é a variável independente, entretanto, dívida Granger causa o comportamento das demais variáveis no curto prazo.

Resultado primário não é Granger causado nem pela taxa de crescimento do PIB nem pela dívida. A mesma relação foi encontrada na causalidade de Granger do VEC.

5.5. Resultados

No primeiro exercício foi estimada a relação estática entre o grupo de variáveis. Nessa parte não foi permitido que variáveis defasadas impactassem na variável dependente, uma vez que o objetivo primordial era entender se a relação mudava depois da Emenda Constitucional do Teto dos Gasto e depois de mudanças dos percentuais da dívida. Os resultados apontaram os mesmos sinais e pequenas mudanças nos coeficientes. Em todos os modelos empregados encontra-se a dívida impactando positivamente na taxa de crescimento do PIB.

A seguir estudou-se a causalidade entre as variáveis, pelo uso do VEC em uma análise multivariada e do ARDL em uma análise bivariada. A análise bivariada permitiu o impacto de variáveis defasadas e mostrou um resultado similar ao modelo estático. Nessa metodologia a dívida Granger causa a taxa de crescimento do PIB no curto prazo. Ademais, a taxa de crescimento do PIB é Granger causada pelo resto do sistema de variáveis, mas de uma forma negativa. Por outro lado, a análise multivariada apresentou resultados diferentes, na qual a dívida Granger causa a taxa de crescimento do PIB, mas de uma forma negativa no longo prazo.

A Tabela XIII apresenta uma comparação das duas metodologias quando a causalidade de Granger foi encontrada. No VEC, o sinal é o resultado cumulativo dos valores da função de impulso resposta. No ARDL são os valores da soma dos coeficientes defasados da variável dependente. As letras sobrescritas “S” e “L” representam que foi encontrada causalidade de Granger respectivamente nos modelos de curto e longo prazo.

TABELA XIII

COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS DA CAUSALIDADE DE GRANGER: VEC E ARDL

Causalidade	VEC	ARDL	Causalidade	VEC	ARDL
D → Y	Negativa ^L	Positiva ^S	Y → D	Negativa ^L	Negativa ^S
I → Y		Negativa ^L	Y → I	Positiva ^L	Positiva ^S
R → Y		Negativa ^L	Y → R	Negativa ^L	Positiva ^L
E → Y	Negativa ^L	Negativa ^L	Y → E		
Embi+ → Y		Negativa ^L	Y → Embi+	Negativa ^L	Positiva ^S
S → Y	Positiva ^L	Negativa ^L	Y → S		
I → D	Positiva ^L		D → I	Positiva ^L	Negativa ^L
R → D	Negativa ^L	Negativa ^S	D → R	Positiva ^L	Positiva ^L
E → D		Positiva ^S	D → E	Positiva ^L	Positiva ^L
Embi+ → D	Positiva ^L	Positiva ^S	D → Embi+	Positiva ^L	Positiva ^L
S → D		Negativa ^S	D → S		

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: Sobrescrito S representa causalidade de Granger no curto prazo, e Sobrescrito L representa causalidade de Granger no longo prazo. Y^g representa a taxa de crescimento do PIB; “D” representa dívida; “I” representa taxa de juros; “R” representa inflação; “E” representa taxa de câmbio; “Embi+” representa *Embi+*; “S” representa superávit primário.

Esse resultado nos traz a seguinte questão: Por que a dívida impacta positivamente a taxa de crescimento do PIB no curto prazo e negativamente no longo prazo? A resposta para essa questão leva em consideração diferenças entre as metodologias ARDL e VEC. Uma vez que o ARDL corre o risco de omissão de variáveis importantes e o VEC corre o risco de omissão de defasagens importantes, as duas análises devem ser usadas de forma complementar. Resultados do VEC consideram o impacto que a dívida deve gerar em outras variáveis, que também vão impactar na taxa de crescimento do PIB, como a inflação, a taxa de câmbio e *Embi+*, que são positivamente Granger causadas pela dívida e negativamente Granger causam o crescimento. Isto é, quando a dívida cresce, inflação, câmbio e *Embi+* também crescem, entretanto, todas elas vão contribuir para diminuir a taxa de crescimento. Além do mais, a função de impulso resposta do VEC apresentou impacto positivo da dívida sobre o crescimento durante o terceiro e o quinto período, o que está de acordo com os resultados do ARDL.

Assim sendo, pode-se dizer que no curto prazo a causalidade da dívida para o crescimento é positiva, entretanto, essa relação muda no longo prazo, quando a causalidade se torna negativa, ademais, parte dessa relação é pertinente ao impacto da inflação, taxa de câmbio e *Embi+*.

Outra abordagem que poderia ser utilizada para explicar as diferenças na causalidade da dívida para o crescimento no curto e no longo prazo é relacionada ao fato de que os multiplicadores fiscais não são duradouros, assim é mais provável que eles prevaleçam apenas no curto prazo, enquanto no longo prazo prevaleçam efeitos do *crowding-out*. Resultados do estudo de Matheson e Pereira (2016) mostram que os multiplicadores fiscais no Brasil tem curta duração. Além disso, as conclusões de Gadelha (2011) sobre a sincronização fiscal explicam que uma elevação inesperada nos gastos do governo um determinado quadrimestre tende a gerar uma consolidação fiscal no período seguinte. Assim, no longo prazo os efeitos do *crowding-out* prevalecem sobre os efeitos dos multiplicadores keynesianos.

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-234, jan. 2021

A causalidade do crescimento para a dívida também é negativa, o que significa que aumentos na taxa de crescimento do PIB causam reduções no percentual da dívida. Além disso, parte desse resultado é relacionado ao impacto da taxa de crescimento no *Embi+*, uma vez que a taxa de crescimento negativamente Granger causa *Embi+*, que por sua vez, positivamente Granger causa a dívida. Isto é, quando a taxa de crescimento aumenta, há uma diminuição do *Embi+* no longo prazo, assim a redução na dívida é relacionada ao crescimento direta e indiretamente.

O resultado primário apresentou-se completamente exógeno no VEC, no sentido que não é Granger causado por nenhuma das variáveis. No ARDL ele demonstrou ser estatisticamente significativo quando foi dependente apenas de seus valores defasados. Isso pode ser explicado pelo resultado encontrado por Gadelha (2011), que concluiu pela sincronização entre as receitas e despesas, o que faz o resultado primário muito mais dependente dessas duas variáveis do que das usadas nessa análise. Além disso, quando o resultado primário é a variável independente, ele diminui a dívida no curto prazo, entretanto ele apresenta resultados contraditórios na sua relação com a taxa de crescimento, assim, não é possível fazer conclusões confiáveis dessa relação.

A taxa de juros apresentou uma causalidade negativa de longo prazo com a taxa de crescimento apenas no ARDL e positiva com a dívida apenas no VEC, a última proposição está de acordo com os resultados de Gadelha e Divino (2008). Quando a taxa de juros é a variável dependente, ela parece ser positivamente Granger causada pela taxa de crescimento do PIB, no curto e no longo prazo. Entretanto, não é possível chegar a uma conclusão sobre a sua dependência da dívida, uma vez que ela apresentou sinais opostos no VEC e no ARDL.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES POLÍTICAS

O objetivo desse estudo foi determinar a relação entre a dívida pública e o crescimento no Brasil. Além disso, tentou-se compreender a interação entre a dívida e o crescimento econômico com outras variáveis, como a taxa de juros, a taxa de inflação, a taxa de câmbio e *Embi+*. Para atingir esse objetivo foram utilizadas equações de crescimento e análises multivariadas e bivariadas com causalidade de Granger, através da aplicação das metodologias VEC e ARDL.

Concluimos que a dívida e crescimento apresentam uma relação bidirecional, o que significa que uma causa e é ao mesmo tempo causada pela outra. Apesar da presença de causalidade nas duas direções, o comportamento não é o mesmo no curto e no longo prazo.

Dívida melhora o crescimento no curto prazo, mas pode ser prejudicial no longo prazo, não apenas pela sua relação direta com a taxa de crescimento do PIB, mas pela sua relação indireta através das variáveis inflação, taxa de câmbio e *Embi+*. Por outro lado, o crescimento reduz a dívida, no curto e no longo prazo, também se verifica o impacto indireto do crescimento na dívida pela redução do *Embi+*.

A importante implicação política desse resultado é que se nós pudermos entender melhor a relação entre a dívida e a inflação, câmbio e *Embi+*, talvez possamos amenizar o impacto negativo da dívida no crescimento pelo uso de outras políticas que possam ter impacto nessas variáveis.

Outra questão que surge é por que estudos aplicados a outros países puderam encontrar uma relação positiva de longo prazo entre a dívida e o crescimento, como nos resultados de Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2015) para Áustria, Finlândia e França. Qual a diferença entre o Brasil e outros países que apresentam essa relação positiva? Talvez a resposta esteja relacionada à destinação dos recursos da dívida, ou ainda, o impacto negativo de outras variáveis com a *Embi+* talvez não seja tão relevante como no Brasil. Essas questões podem ser melhor avaliadas em outro estudo e devem ser levadas em consideração pelos gestores públicos.

Além disso, o fato de a dívida melhorar o crescimento no curto prazo e prejudicar no longo prazo enfatiza o *trade-off* enfrentado pelos governantes para avaliar de forma objetiva se é tempo de promover a demanda agregada ou implementar medidas de austeridade. A atual situação de elevado endividamento e crise econômica torna a decisão ainda mais difícil, uma vez que medidas de austeridade podem deteriorar o crescimento no curto prazo. Assim sendo, avaliar a qualidade do gasto público, nomeadamente a eficiência e efetividade, pode ser um bom caminho para ajudar na decisão de em quais políticas ou programas adotar medidas de austeridade ou expansionistas.

Também, medidas com a Proposta de Emenda à Constituição (PEC) n° 187/2019, que propõe o uso de recursos dos fundos públicos para liquidar parcela da dívida parece ser uma forma mais eficiente de utilizar esses recursos, uma vez que parte deles não tem sido utilizada enquanto o governo paga juros sobre a dívida. Da mesma forma, o uso de parte das reservas de dólares do Banco Central para liquidar a dívida também pode ser uma boa solução, uma vez que a corrente depreciação cambial aumentou consideravelmente o lucro do Banco Central sobre essas reservas muito além do necessário para enfrentar possíveis perdas futuras.

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-234, jan. 2021

Adicionalmente, ações como o uso de parte da quantia poupada com medidas de austeridade em projetos de infraestrutura, conforme proposta apresentada na PEC 188/2019 também deve induzir a um maior crescimento econômico ao mesmo tempo que reduz a dívida.

Finalmente, não incluímos a dívida pública externa na análise porque desde outubro de 2006 a dívida pública externa líquida é negativa. Isso ocorreu devido a um esforço feito pelo governo para aumentar as reservas de dólares, diminuindo a vulnerabilidade relacionada a depreciações cambiais. Entretanto, pensamos que um trabalho futuro poderia avaliar a interação entre dívida externa líquida, reservas de dólares, taxa de câmbio e *Embi+*. Ademais, pensamos que o impacto de *Embi+* na dívida externa deve ser muito mais intenso do que na dívida total.

7. REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

- Afonso, A. 2008. “Ricardian Fiscal Regimes in the European Union.” *Empirica* 35 (3): 313–34. Acessado em 01 de outubro de 2020. <https://doi.org/10.1007/s10663-008-9066-3>.
- Afonso, A., and J. Alves. 2015. “The Role of Government Debt in Economic Growth.” *Hacienda Publica Espanola / Review of Public Economics, IEF* 215(4): 9–26. <https://ideas.repec.org/a/hpe/journal/y2015v215i4p9-26.html>.
- . 2016. “Reconsidering Wagner’s Law: Evidence from the Functions of the Government.” *Applied Economics Letters* 24 (5): 346–50. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2758664>.
- Afonso, A., and J. T. Jalles. 2013. “Growth and Productivity: The Role of Government Debt.” *International Review of Economics and Finance* 25: 384–407. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2012.07.004>.
- . 2014. “Causality for the Government Budget and Economic Growth.” *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2429909>.
- Afonso, António. 2008. “Ricardian Fiscal Regimes in the European Union.” *Empirica* 35 (3): 313–34. <https://doi.org/10.1007/s10663-008-9066-3>.
- Afonso, A., and Luís Martins. 2016. *Monetary Developments and Expansionary Fiscal Consolidations: Evidence from the EMU. International Journal of Finance and Economics*. Vol. 21. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1544>.
- Brunnermeier, Markus K., Luis Garicano, Philip R. Lane, Marco Pagano, Ricardo Reis, Tano Santos, David Thesmar, Stijn Van Nieuwerburgh, and Dimitri Vayanos. 2016. “The Sovereign-Bank Diabolic Loop and Esbies.” *American Economic Review* 106 (5): 508–12. <https://doi.org/10.1257/aer.p20161107>.
- Butts, Hector C. 2009. “Short Term External Debt and Economic Growth - Granger Causality: Evidence from Latin America and the Caribbean.” *Review of Black Political Economy* 36 (2): 93–111. <https://doi.org/10.1007/s12114-009-9041-7>.
- Cherif, Reda, and Fuad Hasanov. 2018. “Public Debt Dynamics: The Effects of Austerity, Inflation, and Growth Shocks.” *Empirical Economics* 54 (3): 1087–1105. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1260-3>.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

- Égert, Balázs. 2015. “Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effects: Myth or Reality?” *Journal of Macroeconomics* 43: 226–38. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.11.006>.
- Elliot, Graham, Thomas J. Rothenberg, and James H. Stock. 1996. “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root.” *Econometrica* 64 (4): 813–36. <https://doi.org/10.2307/2171846>.
- Enders, W. 2005. *Applied Econometric Time Series*. 2nd ed. Nova York: International Edition – Wiley.; Wiley Series in Probability and Statistics.
- Engle, Robert F, and C W J Granger. 1987. “Co-Integration and Error Correction : Representation , Estimation , and Testing Published by : The Econometric Society Stable URL : <Http://Www.Jstor.Com/Stable/1913236> REFERENCES Linked References Are Available on JSTOR for This Article : Reference # Refe” 55 (2): 251–76.
- Ewing, Bradley T. 2003. “The Response of the Default Risk Premium to Macroeconomic Shocks.” *Quarterly Review of Economics and Finance* 43 (2): 261–72. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(02\)00147-3](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(02)00147-3).
- Gadelha, Sérgio Ricardo de Brito. 2011. “Causalidade Temporal Entre Receita e Despesa Governamentais.” *Análise Econômica, Porto Alegre* 26 (56): 109–30. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>.
- Gadelha, Sérgio Ricardo de Brito, and José Angelo Divino. 2008. “Dominância Fiscal Ou Dominância Monetária No Brasil? Uma Análise de Causalidade.” *Economia Aplicada, São Paulo* 12 (4): 659–75. <https://doi.org/10.1590/s1413-80502008000400006>.
- . 2013. “Uma Análise Da Ciclicidade Da Política Fiscal Brasileira.” *Estudos Economicos* 43 (4): 711–43. <https://doi.org/10.1590/S0101-41612013000400004>.
- Gómez-Puig, Marta, and Simón Sosvilla-Rivero. 2015. “The Causal Relationship between Debt and Growth in EMU Countries.” *Journal of Policy Modeling* 37 (6): 974–89. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.09.004>.
- Johansen, Søren. 2002. “A Small Sample Correction for the Test of Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Model.” *Econometrica* 70 (5): 1929–61. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00358>.
- Johansen, Søren, and Katarina Juselius. 1990. “Maximum Likelihood Estimation and Inference

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

- on Cointegration — With Applications To the Demand for Money.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52 (2): 169–210. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>.
- Johansen, Søren, Rocco Mosconi, and Bent Nielsen. 2000. “Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend.” *The Econometrics Journal* 3 (2): 216–49. <https://doi.org/10.1111/1368-423x.00047>.
- Koop, Gary, M. Hashem Pesaran, and Simon M. Potter. 1996. “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models.” *Journal of Econometrics* 74 (1): 119–47. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4).
- Lai, Sue-Ling, Le-Huyen Trang, and Kuo-Cheng Kuo. 2015. “Causal Relationship among Debt, GDP and Inflation in France.” *International Journal of Intelligent Technologies and Applied Statistics* 8 (3): 205–24. <https://doi.org/10.6148/IJITAS.2015.0803.02>.
- Lanne, Markku, Helmut Lütkepohl, and Pentti Saikkonen. 2002. “Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts.” *Journal of Time Series Analysis* 23 (6): 667–85. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00285>.
- Lutkenpohl, H. 1991. *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- Maddala, G S, and In-moo Kim. 2004. *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*.
- Matheson, Troy, and Joana Pereira. 2016. “Fiscal Multipliers for Brazil.” *IMF Working Papers*. Vol. 16. <https://doi.org/10.5089/9781484307892.001>.
- Ng, Serena, and Pierre Perron. 2001. “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power.” *Econometrica* 69 (6): 1519–54. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00256>.
- Pastore, Affonso Celso, Edmar Bacha, João Victor Issler, Marcelle Chauvet, Marco Bonomo, Paulo Picchetti, Fernando Veloso, and Vagner Ardeo. 2020. “Economic Cycle Dating Committee - June 2020.” https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-06/brazilian-economic-cycle-dating-committee-announcement-on-06_29_2020-1.pdf.
- Pesaran, H. Hashem, and Yongcheol Shin. 1998. “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models.” *Economics Letters* 58 (1): 17–29. [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(98\)00214-6](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(98)00214-6).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

- Reinhart, Carment M., and Kenneth S. Rogoff. 2010. “Growth in a Time of Debt.” *National Bureau of Economic Reserarch*. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>.
- Rodrigues, Rodrigo Vilela, and Erly Cardoso Teixeira. 2013. “Gastos Públicos e Crescimento Econômico No Brasil Da Segunda Metade Do Século XX: Uma Abordagem Do Teste de Causalidade de Granger.” *Revista Políticas Públicas, São Luís* 17 (1): 115–25. <https://doi.org/10.18764/2178-2865.v17n1p115-125>.
- Saikkonen, Pentti, and Helmut Lütkepohl. 2002. “Testing for a Unit Root in a Time Series With a Level Shift at Unknown Time.” *Econometric Theory* 18 (2): 313–48. <https://doi.org/10.1017/S0266466602182053>.
- Vogelsang, T., and Pierre Perron. 1998. “Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time.” *International Economic Review* 39 (4): 1073–1100. url: <https://www.jstor.org/stable/2527353>.

**Gastos tributários e crescimento econômico no Brasil entre 2004 a 2015:
uma avaliação empírica****Caique Corcelli****Resumo**

Durante os Governos Lula e o primeiro Governo Dilma, os chamados gastos tributários da União cresceram a taxas anuais expressivas visando estimular o crescimento econômico. A desaceleração a partir de 2011, frente a expressiva expansão dos gastos tributários, lançou dúvidas a respeito da eficácia desta política pública. O presente trabalho utiliza dados dos Demonstrativos do Gasto Tributário para estimar a relação entre gastos tributários e crescimento econômico no Brasil a partir de um modelo de Painel, inspirado em Devarajan et. al. (1996). Os resultados apontaram que para cada 1% de aumento na razão gastos tributários/PIB, o crescimento *per capita* anual é reduzido na média em 0,013% e esta relação é linear. Argumenta-se que isso se deve ao fato de que os gastos tributários exigem poucas contrapartidas em termos de investimento, emprego e inovação tecnológica em setores de ponta, influenciando pouco o crescimento de longo prazo.

Palavras chaves: gastos tributários, política fiscal, crescimento econômico.

JEL: H20, H25

1. INTRODUÇÃO

As desonerações tributárias, ou os chamados gastos tributários federais, constituíram-se em um importante instrumento de política fiscal entre 2003 a 2014. Um de seus propósitos básicos era o de alavancar as taxas de crescimento do PIB, além de incentivar o desenvolvimento de setores específicos e reduzir as fortes disparidades regionais existentes no país. As desonerações fiscais assumiram um papel relevante durante os governos Lula e Dilma não apenas como instrumento anticíclico frente aos efeitos da crise financeira internacional em 2008 mas também como elemento ativo da política de desenvolvimento do período: “a visão teórica implícita nas ações do programa oficial atribuiu às desonerações tributárias amplo espaço de atuação, em especial como elemento ativo da política de desenvolvimento” (LOPREATO, 2013, p. 230)

Os gastos tributários federais cresceram de forma expressiva. Entre 2003 a 2006, por exemplo, os gastos tributários cresceram na média de 7,2% ao ano relativamente a 3,5% do PIB. Já entre 2011 a 2014, os gastos tributários cresceram na média de 13% ao ano frente a somente 2,6% do PIB. As razões para a expansão dos gastos tributários observada recentemente na economia brasileira são inúmeras. A grosso modo, podemos pontuar algumas causas centrais: i) a redução da capacidade de realização de investimentos públicos como forma de estimular a demanda agregada, sendo as desonerações fiscais a solução em parte encontrada para contrabalancear esse efeito; ii) os efeitos negativos da regressividade e complexidade da estrutura tributária sobre a competitividade industrial os quais, na ausência de uma reforma tributária ampla, faz necessária a ampliação das desonerações à diversos setores e empresas; e iii) o lançamento de políticas industriais que pressupuseram, dentre outras medidas, um conjunto de incentivos de caráter tributário (GENTIL e HERMANN, 2017; WERNECK, 2012).

A aparente desassociação entre benefícios fiscais e crescimento econômico chamou a atenção de diversos analistas. Serrano e Summa (2015), Cagnin, Prates e Freitas (2013) associam o baixo efeito das desonerações tributárias sobre a capacidade de crescimento da economia à ausência de contrapartidas exigidas pelos programas em termos de investimentos ou geração de emprego, além de pontuarem as dificuldades deste instrumento isolado, uma vez que o investimento é uma variável complexa. Outros, como Werneck (2012) e Lisboa (2014) apontaram para efeitos indiretos dos incentivos tributários sobre o sistema tributário de referência alegando a desfiguração deste e a elevação da complexidade tributária.

O suposto caráter “incentivador de setores da economia” (RECEITA, 2017) dos gastos tributários, combinado aos dados de baixo crescimento do PIB observados, lança uma controvérsia a respeito de sua eficácia em tal quesito. Autores que se debruçaram especificamente na análise dos dados dos Demonstrativos dos Gastos Tributários (ANDREAZZI e OCKÉ-REIS, 2007; MACIEL, 2010; IPEA, 2011; CURADO e CURADO, 2016) apontaram para a necessidade de mensuração de algumas de suas implicações para o conjunto da economia dentre elas a dimensão do crescimento. A hipótese que se pretende verificar é se os gastos tributários federais, em conjunto, possuem algum efeito sobre o crescimento econômico. Essa hipótese é avaliada a partir da estimação de um painel dinâmico fundamentado na literatura de crescimento endógeno e adaptado ao Brasil. Em razão da baixa quantidade de observações, são utilizados dados regionais.

O trabalho está organizado da seguinte forma: a próxima seção conceitua e apresenta a metodologia de cálculo dos gastos tributários a partir dos relatórios da Receita Federal; a segunda seção faz uma breve análise descritiva dos dados, além de uma comparação internacional e pontua os critérios observados no conjunto total de programas; a terceira, revisa a literatura sobre gastos tributários e sobre a relação entre setor público (tributação e gastos públicos) e crescimento econômico endógeno; a quarta e quinta seção são referentes ao modelo, descrevem os dados utilizados na equação de crescimento, a metodologia econométrica e os resultados. Por fim, são feitas as conclusões.

1.1. Gastos Tributários: Conceito e Método de Apuração

O conceito de desoneração fiscal é amplo e não há consenso na literatura a respeito de sua definição¹⁷. Do ponto de vista da Receita Federal, desonerações são definidas como todas e quaisquer situações que promovam “presunções creditícias, isenções, anistias, reduções de alíquotas, deduções, abatimentos e diferimentos de obrigações de natureza tributária”. Estas situações devem possuir, por sua vez, a finalidade de:

- a) simplificar e/ou diminuir os custos da administração;
- b) promover a equidade;

¹⁷ Para uma breve discussão sobre desonerações ver Pellegrini (2018).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

c) corrigir desvios;

d) compensar gastos realizados pelos contribuintes com serviços não atendidos pelo governo;

e) compensar ações complementares às funções típicas de Estado desenvolvidas por entidades civis;

f) promover a equalização das rendas entre regiões; e/ou,

g) incentivar determinado setor da economia (RECEITA, 2017)

O conceito de gasto tributário deriva da definição de desonerações, pois os gastos tributários tomam para si os objetivos representados pelos itens d, e, f e g. Os gastos tributários são um tipo de desoneração fiscal que visam compensar gastos realizados pelos contribuintes com serviços não atendidos pelo governo, compensar ações complementares às funções do Estado, promover equalização de renda entre regiões (reduzir a desigualdade regional) e incentivar setores da economia.

Tais desonerações que definem gasto tributário são também ações que poderiam ser substituídas por gastos públicos diretos, de acordo com a Receita. Dessa forma, de maneira sintética, os gastos tributários podem ser definidos e expressos como:

[...] gastos indiretos do governo realizados por intermédio do sistema tributário, visando atender objetivos econômicos e sociais. São explicitados na norma que referencia o tributo, constituindo-se uma exceção ao sistema tributário de referência, reduzindo a arrecadação potencial e, conseqüentemente, aumentando a disponibilidade econômica do contribuinte. Têm caráter compensatório, quando o governo não atende adequadamente a população quanto aos serviços de sua responsabilidade, ou têm caráter incentivador, quando o governo tem a intenção de desenvolver determinado setor ou região (RECEITA, 2017, p. 10).

A metodologia para o cálculo dos valores dos gastos tributários passou a ser divulgada pela Receita somente a partir de 2017. O método para estimar a renúncia fiscal segue o princípio da perda de arrecadação. Este princípio consiste, grosso modo, em confrontar duas situações básicas: na qual os valores seriam arrecadados em condições normais, ou seja, na ausência do benefício fiscal, com os valores previstos para serem arrecadados na vigência do incentivo (RECEITA FEDERAL 2017).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Para a projeção destas situações – a arrecadação prevista –, a Receita utiliza índices macroeconômicos representativos da variação de preço e da quantidade produzida esperadas para o período seguinte. O cálculo é realizado com base nas informações divulgadas pela Secretaria de Política Econômica (SPE) do Ministério da Fazenda. O valor do gasto tributário apresentado nos Demonstrativos do Gasto Tributário representa, portanto, uma estimativa da perda de arrecadação da União para o ano seguinte dada a vigência da alteração tributária¹⁸.

Algumas limitações deste método de cálculo são evidentes. Não são consideradas, por exemplo, as possibilidades de alteração do comportamento do contribuinte após o receber o estímulo fiscal, fato que poderia afetar a arrecadação projetada. Também se desconsideram os efeitos indiretos que um segmento desonerado possa causar aos demais, fato que, por sua vez, se positivo, poderia diminuir o potencial negativo para a arrecadação, pois eleva o pagamento de tributos *ex-post*.

A exceção ao uso de estimativas para projetar a perda de arrecadação potencial é a série dos “Demonstrativos do Gasto Tributário - Bases Efetivas” em que a perda de arrecadação é recalculada sob os dados efetivamente observados em determinado ano. Por ser um relatório elaborado *a posteriori*, uma vez que recalcula os valores com base em dados efetivos, é divulgado somente dois anos após o ano de referência¹⁹.

Com dados em base anual, os relatórios com projeções possuem série histórica maior uma vez que se encontram disponíveis desde 1995 enquanto os relatórios em bases efetivas são disponibilizados somente a partir de 2006.

2. EXPANSÃO DOS GASTOS TRIBUTÁRIOS NO BRASIL: BREVE ANÁLISE DESCRITIVA

Antes de partir para a análise dos dados apresentados no Demonstrativos do Gasto Tributário convém apresentar estatísticas de países da América Latina consolidadas a partir de

¹⁸ Os índices a que a Receita especificamente se refere para projetar as bases de cálculo não são divulgados.

¹⁹ Os valores de renúncias fiscais encontram-se disponibilizados em diversos relatórios no sítio da Receita Federal. Nos “Demonstrativos do Gasto Tributário” são apresentadas as projeções de perda de receita com benefícios fiscais concedidos pela União através do sistema tributário e que se enquadram no conceito de gasto tributário. A série “Desonerações Tributárias” apresenta os valores de desonerações não incluídas no conceito de gasto tributário. A série “Desoneração da folha de pagamentos” apresenta as perdas de arrecadação e maiores detalhes associados aos impactos fiscais da lei que desonerou a folha de pagamentos (BRASIL, 2011; BRASIL, 2015) apesar dos montantes também estarem representados no primeiro relatório. Por fim, as séries “Programas, Eventos e demais benefícios fiscais” e “Reintegra” apresentam as perdas de arrecadação de programas específicos e do programa de reintegração de créditos tributários para empresas exportadoras (Reintegra).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

dados do Centro Interamericano de Administraciones Tributarias (CIAT) com intuito de fornecer parâmetros de referência para a dimensão do gasto tributário no Brasil e para contextualizá-lo.

A Tabela 1 consolida a razão gasto tributário sobre PIB de países da região (conforme disponibilidade dos valores). Nota-se que o Brasil se encontra acima da média dos países selecionados, apresentando uma razão média, para o período entre 2008 a 2016, de 4,3% do PIB. Chama atenção a semelhança com o Chile, uma vez que deste país era esperado uma menor participação de incentivos fiscais. O México, que possui estrutura produtiva e dimensões mais próximas da economia brasileira, apresentou uma relação gasto tributário sobre PIB de 2,9% em 2016. Nota-se que os gastos tributários no Brasil se encontram acima da média dos países que dispunham dos dados, ainda que esta afirmação não seja válida para o período anterior a 2012. A diferença após 2012 para o Brasil em relação aos demais resulta, em grande medida, do efeito de dois programas: o programa de desoneração da folha de pagamentos e mudanças nas regras do Simples Nacional.

TABELA 1 – GASTOS TRIBUTÁRIOS EM % DO PIB – PAÍSES SELECIONADOS DA AMÉRICA LATINA, 2008-16

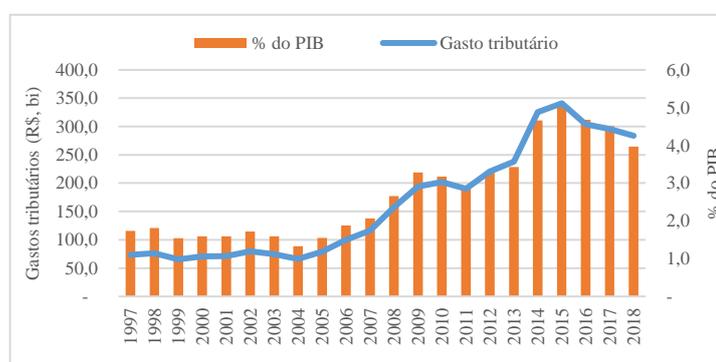
País/período	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Argentina	2,1	2,0	2,3	2,5	2,6	1,9	2,5	2,9	2,8
Brasil	2,5	3,1	3,0	2,8	3,3	3,4	4,8	4,9	4,3
Chile	5,0	4,8	4,7	5,0	4,5	-	4,3	4,5	4,3
Colômbia	3,1	3,2	3,2	-	-	3,2	0,7	-	-
Costa Rica	-	-	5,5	5,5	5,6	5,3	5,1	5,2	5,1
Equador	-	4,2	4,2	4,7	4,9	4,7	4,1	-	-
Guatemala	8,0	7,9	7,8	7,5	8,4	2,6	2,5	2,5	-
Honduras	-	-	-	6,2	6,5	-	-	-	-
México	4,7	3,8	3,6	3,9	3,8	3,3	2,9	2,9	2,9
Paraguai	1,9	1,8	1,9	-	-	1,7	1,9	1,7	1,7
Peru	2,0	1,9	2,1	1,8	1,9	2,0	2,2	2,3	2,2
Uruguai	5,7	5,7	6,3	6,3	6,4	6,4	6,3	-	-
Média	3,9	3,9	4,1	4,6	4,8	3,4	3,4	3,4	3,3

Fonte: elaboração própria a partir de dados do CIAT (Centro Interamericano de Administraciones Tributarias) – Dirección de Estudios e Investigaciones Tributarias.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Os gastos tributários no Brasil passaram por um crescimento considerável nos últimos 18 anos segundo a Figura 1. A razão sobre o PIB saiu de 1,7% em 1997 para 4,9% em 2015. A taxa média de crescimento dos gastos tributários alcançou 8,2% ao ano frente somente 2,2% do PIB. A trajetória de crescimento dos gastos tributários, que se inicia durante os governos Lula, é intensificada durante o primeiro governo Dilma.

FIGURA 1 – EVOLUÇÃO DO GASTO TRIBUTÁRIO EM PROPORÇÃO DO PIB, EM R\$ BILHÕES* – BRASIL, 1997-2018



Fonte: elaboração própria a partir de dados dos Demonstrativos do Gasto Tributário (vários anos). *Valores deflacionados pelo deflator do PIB de 2017. O valor para o PIB de 2018 é uma estimativa da Receita Federal.

Nota-se na Figura 1 que o gasto tributário exibe um caráter procíclico. Com a crise de 2008, que afetou a economia brasileira em 2009, o crescimento dos gastos tributários desacelera, movimento também observado após 2015, em um cenário de contração da atividade. Entre 2003 a 2006 os gastos tributários cresceram na média de 7,2% ao ano relativamente aos 3,5% médios do PIB naquele período e entre 2007 a 2010, a taxa média de crescimento do gasto tributário atingiu 5,4% vis-à-vis 4,6% médios do PIB. Este resultado é função dos programas: Simples Nacional, Rendimentos Isentos e não tributáveis do IRPF, ZFM e Áreas de livre comércio, Desoneração da Cesta Básica e Exportação da Produção Rural, Entidades Sem Fins Lucrativos - Isentas/Imunes, Deduções do Rendimento Tributável do IRPF, conforme Tabela 2. Entre 2011 a 2014, o crescimento dos gastos tributários atingiu a média de 13,7% contra somente 2,4% de crescimento do PIB. Este resultado é fortemente influenciado pela desoneração da folha de pagamentos em que pese a renovação e alterações nos demais programas²⁰.

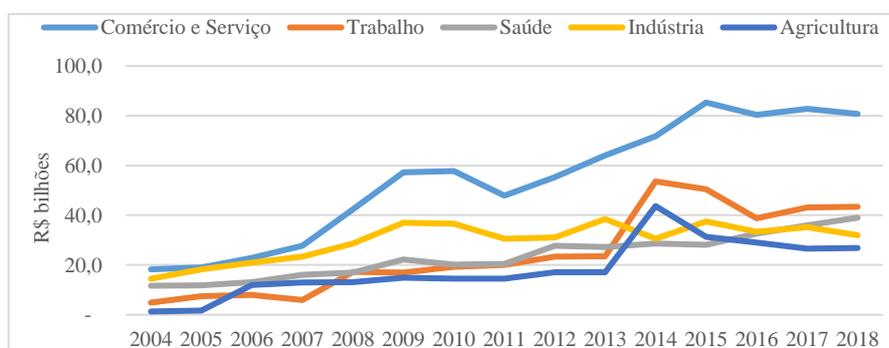
²⁰ Percebe-se que a queda na média de -3,1% do gasto tributário total entre 2015 a 2018 deve-se, ainda que não exclusivamente, às renúncias com a desoneração da folha que caíram -38,6%, aos benefícios à Zona Franca

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021
TABELA 2 – TAXA DE CRESCIMENTO ACUMULADA DOS 13 PRINCIPAIS PROGRAMAS, EM % – BRASIL, 2006/2018

Programa/subperíodo	2006-2010	2010-2014	2014-2018
Total	168,3	119,3	13,5
Simplex Nacional	286,6	99,1	30,5
Rendimentos Isentos e não tributáveis do IRPF	118,0	183,0	39,0
Zona Franca de Manaus e Áreas de livre comércio	129,9	64,1	-3,0
Desoneração da Cesta Básica e Exportação da Produção Rural	57,70	221,2	7,1
Entidades Sem Fins Lucrativos - Isentas / Imunes	123,8	60,8	21,5
Deduções do Rendimento Tributável do IRPF	55,1	213,1	17,8
Desoneração da folha de salários*	-	2176,1	-38,6
Benefícios Trabalhador	451,8	17,0	45,1
Medicamentos	46,8	99,2	102,0
Poupança e letra imobiliária garantida	-	-	64,9
Desenvolvimento Regional	173,9	4,6	-11,3
Informática	108,2	39,6	25,4
Pesquisa Científica Tecnológica e Inovação Tecnológica	260,4	6,2	28,0

Fonte: elaboração própria a partir de dados dos Demonstrativos do Gasto Tributário (vários anos). *Dados a partir de 2012.

Outra forma de observar a evolução dos gastos tributários é pela segmentação por funcional. A evolução por funcional (Figura 3) destaca o expressivo crescimento dos incentivos voltados para “Comércio e serviço”, segmento que representa a maior parte do gasto tributário sob influência do Simplex Nacional que ganha expressividade a partir de 2006. A partir de 2013 houve forte crescimento das renúncias para a funcional “Trabalho”, que considera o programa de desoneração da folha de pagamentos, e também para a funcional “Agricultura”.

FIGURA 3 – EVOLUÇÃO DO GASTO TRIBUTÁRIO DAS 5 PRINCIPAIS FUNCIONAIS AGREGADAS, EM R\$ BILHÕES – BRASIL, 2004-2018


Fonte: elaboração própria a partir de dados dos Demonstrativos do Gasto Tributário (vários anos). *Valores deflacionados pelo deflator do PIB de 2017.

de Manaus que se reduziram em -3% e os incentivos ligados ao desenvolvimento regional que tiveram queda de -11%.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

No intuito de elencar os critérios dos programas uma vez que as contrapartidas exercem influência nos seus efeitos das desonerações para a atividade, a partir do relatório de 2018²¹ foi feita uma seleção que indica a proporção dos programas que desoneram os seguintes gastos: i) investimentos; ii) pesquisa tecnológica; iii) importação de bens e vendas no mercado interno, iv) exportação e v) aquisição de produtos nacionais. A Tabela 6 destaca que 43% do programas de desonerações consistem em incentivos ligados à importação de bens e vendas no mercado interno. Observamos que as desonerações estão, em geral, pouco concentradas em estímulos para a exportação de bens e serviços, à aquisição de bens produzidos nacionalmente, à pesquisa tecnológica e aos investimentos.

TABELA 6 – CONTRAPARTIDAS DOS PROGRAMAS DE INCENTIVO TRIBUTÁRIO COM BASE NO DEMONSTRATIVO DOS GASTOS TRIBUTÁRIOS DE 2018

Contrapartidas	% em relação ao total
Novos investimentos, construção, conservação, modernização, ampliação, reparo, aplicação em projetos para o desenvolvimento regional, incorporação imobiliária	15,9
Pesquisa tecnológica, aquisição de bens destinados especificamente à pesquisa científica e tecnológica (importado ou nacional) ou exclusão de despesas ligadas a pessoal para o desenvolvimento de softwares/serviços de TI	11,1
Importação de bens (matérias primas, produtos intermediários, máquinas, equipamentos, softwares) e/ou vendas no mercado interno	42,9
Exportação e promoção de produtos e serviços brasileiros no exterior	4,8
Aquisição de produtos nacionais	15,9
Outros/não possuem	9,5

Fonte: elaboração própria a partir de dados do Demonstrativo dos Gastos Tributários

A maior parte dos programas geradores de gastos tributários estimula a importação de bens em geral – matérias primas, bens intermediários, máquinas e equipamentos – e vendas no mercado interno. Trata-se de um reflexo direto da Zona Franca e das Áreas de Livre Comércio. A quantidade de programas ligados à exportação de bens e serviços ou à aquisição de produtos nacionais é pequena e chega a somente 20% do total. Ainda mais importante é o fato de que somente uma parte pequena dos gastos tributários está diretamente associada a exigência de novos investimentos ou a investimentos em pesquisa, desenvolvimento de produtos e inovação tecnológica – 26% do total. Este fato é relevante dentro da perspectiva do

²¹ Para avaliar quais tipos de atividades/gastos recebem desonerações foi utilizado apenas como referência o relatório de 2018, pois esse relatório apresenta uma descrição mais completa de cada programa.

crescimento a longo prazo uma vez que o investimento e a inovação tecnológica são importantes determinantes da taxa de acumulação de capital.

3. REVISÃO DE LITERATURA

3.1. Gastos Tributários no Brasil

Andreazzi e Ocké-Reis (2007) e Ocké-Reis (2013) analisaram os gastos tributários orientados exclusivamente às áreas da saúde, educação e assistência social. A renúncia fiscal na área da saúde é gerada em grande medida pelos abatimentos de gastos com serviços de saúde privada do imposto de renda das pessoas físicas e jurídicas. A renúncia fiscal em saúde alcançou o equivalente a 22,5% do total de gasto público federal com saúde pública em 2011 (OCKÉ-REIS, 2013, p. 4). Segundo o autor, a trajetória de alta da participação desse gasto no total de incentivos fiscais entre 2003 a 2011 evidencia a ampliação do conflito distributivo na esfera da saúde concomitantemente a descaracterização do papel do Estado nesta esfera, uma vez que o uso de recursos públicos para abatimento de gastos com saúde privada compromete o financiamento do Sistema Único de Saúde (SUS). Neste sentido, dado o contexto de sub financiamento do sistema de saúde pública, Ocké-reis (2013) aponta para a necessidade de revisão geral do incentivo tributário à despesas médicas privadas.

Paes (2014a) busca encontrar relação entre gastos tributários e indicadores de desigualdade (Índice de Gini) e de qualidade de vida (IDH), taxas de analfabetismo, escolaridade, mortalidade infantil e expectativa de vida considerando outros países além do Brasil. O autor encontra que, a despeito de um expressivo volume de incentivos fiscais, países da América Latina exibem piores desempenhos nestes indicadores relativamente aos países membros da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico) argumentando para hipótese de baixa eficácia dos gastos tributários no que concerne a melhoria dos indicadores avaliados.

Maciel (2010) destaca o aumento dos incentivos à Zona Franca de Manaus (ZFM) mas também as implicações das mudanças na legislação do Simples Nacional para a explicação do crescimento dos gastos tributários. O Simples Nacional (BRASIL, 2006) passou a vigorar a partir de 2006 e consiste na desoneração de diversos impostos e contribuições sociais federais,

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

além de tributos de competência de Estados e Municípios, em troca de uma alíquota única sobre a receita bruta.

Paes (2014b) argumenta que o regime simplificado é importante para as pequenas empresas uma vez que gera uma situação de maior equidade em relação às empresas maiores. O autor argumenta que, no entanto, apesar dos benefícios do regime, seu custo fiscal é elevado. Desde sua vigência, o regime do Simples Nacional sofreu alterações na direção de ampliação dos limites de faturamento e dos setores contemplados. Em 2011, foram ampliados os limites de receita bruta anual para enquadramento no regime e reduzidas alíquotas gerais (BRASIL, 2011a) e, em 2014, novos setores foram incluídos (BRASIL, 2014).

Curado e Curado (2016) buscaram mensurar os gastos tributários voltados às políticas industriais lançadas a partir de 2004. No período entre 2004 a 2011, uma das marcas da política econômica do governo federal foi o lançamento de um conjunto de políticas industriais representadas pelo lançamento da Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (PITCE), a Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP), lançada em 2008 como um desdobramento da PITCE e o Plano Brasil Maior (PBM) lançado no final de 2011. “A nova política industrial, inaugurada em 2004, ocorreu concomitantemente à vigência e permanência de um amplo conjunto de desonerações herdadas do passado” (CURADO e CURADO, 2016, p. 23).

Cálculos dos autores com base nos Demonstrativos do Gasto Tributário estimaram que os gastos tributários efetivamente destinados à política industrial saíram de 0,45% do PIB para 0,73% do PIB entre 2004 a 2009. Em 2013, portanto, após a crise internacional, estes se estabilizam em 1% do PIB frente aos 4% do PIB que representavam os gastos tributários totais. Isto é, apesar do lançamento de diversos programas voltados ao estímulo da competitividade e ao desenvolvimento tecnológico, os incentivos ligados efetivamente à política industrial responderam por apenas 25% do total de desonerações (CURADO e CURADO, 2016, p. 18).

A ampliação dos gastos tributários como proporção do PIB industrial aponta para o aprofundamento da dependência do setor industrial de desonerações tributárias do governo. Se uma política industrial bem desenhada é aquela que após incentivar determinada atividade lhe dá condições de caminhar de forma independente, o movimento observado a partir de 2008 não nos sugere uma avaliação das mais favoráveis (CURADO e CURADO, 2016, p. 20).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Os autores observam neste período um forte aumento dos benefícios tributários direcionados às Áreas de Livre Comércio (ALC) e à Zona Franca de Manaus (ZFM), regiões que exibem certa concentração produtiva e para empresas do setor automotivo. Neste sentido, argumentam que os gastos tributários que mais se ampliaram entre o período de 2003 a 2014 estiveram orientados a setores tradicionais, pouco intensivos em tecnologia e que não se inserem em uma concepção de política industrial “moderna”, que vai além da perspectiva setorial²².

3.2. Crescimento Econômico de Longo Prazo: Teoria do Crescimento Endógeno e outras Contribuições

Harrod (1939), Solow (1956) e Romer (1986, 1990) argumentaram que o crescimento da renda *per capita* no longo prazo é o resultado da acumulação de fatores de produção – capital e trabalho. As inovações tecnológicas, incorporadas ao processo produtivo, assumem um papel central na geração de retornos de escala na produção, fato que se encontra na raiz da elevação da produtividade e, portanto, do nível de renda. Assim, a busca por retornos de escala na produção se constitui em um norte para a obtenção de maiores taxas de crescimento e elevação do nível de renda *per capita*.

O investimento em capital físico e qualificação do capital humano são formas para obtenção de retornos de escala. A partir da análise empírica sobre as causas do crescimento *per capita* de 98 países entre o período de 1960 a 1985, Barro (1991) afirma que o investimento em capital e a qualificação da mão-de-obra explicam boa parte dos diferenciais de renda entre países.

Sala-I-Martin (1997) compilou diversos estudos empíricos sobre as causas do crescimento econômico, publicados entre a década de 1980 e 1990, para avaliar a robustez de 60 variáveis utilizadas na literatura. Observam que, para uma amostra com países desenvolvidos e em desenvolvimento, o investimento em máquinas e equipamentos e o capital humano são centrais. Além disso, a pauta de exportação dos países, graus de abertura, taxa de câmbio e diversos elementos da organização social e política apresentaram robustez estatística em afetar

²² Curado e Curado (2016) ressaltam ainda que a funcional “Indústria” não inclui alguns gastos tributários diretamente ligados ao setor, como o Programa de Desenvolvimento da Indústria de Semicondutores (Padis) e o Programa de Apoio ao Desenvolvimento Tecnológico da Indústria de Equipamentos para a TV Digital (PADTV) os quais, durante sua vigência, se inseriam na funcional “Ciência e Tecnologia”. Outro exemplo são as desonerações para a cadeia produtiva da indústria naval e aeronáutica que se encontram na funcional “Transporte”.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

as taxas de produtividade. Apesar do capital físico e humano serem indispensáveis e em geral, o ponto de consenso, outras variáveis passíveis de afetar a produtividade marginal destes fatores variam de estudo para estudo.

No final da década de 1980, com os trabalhos da Nova Geografia Econômica (NGE), o modelo de crescimento endógeno consagrado em Solow (1956) recebeu a crítica de que os fatores de produção não estariam sujeitos a plena mobilidade em vista da existência de custos de transportes. A presença destes custos implica na concentração de capital ou de trabalho em determinadas regiões e explicaria disparidades regionais de crescimento e de nível de renda.

Krugman (1991) ressalta que o grau de concentração produtiva em determinadas regiões assume papel relevante na explicação dos diferenciais de renda e deve ser incorporado à análise do crescimento. A concentração, por sua vez, está associada ao custo de transporte. A aglomeração de atividades atua como força “centrípetas”, uma vez que atrai novas atividades, ao contrário do custo de transporte. O elo entre uma maior concentração de atividades produtivas e maiores taxas de crescimento está nos ganhos de escala dado pela proximidade entre as atividades²³.

Há uma extensa literatura sobre a relação entre a indústria e o crescimento do produto e da produtividade agregada a qual aponta para a importância do setor industrial em razão de sua particularidade (HIRSCHMAN, 1958; KALDOR, 1957). O setor industrial incorpora e difunde o progresso técnico e, portanto, exibe altas taxas de produtividade; como decorrência, apresenta também maiores salários médios e, em terceiro, produz efeitos de encadeamento (*spillovers*) para demais setores, impulsionando o setor de serviços sofisticados – com maiores salários – e ao aumento de produtividade do setor agrícola. Do ponto de vista dos trabalhos empíricos que avaliaram esse efeito, considerando amostras com diversos países e séries históricas longas, que passam pelo período de industrialização (RODRIK, 2009; VIERA, AVELLAR e VERÍSSIMO, 2013; COSTA et al., 2014), usando modelo de painel dinâmico, apontaram influências positivas da indústria sobre a taxa de crescimento *per capita* de longo prazo, em razão dos pontos mencionados.

²³ A concentração ainda contribui para que haja atração de mão de obra especializada e atividades de setores interligados, o que reduz os custos gerais de operação na região e, por sua vez, incentivaria um ciclo de atração de novas atividades. Por outro lado, podem haver efeitos negativos da concentração industrial para o crescimento ligados, por exemplo, ao aumento da densidade demográfica, poluição, tráfego excessivo, criminalidade e aumento do custo de moradia nas regiões centrais.

No Brasil, Bresser-Pereira e Marconi (2008) e Oreiro e Feijó (2010) criticam a perda da participação da indústria sobre o PIB e a reprimarização da pauta de exportação brasileira. Segundo os autores, a queda da razão indústria PIB se deve à câmbio apreciado, juros altos e ao crescimento vertiginoso nos preços das commodities entre 2003 a 2010. O *boom* nos preços, a despeito de elevar a produção agrícola e extrativa mineral, não afetou o setor industrial como um todo, levando a uma queda da participação da indústria combinado ao maior crescimento do PIB.

3.3. Tributação e Crescimento

A relação entre tributação e crescimento também foi explorada por um conjunto de trabalhos com modelos de crescimento endógeno e os resultados apresentam, assim como os que exploraram o lado do gasto público, grande variabilidade, dificuldades interpretativas e de comparação dos resultados.

Como visto, a acumulação de capital exerce papel central na determinação da taxa de crescimento per capita de longo prazo. Lucas (1990) estima para os EUA que a redução de impostos sobre a renda - “capital income” – teria como contrapartida o aumento dos estoques de capital e maior crescimento *per capita* a longo prazo. Esta relação está em linha com Kneller et al (1999), mas não foi observada em outros trabalhos, como Easterly e Rebelo (1993), Stokey e Rebelo (1995) e Mendoza et al. (1997) os quais encontraram efeitos nulos para o crescimento oriundos da redução da tributação sobre a renda do capital.

O imposto distorcivo afeta diretamente o retorno sobre a acumulação de capital físico. Pela dificuldade implícita de separação entre a tributação que incide diretamente sobre o investimento e a incidente sobre a renda do capital, essa literatura separa de forma grosseira entre impostos ligados à renda do capital/trabalho, impostos ligados ao consumo e impostos ligados à propriedade. A distorção ou não é uma decorrência da lógica do modelo de crescimento de Solow, uma vez que o capital se acumula como o resultado da taxa de poupança (do capital e do trabalho). Assim a tributação sobre a renda reduzirá o volume de capital físico e humano, ao passo que se observa o contrário quando a taxa se desloca para o consumo ou a propriedade.

Arnold et al. (2011) investiga os efeitos de alterações na proporção entre impostos diretos e indiretos ou distorcivos e não distorcivos sobre o crescimento a partir de um painel

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

com 21 países da OCDE entre 1971 e 2004. O autor faz uma divisão entre o crescimento de curto e longo prazo. A carga tributária é dividida em quatro esferas, impostos que incidem sobre a renda do trabalho, capital, consumo e propriedade. Apesar dos mesmos resultados significativos e positivos para reduções da tributação sobre a renda do trabalho e do capital, que se sustenta na lógica da equivalência ricardiana, conclui para efeitos positivos de desonerações no curto prazo – em razão da redução da tributação sobre o trabalho que, dentro de uma sistemática em que a oferta e demanda de trabalho são determinadas pelo salário real, reduzem o desemprego – no longo prazo, quando orientadas à inovação e ao investimento na produção, ampliam a oferta agregada. Em suma, o trabalho aponta para um funcionamento das desonerações no curto prazo, como instrumento anticíclico, mas, no longo prazo, são efetivas quando orientadas ao investimento para que haja um deslocamento da curva de oferta.

Baiardi et al. (2018) contradiz alguns dos resultados encontrados por Arnold et. al (2011) utilizando uma amostra com 34 países membros da OCDE durante o período de 1995 a 2014. Estimam que uma redução generalizada da carga tributária é capaz de elevar o crescimento do PIB per capita de longo prazo, mas uma alteração da composição da carga via redução de impostos sobre a renda do capital e do trabalho e aumento dos impostos sobre consumo não encontra efeitos significativos. Estes resultados apontariam para a diferença entre estimular diretamente o investimento e a inovação tecnológica e uma simples redução da tributação sobre a renda, fato que não garante o deslocamento da renda disponível para o investimento produtivo e que, portanto, não altera a oferta no longo prazo.

3.4. Gastos Públicos e Crescimento

Barro (1990) formaliza a relação entre gastos públicos e crescimento sendo o setor público inserido na função de produção do setor privado como uma externalidade positiva com capacidade para elevar a produtividade dos fatores capital e trabalho. Neste sentido, a eficácia do gasto público é na geração de ganhos de escala ao setor privado, portanto, o capital público é um elemento que atua sobre o crescimento através da oferta ao gerar externalidades positivas. Para Barro (1990), o gasto público produtivo está ligado *a priori* à expansão do capital físico social ou à despesa de capital do setor público. Por outro lado, as despesas correntes são necessariamente improdutivas, reduzindo a produtividade agregada.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Devarajan et al. (1996) propõe um modelo teórico sem incorrer em hipóteses *a priori* sobre a produtividade de cada gasto, ao contrário de Barro (1990; 1991), avaliando os efeitos da composição do gasto público – participação das despesas correntes e de capital sobre o total de gasto – sobre a taxa de crescimento *per capita*. Decompondo os gastos públicos entre despesas correntes e de capital, avaliam a partir de qual patamar certos gastos, inicialmente produtivos, se tornariam improdutivos. Segundo o modelo, a produtividade de cada tipo de gasto está sujeita a lei dos rendimentos marginais decrescentes: quanto menor a participação de certo gasto no total maior tende a ser seus incrementos marginais para o crescimento *per capita*. Portanto, tanto os gastos de capital quanto os gastos correntes podem ser produtivos, porque dependem de suas participações iniciais. O intuito do modelo é ponderar pela participação relativa do gasto já existente, o que permitiria apontar para possíveis excessos de recursos à determinada área, fato que, em outras palavras, contribuiria para um efeito marginalmente menor sobre a atividade.

A partir de um painel com 43 países emergentes entre 1970 a 1990, Devarajan et al. (1996) conclui que as despesas de capital, da qual se esperaria um efeito positivo sobre a produtividade, se encontraram improdutivas neste conjunto de países. O resultado aquém do que seria esperado *a priori* é explicado pelos retornos marginais decrescentes. Por outro lado, as despesas que se mostraram produtivas foram o consumo da administração pública, que é parte dos gastos correntes.

No Brasil, Rocha e Giuberti (2007) buscaram avaliar quais os gastos produtivos e improdutivos para a taxa de crescimento do PIB *per capita* no longo prazo dos Estados brasileiros entre o período de 1986 a 2003. Com base em Devarajan et al. (1996) o impacto da política fiscal foi condicionado à composição inicial de cada gasto. Através de um Painel, as autoras avaliam a contribuição das despesas por categoria econômica – corrente e capital – e de outras quatro grandes funcionais – Defesa, Educação, Saúde, Transporte e Educação. Os gastos nestas áreas foram produtivos e estatisticamente significativos, exceto Saúde que, apesar de positivo, não encontrou significância estatística. A despesa corrente encontrou-se improdutiva. Os resultados estão associados à melhoria do ambiente de negócios com a garantia de melhor infraestrutura e segurança; a oferta de bens públicos e externalidades positivas.

Especificando o modelo de forma não linear em vista de captar um limite a partir do qual as despesas passam a exibir retornos decrescentes de escala, Rocha e Giuberti (2007)

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

concluem para o limite de aproximadamente 61% das despesas correntes e 36% para as despesas de capital. Na maioria dos Estados, a despesa de capital esteve longe do limite o que explica os resultados positivos inicialmente estimados.

Neduziak e Correia (2017) avaliaram o efeito dos gastos públicos estaduais para o crescimento dos Estados considerando um período entre 1995 a 2011 e considerando o efeito de um conjunto mais amplo de despesas correntes. Concluem que, em termos de contribuição para o crescimento, os gastos com Administração, Judiciário, Planejamento Urbano, Habitação e Assistência Social foram os mais produtivos enquanto, contraditoriamente, gastos com Transporte e Segurança não foram significativos, contradizendo alguns resultados encontrados por Rocha e Giuberti (2007). Os gastos com Educação e Cultura encontram efeito negativo. Alguns destes resultados controversos são explicados por elementos não captados no modelo, como questões ligadas à qualidade e a insuficiência de mecanismos de transmissão adequados.

Ainda a respeito dos estudos ligados à composição do gasto público e o crescimento de longo prazo, Divino e Silva Junior (2012) estudaram com metodologia semelhante os efeitos da composição do gasto à nível municipal. Assim como os estudos revisados até aqui, baseado em Devarajan et al. (1996), busca identificar a composição ótima entre despesas de capital e despesas correntes capazes de maximizar o efeito para o crescimento. Em linha com os estudos para outros níveis geográficos, concluem que em municípios pobres os gastos correntes são mais efetivos que os de capital explicado, entre outros, pelo fato de que o gasto social responsável pela redução da desigualdade de renda está incluso nas despesas correntes. Marginalmente, a produtividade deste gasto é maior para um nível muito baixo de renda.

4. MODELO EMPÍRICO

O teste empírico busca verificar se os gastos tributários contribuem para o crescimento econômico *per capita* no longo e no curto prazo. Em um segundo momento, busca-se verificar se essa contribuição depende do volume de incentivos, isto é, se seus efeitos para o crescimento apresentariam alteração em caso de um aumento expressivo do volume de incentivos tributários. Desta última questão, em caso de efeitos distintos dos valores atuais e extremos, é possível verificar se o gasto tributário atual se encontraria em um nível baixo, adequado ou exagerado.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Para testar estas hipóteses, dadas as restrições do tamanho da amostra que informam sobre os gastos tributários e demais variáveis consideradas para a estimação, somente disponíveis na base anual, consideraram-se os incentivos totais dos Demonstrativos do Gasto Tributário para as regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul entre os anos de 2003 a 2015. Assim, como forma de contornar a restrição da base de dados optou-se pela segmentação regional.

O modelo de Painel foi construído tomando como referência Devarajan et al. (1996) no sentido de que as variáveis dependentes são médias móveis do crescimento do PIB *per capita* de períodos à frente. Dada a limitação da amostra, o período considerado como longo prazo foi o de quatro anos à frente, com base em Neduziak e Correia (2017). Devarajan et al (1996, p. 322) ressalta que essa especificação permite considerar o período necessário para que variações no gasto, neste caso, dos benefícios tributários, tenham efeitos concretos em termos de crescimento do PIB.

Tal como o caso de gastos públicos diretos, as desonerações levam um certo tempo para completar o impacto no crescimento do PIB agregado – se os incentivos têm a capacidade de afetar o setor produtivo efetivamente. O uso de médias para o crescimento do PIB *per capita* anos à frente permite captar este efeito temporal. Em termos das vantagens do uso de médias móveis é possível ressaltar ainda a possibilidade de redução dos efeitos das flutuações de curto prazo no PIB, se o objetivo é verificar o efeito para um prazo mais longo, digamos, de quatro anos, e é vantajoso na medida em que se evita a endogeneidade das variáveis.

É possível derivar dois problemas de endogeneidade. Primeiro, se assumirmos que a capacidade em realizar incentivos tributários em t é função da arrecadação neste período ou do período anterior. Neste sentido, ao ser função da arrecadação, a renúncia fiscal também é função do crescimento do produto. No entanto, conforme visto, mesmo em cenários de contração do crescimento, no qual as receitas caem, os gastos tributários continuam a crescer indicando que os benefícios fiscais concedidos no presente dependem pouco da arrecadação atual ou passada²⁴.

²⁴ Visto que os gastos tributários têm um caráter incentivador, além de serem facilmente aprovados pelas casas legislativas, é natural esperar que, em períodos recessivos, haja uma maior pressão para ampliação desses benefícios e ampla resistência aos cortes.

Outra fonte de endogeneidade advém do próprio cálculo dos valores associados aos gastos tributários. Eles são projeções dependentes da estimativa de crescimento dos setores contemplados pelos incentivos. Se na projeção dos valores de renúncia fiscal houve maior expectativa de crescimento, os valores das renúncias do período a frente se elevariam. Porém, os valores não sofrem influência do PIB de quatro ou mais anos à frente, exceto na hipótese de uma exata capacidade de previsão da variação do crescimento à frente por parte do governo, que alteraria o valor das renúncias no presente, mas é difícil assumir que haja tal informação no presente em se tratando de um período longo a frente.

4.1. Método dos Momentos Generalizados (GMM) e Descrição do Modelo

Para a estimação optou-se pelo Método dos Momentos (GMM *system*), método mais utilizado em equações de crescimento dinâmicas – que incorporam a defasagem da variável dependente no tempo. A inclusão da defasagem causa viés e inconsistência nas estimativas dos parâmetros caso a estimação seja realizada através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pois produz autocorrelação entre as unidades de corte (indivíduos) e entre os termos de erro aleatório do modelo.

O método de estimação de Arellano e Bond (1991) estima os parâmetros por GMM e elimina a correlação entre os termos aleatórios e entre as unidades de corte a partir da criação de variáveis instrumentais representadas por defasagens das próprias variáveis explicativas em cada período²⁵.

Como contrapartida do método, no entanto, há redução nos graus de liberdade e possibilidade de sobreparametrização. Assim, teste relevante para verificação da qualidade do modelo dinâmico, ligada à sobre identificação e validade dos instrumentos, é o teste de Hansen, sob a hipótese de nula de que os instrumentos são válidos (BALTAGI, 2005, p.138).

²⁵ Em vista de esclarecer a ideia do estimador Arellano e Bond (1991), considere que um modelo dinâmico seja especificado da seguinte forma: $y_{it} = \beta y_{it-1} + \mu_{it} + v_{it}$, onde $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; v_{it} e μ_{it} são IID $(0, \sigma^2_v)$. Em vista de obter um estimador consistente de β aplicam-se diferenças na série original, que elimina μ_{it} , resultando $(y_{it} - y_{i,t-1}) = \beta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1})$. Neste caso, $y_{i,t-2}$ é uma possível variável instrumental, pois é correlacionada apenas com $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$, uma vez não há autocorrelação serial nos termos de erro. Conforme se avança no período, o conjunto de instrumentos válidos se torna $W = (y_{it1}, y_{i,t2}, y_{i,t3}, \dots, y_{i,tT})$. Para uma condição de momento na qual $E(W'_i \Delta v_i) = 0$, o estimador Arellano e Bond será dado por: $\hat{\delta}_2 = [(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} [(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y)]$, onde $V_N = \sum_{i=1}^N W_i (\Delta v_i) (\Delta v_i)' W_i$. Este estimador produz parâmetros consistentes para as variáveis (BALTAGI, 2005, p. 136-138).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

O modelo padrão, com especificação linear, sendo dinâmico, assume a seguinte forma funcional:

$$g_{it} = \Delta y_{it} = \beta_1 g_{it-1} + \beta_2 (Gtrib/PIB)_{it} + \varphi_{it} + \theta_t + u_{it}$$

Em que g_{it} é o crescimento médio do PIB *per capita* de cada região i no período t anos à frente. Com o intuito de captar possíveis mudanças no parâmetro conforme se aproxima do curto prazo, foram testados efeitos para o crescimento em $t+4$, $t+3$, $t+2$ e $t+1$ anos à frente.

g_{it-1} é o crescimento do PIB *per capita* do ano anterior ao ano de referência.

$Gtrib/PIB_{it}$ são os valores dos gastos tributários federais totais direcionados à cada região i como participação do respectivo PIB da região;

φ_{it} é um vetor conjunto de variáveis explicativas descritas a seguir;

θ_t é um vetor de variáveis *dummies* que assume valor 1 para o ano de 2009 e de 2015 em razão de que, nestes dois anos, a taxa de crescimento do PIB foi negativa.

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

Em que v_{it} o termo de erro aleatório e μ_i é a especificidade de cada unidade de corte.

4.2. Descrição do Modelo na Forma Não-Linear

Com o intuito de identificar uma relação não-linear foi especificado um modelo neste formato seguindo o método proposto em Rocha e Giuberti (2007) que acrescenta o quadrado da relação $Gtrib/PIB$ na equação original, obtendo um novo parâmetro β_3 , da seguinte forma:

$$g_{it} = \Delta y_{it} = \beta_1 g_{it-1} + \beta_2 (Gtrib/PIB)_{it} + \beta_3 (Gtrib/PIB)_{it}^2 + \varphi_{it} + \theta_t + u_{it}$$

Somente no caso de sinais opostos entre β_2 e β_3 , isto é, para os casos de $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$ ou $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, o ponto de $Gtrib/PIB$ ótimo, isto é, o ponto a partir do qual o efeito se torna o inverso, será dado no máximo relativo, ou seja, quando $\frac{\partial g_{it}}{\partial (Gtrib/PIB)} = 0$. Dessa forma, no máximo relativo, a razão ótima para $\frac{Gtrib}{PIB}$ pode ser dada por $-\beta_2/2\beta_3$.

4.3. Descrição dos Dados e Fontes

A lista das variáveis que compõe o modelo, seus valores médios e informações são descritas a seguir.

TABELA 7 – VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O MODELO: MÉDIAS PARA O PERÍODO DE 2003 A 2015, % – VARIÁVEIS SELECIONADAS

Variáveis	Valores médios entre 2003 a 2015 (%)				
	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Crescimento do PIB <i>per capita</i> ao ano	2,1	2,5	2,0	1,5	2,3
Gastos Tributários/PIB da região	10,2	2,7	2,4	2,7	2,6
Crescimento Demográfico	2,0	1,1	1,9	1,1	1,0
Crescimento da FBCF	1,2	1,0	1,4	1,9	1,1
Despesas Correntes dos Estados/PIB da região	18,3	17,9	8,9	12,1	11,6
Despesas de Capital dos Estados/PIB da região	3,6	2,9	1,5	1,6	1,3
Despesas Correntes dos Municípios/PIB da região	9,4	12,7	5,4	7,5	7,7
Despesas de Capital dos Municípios/PIB da região	1,5	1,5	1,1	1,1	1,1
Indústria/PIB da região	18,9	11,9	8,2	20,9	20,1
Crédito/PIB da região	14,7	19,4	20,3	28,4	26,9

Fonte: elaboração própria.

A indisponibilidade de alguns dados levou ao uso de aproximações e outras variáveis com ligação ao que se buscava inicialmente, especialmente no caso da variável representativa do capital físico do modelo, uma vez que dados da formação bruta de capital são inexistentes a nível regional.

As variáveis explicativas e suas fontes, além da defasagem da variável dependente, duas *dummies* para 2009 e 2015 e os gastos tributários, já descritos em seção anterior, são:

Crescimento Demográfico: crescimento do total da população, em cada região *i*, em cada período, como aproximação para o capital humano (BARRO, 1991) coletada a partir da série da população disponível no site do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística).

Crescimento da Formação Bruta de Capital Físico nacional per capita: crescimento da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) a nível nacional – dado pela indisponibilidade da variável à nível regional – dividida pela população de cada região *i*. A divisão pela população visa controlar o nível da variável de modo a obter valores diferentes para cada região. Assim, o capital físico é representado pela FBCF do Brasil que foi dividida pela população de cada

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

unidade de corte. O dado foi coletado no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

O modelo padrão foi estimado considerando o crescimento da FBCF a nível nacional como variável representante do capital, mas foi realizado um teste com outra aproximação dada pelo saldo das operações de crédito direcionadas às regiões como descrito a seguir.

Neste caso, *Crédito/PIB*: compreende o saldo em final de período das operações de empréstimo, financiamento, adiantamento e arrendamento mercantil, concedidas pelas instituições integrantes do Sistema Financeiro Nacional (SFN) para pessoas jurídicas, por unidades da federação. Os dados foram obtidos no Banco Central do Brasil, tomados os valores de dezembro de cada ano, deflacionados pelo deflator do PIB com base em 2017 e divididos pelo PIB da região. A segunda proxy do capital é o volume de crédito concedido ao setor privado tanto para operações de curto quanto de longo prazo – que engloba, embora não exclusivamente, os investimentos. A relação entre crédito e investimento é bem conhecida na literatura (MELO e RODRIGUES JÚNIOR, 1998; RIBEIRO e TEIXEIRA, 2001; LUPORINI e ALVES, 2010).

Ainda no tocante às proxies do capital físico, dada a ausência da FBCF por região, Galeano e Mata (2005) sugeriram em estudo o uso do consumo de energia elétrica industrial e residencial o qual estaria diretamente associado ao aumento do capital físico. Além de indisponível a nível regional para o período mais recente, essa variável possui alguns problemas. A lógica é que o maior o consumo de energia elétrica é decorrência de uma maior produção, assim alguma associação surge entre consumo de energia e ampliação de capacidade produtiva (investimento). No entanto, o aumento do investimento pode ser acompanhado de eficiência energética reduzindo seu impacto no consumo de energia. Ainda, há que se considerar que o consumo de energia pode ser o reflexo do próprio crescimento da atividade, invertendo a causalidade, como apontam Hondroyannis et al. (2002) e Shiu e Lam (2004).

Despesas correntes e de capital dos Estados e Municípios sobre PIB: como os gastos públicos estaduais e municipais são variáveis relevantes para a taxa de crescimento do PIB, conforme indicou a literatura, foram agregadas as despesas correntes e de capital dos Estados e Municípios em cada região da seguinte forma. Com base nos dados do SIAFI (Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal) foram selecionadas as despesas

correntes e despesas de capital de Estados e Municípios do país. Em seguida, os Estados e Municípios foram separados por região e somadas suas despesas correntes e de capital. Dessa forma, obteve-se um agregado de despesas correntes totais e de despesas de capital totais dos Estados e Municípios de cada região e dividiu-se pelo PIB da região. O objetivo é incorporar o efeito dos gastos do setor público para o crescimento. A literatura considera que os gastos públicos de Estados e Municípios são mais passíveis de afetar a taxa de crescimento relativamente aos gastos federais nas regiões, de modo que a desconsideração deste último, ainda que relevante, não resulta em grande omissão de informação.

Indústria sobre PIB: razão indústria sobre PIB, em cada região *i*. Conforme destacado na revisão de literatura, a estrutura industrial tem papel relevante no crescimento. Os dados foram obtidos no IBGE.

5. RESULTADOS

Nesta seção apresentam-se e discute-se alguns resultados obtidos com a estimação do modelo econométrico²⁶. Em um primeiro modelo se considerada a taxa de crescimento *per capita* explicada por um conjunto de variáveis com exceção dos gastos públicos estaduais e municipais. Percebe-se que a variável relevante (gastos tributários/PIB) não é significativa nesta especificação, mas é negativa e próxima de zero. Conforme se analisa de *t+4* para *t+1*, também se observa uma mudança no sinal do parâmetro. É importante lembrar que quanto mais no curto prazo maior o efeito da endogeneidade. Uma vez que a variável de interesse não revela significância estatística, este modelo se encontra mal especificado.

TABELA 8 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO PAINEL DINÂMICO I

Variável dependente: média móvel do crescimento real do PIB per capita em:	t + 4	t + 3	t + 2	t + 1
Variáveis explicativas ¹	a	B	c	d
Crescimento do PIB <i>per capita</i> médio (anos anteriores)	0,649*** (0,166)	0,618*** (0,115)	0,324** (0,111)	-0,056 (0,126)
log Gastos Tributários/PIB	-0,001 (0,005)	-0,008 (0,005)	0,002 (0,009)	0,023 (0,015)
Crescimento Demográfico	-1,177*** (0,467)	-1,164 (0,306)	-1,143*** (0,303)	-1,015*** (0,282)
Crescimento da FBCF	0,172* (0,067)	0,075 (0,066)	0,141* (0,067)	0,166** (0,061)
log Indústria/PIB	-0,070* (0,026)	-0,044* (0,022)	-0,030 (0,038)	0,071 (0,058)
<i>Dummy</i> (2009 e 2015)	-0,002* (0,004)	-0,005* (0,004)	-0,016* (0,008)	-0,020 (0,016)
R ²	0,287	0,224	0,427	0,395

²⁶ As equações foram estimadas utilizando o software R² e o pacote “dpd”.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Hansen's J-statistic	0,075	0,0173	0,070	0,635
Número de observações	35	40	45	50

a: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita de quatro anos à frente.

b: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita de três anos à frente.

c: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita de dois anos à frente.

d: variável dependente = crescimento real do pib per capita de um ano à frente.

¹Valores são os coeficientes e, entre parênteses, o erro padrão médio.

***, ** e * indicam, respectivamente, significância estatística no intervalo de confiança de 99%, 95% e 90%.

O parâmetro para o gasto tributário e o resultado em geral melhoram com o acréscimo das despesas dos Estados e Municípios (Tabela 9). Percebe-se que o efeito dos gastos tributários sobre o crescimento de longo prazo é negativo, porém próximo de zero. Para cada 1% de aumento na razão gastos tributários /PIB a média do crescimento do PIB *per capita* para os próximos quatro anos é reduzida em 0,013%. O aumento de 1% na razão gastos tributários sobre PIB também leva a redução do crescimento médio do PIB *per capita* de três anos à frente em 0,024% ao ano. Para a média dos dois e para o ano imediatamente à frente o efeito é estatisticamente insignificante.

TABELA 9 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO PAINEL DINÂMICO II

Variável dependente: média móvel do crescimento real do PIB per capita em:	t + 4	t + 3	t + 2	t + 1
Variáveis explicativas ¹	a	b	c	d
Crescimento do PIB <i>per capita</i> médio (anos anteriores)	0,563*** (0,129)	0,669*** (0,111)	0,378*** (0,100)	0,084 (0,122)
log Gastos Tributários/PIB	-0,013** (0,005)	-0,024*** (0,007)	-0,021 (0,012)	0,026 (0,017)
Crescimento Demográfico	-1,885*** (0,352)	-1,259*** (0,284)	-1,272*** (0,337)	-1,045*** (0,268)
Crescimento da FBCF	0,155** (0,051)	0,012 (0,063)	0,071 (0,062)	0,134*** (0,060)
log Despesas Correntes dos Estados/PIB	0,188*** (0,040)	0,161** (0,049)	0,230** (0,078)	0,322*** (0,124)
log Despesas de Capital dos Estados/PIB	-0,003 (0,008)	0,0002 (0,010)	-0,015 (0,021)	0,033 (0,027)
log Despesas Correntes dos Municípios/PIB	0,015 (0,034)	0,009 (0,041)	0,090 (0,072)	-0,064 (0,105)
log Despesas de Capital dos Municípios/PIB	0,008* (0,004)	0,015* (0,005)	0,004 (0,008)	-0,065 (0,105)
log Indústria/PIB	-0,066** (0,022)	-0,042* (0,022)	-0,022 (0,038)	0,077 (0,053)
<i>Dummy</i> (2009 e 2015)	-0,001* (0,003)	-0,008* (0,004)	-0,020* (0,008)	-0,025 (0,014)
R ²	0,56	0,32	0,56	0,49
Hansen's J-statistic (p-valor)	0,087	0,156	0,028	0,254
Número de observações	35	40	45	50

a: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita de quatro anos à frente.

b: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita de três anos à frente.

c: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita de dois anos à frente.

d: variável dependente = crescimento real do pib per capita de um ano à frente.

¹Valores são os coeficientes e, entre parênteses, o erro padrão médio.

***, ** e * indicam, respectivamente, significância estatística no intervalo de confiança de 99%, 95% e 90%.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Quanto a qualidade do modelo, o teste de Hansen não apontou para sobreparametrização ao nível de significância de 5% - sobre este teste é ideal que se aceite a hipótese nula, o que ocorre ao nível de significância de 5% exceto para a média de dois anos à frente.

Em um terceiro modelo foi testada a variável crédito/PIB como *proxy* para o capital físico. Na Tabela 10, percebe-se que quando se utiliza a variável crédito/PIB como aproximação para o capital físico o efeito dos gastos tributários sobre o PIB continua negativo e próximo de zero, apesar de pequena variação. Para cada 1% de aumento na razão gasto tributário/PIB há uma redução de 0,015% na média do crescimento do PIB *per capita* de quatro anos à frente. Resultado não esperado ocorreu para a própria razão crédito/PIB que encontrou sinal negativo.

TABELA 10 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO PAINEL DINÂMICO III

Variável dependente: média móvel do crescimento real do PIB per capita em:	t + 4	t + 3	t + 2	t + 1
Variáveis explicativas ¹	a	B	c	d
Crescimento do PIB <i>per capita</i> médio (anos anteriores)	0,133 (0,126)	0,394* (0,137)	0,211** (0,078)	0,132 (0,127)
log Gastos Tributários/PIB	-0,015*** (0,004)	-0,015* (0,007)	-0,002 (0,118)	0,029 (0,022)
Crescimento Demográfico	-1,274*** (0,005)	-0,952*** (0,246)	-0,470 (0,313)	-0,720** (0,303)
log Crédito/PIB	-0,082*** (0,016)	-0,068** (0,020)	-0,118*** (0,021)	-0,106** (0,035)
log Despesas Correntes dos Estados/PIB	0,107*** (0,040)	0,102* (0,049)	0,074 (0,072)	0,214 (0,141)
log Despesas de Capital dos Estados/PIB	0,0035 (0,007)	0,0173 (0,010)	0,015 (0,018)	0,056* (0,028)
log Despesas Correntes dos Municípios/PIB	0,045 (0,052)	0,113* (0,057)	0,281*** (0,078)	0,168 (0,153)
log Despesas de Capital dos Municípios/PIB	0,001 (0,005)	-0,002 (0,007)	-0,025* (0,008)	-0,034* (0,169)
log Indústria/PIB	-0,084*** (0,021)	-0,043* (0,239)	-0,006 (0,038)	0,048 (0,068)
<i>Dummy</i> (2009 e 2015)	-0,015*** (0,016)	-0,012*** (0,002)	-0,032*** (0,005)	-0,048*** (0,068)
R ²	0,73	0,43	0,63	0,51
Hansen's J-statistic (p-valor)	0,013	0,124	0,047	0,431
Número de observações	30	35	40	45

a: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita de quatro anos à frente.

b: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita de três anos à frente.

c: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita de dois anos à frente.

d: variável dependente = crescimento real do pib per capita de um ano à frente.

¹Valores são os coeficientes e, entre parênteses, o erro padrão médio.

***, ** e * indicam, respectivamente, significância estatística no intervalo de confiança de 99%, 95% e 90%.

Por fim, apresentam-se os resultados para o gasto tributário elevado a valores extremos. Percebe-se que tanto o nível atual de gastos tributários quanto sua elevação para valores extremos exibem um efeito semelhante em termos de crescimento de longo prazo. Uma elevação de 1% em valores extremos da razão gasto tributário sobre PIB leva a uma redução de

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

0,005% no crescimento do PIB per capita de quatro anos à frente. O resultado sugere que a relação entre desonerações e crescimento seja linear, uma vez que os valores em níveis possuem o mesmo sentido dos valores extremos, o que sugere que a elevação na quantidade dos gastos tributários, sem alteração em sua estrutura de critérios e características vigentes, como setores contemplados, por exemplo, mantém efeito negativo para o crescimento a longo prazo. Ou seja, um efeito mais positivo dos gastos tributários para o PIB não deve ser buscada através da ampliação da quantidade dos mesmos em sua recente configuração.

TABELA 11 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO PAINEL DINÂMICO IV

Variável dependente: média móvel do crescimento real do PIB per capita em:	t + 4	t + 3	t + 2	t + 1
Variáveis explicativas ¹	a	b	c	d
Crescimento do PIB <i>per capita</i> do período anterior	0,563*** (0,129)	0,679** (0,114)	0,378** (0,100)	0,085 (0,123)
log Gastos tributários/PIB	-0,003** (0,001)	-0,005** (0,001)	-0,004 (0,002)	0,005 (0,004)
log (Gastos tributários/PIB) ²	-0,005** (0,002)	-0,009** (0,002)	-0,008 (0,005)	0,011 (0,007)
Crescimento demográfico	-1,885*** (0,351)	-1,297*** (0,030)	-1,272*** (0,034)	-1,045*** (0,268)
Crescimento da FBCF	0,155* (0,051)	0,008 (0,063)	0,072 (0,063)	0,134** (0,060)
log Despesas correntes dos Estados/PIB	0,188** (0,040)	0,158** (0,050)	0,230* (0,078)	0,323* (0,124)
log Despesas de capital dos Estados/PIB	-0,003 (0,008)	-0,000 (0,011)	-0,015 (0,021)	0,033 (0,027)
log Despesas de corrente dos municípios/PIB	0,015 (0,0345)	0,010 (0,041)	0,090 (0,072)	-0,065 (0,105)
log Despesas de capital dos municípios/PIB	0,008* (0,004)	0,015*** (0,005)	0,042 (0,009)	-0,015 (0,013)
log Indústria/PIB	-0,066* (0,022)	-0,045* (0,025)	-0,023 (0,038)	0,077 (0,053)
<i>Dummy</i> (2009 e 2015)	-0,0012 (0,003)	-0,008 (0,063)	-0,020* (0,008)	-0,025 (0,014)
R ²	0,55	0,32	0,56	0,49
Hansen's J-statistic (p-valor)	0,087	0,159	0,028	0,254
Número de observações	35	40	45	50

a: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita para quatro anos à frente.

b: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita para três anos à frente.

c: variável dependente = crescimento real médio do pib per capita para dois anos à frente.

d: variável dependente = crescimento real do pib per capita um ano à frente.

¹Valores são os coeficientes e, entre parênteses, o erro padrão médio.

***, ** e * indicam, respectivamente, significância estatística no intervalo de confiança de 99%, 95% e 90%.

Devem ser feitas algumas considerações a respeito dos resultados em geral e das limitações dos modelos. Em primeiro lugar, a amostra é pequena, sendo que o número de observações variam entre 30 a 50 a depender do período à frente considerado e o poder explicativo dos modelos (R²) não é tão elevado, variando entre 0,3 a 0,7, a depender da especificação.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Dos resultados apresentados, o painel dinâmico II (Tabela 9) apresentou resultados mais coerentes. Apesar da FBCF nacional ter o efeito esperado, positivo e significativo, uma vez que representa o investimento em capital, a razão crédito/PIB apresentou sinal negativo, em contradição com o esperado. Isto ocorreu porque a razão cresceu a despeito de uma queda na taxa de crescimento do PIB *per capita* das regiões – também há que se observar que o crédito considerado inclui capital de giro e não somente o crédito para aquisição de máquinas e equipamentos ou ampliação de capacidade.

A variável de concentração produtiva (indústria/PIB) teve sinal distinto do esperado uma vez que o efeito da concentração industrial depende das questões ligadas aos encadeamentos internos, importantes para que o aumento da concentração produtiva se reflita em aumento de crescimento *per capita* no longo prazo.

Por fim, as variáveis criadas a partir da consolidação dos gastos públicos correntes e de capital de Estados e Municípios que representariam importantes contribuições ao crescimento regional, conforme ressalta a literatura, tiveram resultados que variaram conforme a especificação, mas de acordo com a literatura.

Em síntese, pode-se afirmar que: i) os gastos tributários têm efeitos quase nulos, estatisticamente significativos, embora negativos, sobre o crescimento da renda *per capita* de longo prazo; ii) para valores extremos, o efeito ainda é próximo de zero e continua negativo.

Estas duas constatações dão subsídios à hipótese que sugere que os gastos tributários compostos pelos programas lançados ao longo de 2003 a 2015, apesar de crescentes, não foram por si só capazes de sustentar o crescimento do PIB. Como um todo, os gastos tributários não apresentam relação positiva com o crescimento, ainda que isto não equivale afirmar que programas específicos revelem o mesmo resultado. O efeito total dos gastos tributários para o crescimento *per capita* de longo prazo é próximo de zero e negativo.

Uma vez que a equação de crescimento é equivalente a uma função de produção e a incorporação dos gastos tributários ocorre de maneira semelhante à incorporação dos gastos públicos, gastos que agem sobre a produtividade do setor privado, interpreta-se que os benefícios fiscais para determinados setores produtivos estariam atrelados a algum gasto que contribui positivamente para a elevação da produtividade do setor e traria externalidades para o conjunto do sistema. Ainda que os gastos públicos, em outra perspectiva de análise, também

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

se constituem em demanda agregada, os gastos tributários não permitem a interpretação como multiplicadores.

Conforme visto, os critérios dos programas de desoneração estão pouco associados aos gastos com P&D e inovação tecnológica. Na seção 5 foi observado que somente 11% dos gastos tributários totais são incentivos voltados à pesquisa tecnológica, aquisição de bens destinados especificamente à pesquisa científica e tecnológica ou exclusão de despesas ligadas a pessoal para o desenvolvimento de softwares/serviços de TI. Somente 15% estão ligados a realização de novos investimentos, construção, conservação, modernização, ampliação, reparo, aplicação em projetos para o desenvolvimento regional ou incorporação imobiliária.

Estes investimentos em inovação possuem papel relevantes para os ganhos de escala e, na perspectiva do crescimento endógeno afetam a taxa de acumulação do capital e os níveis de produtividade. Portanto, os resultados observados sugerem ser decorrentes da ênfase pequena cerca de um quarto do total das desonerações fiscais em investimentos, P&D e inovação tecnológica. Além do desenho dos programas, um segundo ponto ligado à baixa eficácia dos benefícios tributários pode remeter aos efeitos de seu crescimento expressivo sobre a complexidade do sistema tributário a qual atua em sentido negativo para a produtividade do setor privado.

6. CONCLUSÃO

O trabalho tratou de analisar e estimar o efeito dos gastos tributários sobre o crescimento de longo prazo do Brasil. Constatou-se da análise dos Demonstrativos do Gasto Tributário o expressivo crescimento das isenções tributárias entre 2003 a 2015 e também que grande parcela dos programas se encontram ligados à benefícios tributários para importação de bens, serviços e vendas no mercado interno enquanto somente uma pequena parte está diretamente ligada a contrapartida em novos investimentos, pesquisa e desenvolvimento de produtos ou inovação tecnológica. Argumentou-se que este fato condiciona os resultados para o crescimento à longo prazo uma vez que nesta perspectiva o investimento e a inovação tecnológica são determinantes da taxa de acumulação de capital e da produtividade.

Da análise empírica foi possível concluir que os gastos tributários entre 2003 e 2015 tiveram associação negativa, mas próxima de zero com a taxa de crescimento da economia – para cada 1 p.p. de aumento na razão gastos tributários sobre PIB há uma redução de -0,013%

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

p.p. no crescimento do PIB *per capita* de longo prazo. Também se constatou uma relação linear entre desonerações e crescimento: quando elevado para valores extremos o efeito das desonerações sobre o PIB é um pouco mais intenso, mas ainda negativo e próximo de zero, o que sugere que a relação entre gasto tributário e crescimento seja linear. Nesta linha, os gastos tributários possuem, em sua totalidade, pouca capacidade de afetar a taxa de crescimento econômico. Por fim, os resultados reforçaram para a ideia de revisão dos desenhos dos programas de incentivo para estes foquem mais na questão do investimento produtivo e da inovação tecnológica.

7. REFERÊNCIAS

ANDREAZZI, M. F. S.; OCKÉ-REIS, C. O. Renúncia de arrecadação fiscal: subsídios para discussão e formulação de uma política pública. *Physis: Revista de Saúde Coletiva*, v. 17, n. 3, p. 521–544, 2007. Disponível em:

<www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-73312007000300007&lng=pt&tlng=pt>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

ARNOLD, J. M.; BRYNS, B.; HEADY, C.; et al. Tax policy for economic recovery and growth. *The Economic Journal*, v. 121, p. 59-79, 2011. Disponível em:

<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1468-0297.2010.02415.x>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and a application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, pp. 277-297. Oxford University Press, 1991.

BAIARDI, D.; PROFETA, P.; PUGLISI, R.; SCABROSETTI, S. Tax policy and economic growth: does it really matter? *International Tax and Public Finance*, v. 26, p. 1-35, 2018.

Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10797-018-9494-3>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons, 2005.

BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 407–443, 1991. Disponível em:

<<http://www.nber.org/papers/w3120>>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BARRO, R. J. Government spending in a simple model of endogenous growth. *The Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. 103–125, 1990. Disponível em:

<http://www.jstor.org/stable/2937633?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BARRO, R. J.; BECKER, G. Fertility Choice in a Model of Economic Growth. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 481-501, 1989. Disponível em:

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

https://www.jstor.org/stable/pdf/1912563.pdf?seq=1#page_scan_tab_contents. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BECKER, G.; MURPHY, K.; TAMURA, R. Human Capital, Fertility, and Economic Growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, 1990. Disponível em: https://www.ntaccounts.org/doc/repository/Becker_et_al.pdf. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BRASIL. Lei complementar nº 123, de 14 de dezembro de 2006. *Casa Civil – Brasil*, 2006. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/LCP/Lcp123.htm. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BRASIL. Lei complementar nº 139, de 10 de novembro de 2011. *Casa Civil – Brasil*, 2011a. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/Lcp139.htm. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BRASIL. Lei nº 12.546, de 14 de dezembro de 2011. *Casa Civil – Brasil*, 2011b. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ Ato2011-2014/2011/Lei/L12546.htm. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BRASIL. Lei complementar nº 147, de 7 de agosto de 2014. *Casa Civil – Brasil*, 2014. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/LCP/Lcp147.htm. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BRASIL. Lei nº 13.161, de 31 de agosto de 2015. *Casa Civil – Brasil*, 2015. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ Ato2015-2018/2015/Lei/L13161.htm. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; MARCONI, N. Existe doença holandesa no Brasil? *IV Fórum de Economia da FGV*, 2008. Disponível em: <http://www.bresserpereira.org.br/papers/2008/08.14.Existe.doen%C3%A7a.holandesa.comNelson.Marconi.5.4.08.pdf>. Acesso em: 15 de julho de 2019.

CAGNIN, R; PRATES, D. M.; FREITAS, M. et al. A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). *Revista Novos Estudos CEBRAP*. São Paulo, 2013. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-33002013000300011&lng=pt&tlng=pt. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

COSTA, R. F. R.; SILVA, D. O.; LIMA, F. S. Política fiscal local e taxa de crescimento econômico: um estudo com dados em painel. *Planejamento e Políticas Públicas – IPEA*, v. 42, n. 1, 2014. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/255>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

CURADO, M. L.; CURADO, T. Uma estimativa dos custos fiscais da política industrial recente (2004-2016). *Texto para discussão - IPEA*, n. 2248. Brasília, 2016. Disponível em: www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=29095. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H. The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, n. 2, p. 313–344, 1996. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304393296900392>>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

DIVINO, J. A.; SILVA JUNIOR, R. L. S. Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Revista Economia*, v. 13, n. 3, p. 507–528, 2012. Disponível em: <http://anpec.org.br/revista/vol13/vol13n3ap507_528.pdf>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, n. 3, p. 417–458, 1993. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/030439329390025B>>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

GENTIL, D.; HERMANN, J. A política fiscal do primeiro governo Dilma Rousseff: ortodoxia e retrocesso. *Economia e Sociedade*, v. 26, n. 3, p. 793–816, 2017. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-06182017000300793&lng=pt&tlng=pt>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

HARROD, R. F. An essay in dynamic theory. *The Economic Journal*, vol. 49, n. 193, 1939. Disponível em: <http://piketty.pse.ens.fr/files/Harrod1939.pdf>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

HIRSCHMAN, A. O. The strategy of economic development. *Yale University Press*, 1958.

HONDROYIANNIS, G.; LOLOS, S.; PAPAPETROU, E. Energy consumption and economic growth: Assessing the evidence from Greece. *Energy Economics*, v. 24, n. 4, p. 319–336, 2002. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988302000063>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

IPEA. Gastos tributários do governo federal: um debate necessário. *Comunicados do IPEA*, v. 117. Brasília, 2011. Disponível em: <www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=10966>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

JONES, L. E.; MANUELLI, R. E.; ROSSI, P. E. Optimal taxation in models of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, v. 101, n. 3, p. 485–517, 1993. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/pdf/2138773.pdf>>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

KALDOR, N. A Model of Economic Growth. *The Economic Journal*, v. 67, n. 268, pp. 591–624, dez/1957. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2227704>. Acesso em: 15 de julho de 2019.

KNELLER, R.; BLEANEY, M. F.; GEMMELL, N. Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. *Journal of Public Economics*, v. 74, n. 2, p. 171–190, 1999. Disponível em:

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

<<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047272799000225>>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of political economy*, v. 99, n. 3, 1991. Disponível em: https://pr.princeton.edu/pictures/g-k/krugman/krugman-increasing_returns_1991.pdf. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

LISBOA, M. B. Governança das políticas públicas. In: Mesquita, M; Barbosa, F. H.; Pessoa, S.; Gleizer, D. L. (Orgs.). Coletânea de capítulos da agenda “sob a luz do sol”. *Centro de Debate de Políticas Públicas – CDPP*, 2014. Disponível em: http://cdpp.org.br/novo/wp-content/uploads/2014/09/Coletanea-Sob-a-Luz-do-Sol_v2509.pdf. Acesso em: 06 de dezembro de 2018. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

LOPREATO, F. L. Caminhos da política fiscal. Editora Unesp. São Paulo, 2013.

LUCAS, R. E. Supply-side economics: an analytical review. *Oxford Economics Papers*, v. 42, n. 2, p. 293–316, 1990. Disponível em: <<http://piketty.pse.ens.fr/files/Lucas2000.pdf>>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

LUPORINI, V.; ALVES, J. Investimento privado: uma análise empírica para o Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 19, n. 3, p. 449–475, 2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/ecos/v19n3/02.pdf>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

MACIEL, M. S. Política de incentivos fiscais: quem recebe isenção por setores e regiões do país. *Consultoria Legislativa da Câmara dos Deputados*, p. 25, 2010. Disponível em: <www2.camara.leg.br/atividade-legislativa/estudos-e-notas-tecnicas/publicacoes-da-consultoria-legislativa/areas-da-conle/tema20/2009_9801.pdf>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

MELO, G. M.; RODRIGUES JÚNIOR, W. Determinantes do investimento privado no Brasil: 1970-1995. *IPEA*. Brasília, 1998. Disponível em: http://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/td_0605.pdf. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

MENDOZA, E. G.; MILESI-FERRETTI, G. M.; ASEA, P. On the ineffectiveness of tax policy in altering long-run growth: Harberger’s superneutrality conjecture. *Journal of Public Economics*, v. 66, n. 1, p. 99–126, 1997. Disponível em: https://ac.els-cdn.com/S004727279700011X/1-s2.0-S004727279700011X-main.pdf?_tid=813f9cbd-41e9-4413-98f4-ece48f860ad3&acdnat=1539889226_7430fc16cbe5bb86390bb0a358184960. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

NEDUZIAK, L. C. R.; CORREIA, F. M. Alocação dos gastos públicos e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. *Revista de Administração Pública*, v. 51, n. 4, p. 616–632, 2017. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-76122017000400616&lng=pt&tlng=pt>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

OCKÉ-REIS, C. O. Mensuração dos gastos tributários: o caso dos planos de saúde (2003-2011). *Nota Técnica - IPEA*, n. 5. Brasília, 2013. Disponível em: <repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5798>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 30, nº 2 (118), pp. 219-232, abril-junho/2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rep/v30n2/03.pdf>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

PAES, N. L. Os gastos tributários e seus impactos sobre o desempenho da saúde e da educação. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 19, n. 4, p. 1245–1253, 2014a. Disponível em: <www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-81232014000401245&lng=pt&tlng=pt>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

PAES, N. L. Simples Nacional no Brasil: o difícil balanço entre estímulos às pequenas empresas e aos gastos tributários. *Nova Economia*, v. 24, n. 3, p. 541–554, 2014b. Disponível em: <www.scielo.br/pdf/neco/v24n3/0103-6351-neco-24-03-00541.pdf>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

PIRES, M. Carga tributária no Brasil: 1990-2016. *Observatório de Política Fiscal - FGV*, 2018b. Disponível em: <https://observatorio-politica-fiscal.ibre.fgv.br/posts/carga-tributaria-no-brasil-1990-2016>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

RECEITA FEDERAL. Demonstrativo dos Gastos Tributários PLOA 2017. *Centro de Estudos Tributários e Aduaneiros - Ministério da Fazenda*, p. 131. Brasília, 2017. Disponível em: <idg.receita.fazenda.gov.br/dados/receitadata/renuncia-fiscal/previsoes-ploa/dgt-ploa-2017-versao-1-1.pdf>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

RIBEIRO, M. B.; TEIXEIRA, J. R. An econometric analysis of private-sector investment in Brazil. *Cepal Review*, 2001. Disponível em: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.518.9519&rep=rep1&type=pdf>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos públicos dos Estados brasileiros. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 4, p. 463–485, 2007.

RODRIK, D. Growth after the crisis. *Harvard Kennedy School*. Cambridge, 2009. Disponível em: http://siteresources.worldbank.org/EXTPREMNET/Resources/489960-1338997241035/Growth_Commission_Workshops_Financial_Crisis_Impact_Rodrik_Paper.pdf. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, Part 2, p. 71–102, 1990. Disponível em: <<http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/261725>>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002–1037, 1986. Disponível em: <https://scihub.tw/https://www.jstor.org/stable/1833190?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

SALA-I-MARTIN, X. X. I just ran two million regressions. *American Economic Review*, v. 87, n. 2, p. 178–183, 1997. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2950909?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

SERRANO, F.; SUMMA, R. Demanda agregada e a desaceleração do crescimento econômico brasileiro de 2011 a 2014. *Center for Economic and Policy Research*, p. 1–42, 2015. Disponível em: <http://cepr.net/documents/publications/Brazil-2015-08-portuguese.pdf>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

SHIU, A.; LAM, P.-L. Electricity consumption and economic growth in China. *Energy Policy*, v. 32, n. 1, p. 47–54, 2004. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0301421502002501>>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1884513>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

STOKEY, N. L.; REBELO, S. Growth effects of flat-rate taxes. *Journal of Political Economy*, v. 103, n. 3, 1995. Disponível em: <<https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdfplus/10.1086/261993>>. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

VIEIRA, F. V.; AVELLAR, A. P. M.; VERÍSSIMO, M. P. Indústria e crescimento: análise de painel. *Núcleo de Economia Regional e Urbana (NERUS) – USP*, TD nº 06. São Paulo, 2013. Disponível em: http://www.usp.br/nereus/wp-content/uploads/TD_Nereus_06_2013.pdf. Acesso em: 15 de julho de 2019.

WERNECK, R. L. Abertura, competitividade e desoneração fiscal. *Texto para Discussão – PUC Rio*. Rio de Janeiro, 2012. Disponível em: www.econstor.eu/bitstream/10419/176086/1/td603.pdf. Acesso em: 06 de dezembro de 2018.

IMPACTOS DO NOVO REGIME FISCAL SOBRE O SUPERIOR TRIBUNAL DE JUSTIÇA: UMA PREVISÃO A PARTIR DO HISTÓRICO DE EXECUÇÃO ORÇAMENTÁRIA**Paula Ramalho Nóbrega Sant'Ana**

Instituto de Direito Público

Márcio de Oliveira Junior

Instituto de Direito Público

RESUMO

A implantação do Novo Regime Fiscal (NRF), com limitação dos gastos primários por 20 anos, foi acompanhada da hipótese de que o crescimento persistente das despesas obrigatórias restringirá a níveis críticos as despesas discricionárias. No Poder Judiciário, essa preocupação foi agravada pela composição majoritária dos gastos vinculados a pessoal e benefícios. Este estudo avalia os impactos e as previsões da implantação do NRF no Superior Tribunal de Justiça (STJ). Para tanto, analisa as séries temporais de execução orçamentária de 2010 a 2019 e previsão dos dados até 2026 aplicando o modelo estatístico de suavização exponencial tripla de Holt-Winters aditivo. Os dados demonstraram que as despesas obrigatórias devem confirmar a expectativa de crescimento acima do nível de reajuste do limite, comprimindo custeio e investimento. Esse avanço está sendo atendido por esforço de economia do STJ que, até o momento, mostrou-se eficiente, devendo intensificar-se até 2026.

Palavras-chave: novo regime fiscal; teto de gastos; previsão de séries temporais, modelo de Holt-Winters, Superior Tribunal de Justiça.

1. INTRODUÇÃO

Meta de déficit primário. Estagnação. “A pior crise econômica desde a ‘Grande Depressão’ de 1930” (Época 2016). “O Brasil à beira de um abismo fiscal” (Valor Econômico 2019). “Rombo nas contas do governo” (G1 2019). “De um *boom* econômico a uma profunda recessão” (Infomoney 2019). Essas são algumas das manchetes com as quais os brasileiros têm se deparado nos últimos anos.

Desde 2014 a economia brasileira mergulhou numa dinâmica recessiva, com impactos nas contas públicas e com consecutivos resultados primários deficitários alcançando o recorde em 2016, com quase R\$160 bilhões negativos no confronto entre receitas e despesas primárias do governo central²⁷.

Nesse momento, o Poder Executivo já havia proposto a implantação de um “teto de gastos” visando combater depreciação ainda maior das contas do governo e da economia do país. Assim, nasceu a Proposta de Emenda Constitucional n. 241/2016, convertida na Emenda Constitucional n. 95/2016 após sua aprovação, que instituiu o Novo Regime Fiscal (NRF) no Brasil. Com a inovação legislativa em sede constitucional, se objetivou impor limitação ao crescimento da despesa a valores reais por 20 anos. Para tanto, foram estabelecidos limites individuais ao Poder Executivo, aos órgãos do Poder Judiciário, aos órgãos do Poder Legislativo, ao Ministério Público da União, ao Conselho Nacional do Ministério Público e à Defensoria Pública da União.

O Poder Judiciário representa menos de 5% do orçamento geral da União. Seus órgãos possuem em comum a característica de predominância do orçamento obrigatório entre as despesas primárias, destinando em média 86% da dotação anual para essa categoria vinculada de despesa. No âmbito do Poder Judiciário situa-se o Superior Tribunal de Justiça - STJ, órgão superior da justiça comum (estadual e federal) de origem constitucional, cuja principal competência é uniformizar a interpretação da legislação federal brasileira, à exceção dos temas afetos às justiças especializadas, e solucionar, em última instância, as controvérsias civis e

²⁷ Conforme estatísticas fiscais e de resultado primário. Disponível em: < <https://www.tesourotransparente.gov.br/visualizacao/series-temporais-do-tesouro-nacional> > Acesso em 04 jan. 2021.

criminais. O STJ compõe a administração pública direta e goza de autonomia administrativa e financeira, gerindo atualmente orçamento anual no patamar de R\$ 1,6 bilhão²⁸.

A função administrativa é precípua ao Poder Executivo²⁹ que concentra, assim, a maior parcela do orçamento da União e, conseqüentemente, o protagonismo nos estudos sobre os desdobramentos da adoção do “teto de gastos”. Entretanto, a função administrativa é exercida atipicamente pelo Poder Judiciário na gestão de seus bens, contratos, investimentos, servidores, entre outros, que dependem de recursos financeiros para a sua manutenção, criação ou ampliação. Nesse diapasão, também é importante que os órgãos dos demais poderes compreendam as inovações trazidas pela EC n. 95/2016 ajustadas às suas peculiaridades orçamentárias. Neste trabalho, em específico, o foco é o orçamento do Superior Tribunal de Justiça.

Esse é o recorte temático do presente estudo que tem como objetivo geral analisar os impactos e realizar previsões da implantação do Novo Regime Fiscal no orçamento do Superior Tribunal de Justiça. Para tanto, o trabalho foi dividido em três seções, além desta introdução, das considerações finais e do detalhamento da bibliografia. A segunda seção contextualiza o tema com os principais dispositivos e aspectos da implantação da EC n. 95/2016, considerando o recorte temático do estudo. Já a terceira seção detalha os procedimentos metodológicos adotados para os cálculos. Assim, a quarta seção apresenta a extrapolação da série histórica de dados orçamentários do STJ e a análise dos resultados observados, destacando-se o comportamento das despesas obrigatórias e discricionárias em relação à projeção do limite de gastos.

2. CONTEXTUALIZAÇÃO

Tanto a Exposição de Motivos Interministerial do Poder Executivo, quanto o voto do relator da Proposta de Emenda Constitucional (PEC) n. 241/2016 na câmara dos Deputados³⁰ concordaram que a iniciativa objetivava reverter, no médio e longo prazos, a situação de agudo

²⁸ O que representa 0,1007 % do total de 1,6 trilhões dos orçamentos Fiscal e da Seguridade Social, desconsideradas as despesas com Transferências, Operações de Crédito e Dívida Pública Federal. Lei n. 13.978 de 17 de janeiro de 2020 - Lei Orçamentária Anual de 2020 – LOA 2020, anexo II.

²⁹ CARVALHO FILHO, 2012, p.3.

³⁰ Disponível em: https://www.camara.leg.br/proposicoesWeb/prop_mostrarintegra?codteor=1495741 Acesso em 10 out. 2018

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

desequilíbrio fiscal em que o Governo Federal foi colocado, nos últimos anos, principalmente no tocante ao nível de endividamento, criando um limite para o crescimento das despesas primárias dos orçamentos Fiscal e da Seguridade Social da União.

Após diversos debates durante sua tramitação no Congresso Nacional, o Novo Regime Fiscal (NRF) foi instituído pela Emenda Constitucional n° 95, de 15 de dezembro de 2016, criando os artigos 106 a 114 no Ato das Disposições Constitucionais Transitórias (ADCT) da Constituição Federal de 1988. Os artigos 106, a 108 estabelecem as regras de limitação de gastos detalhando quem, quando, quanto, como e onde, enquanto o artigo 109 detalha as medidas aplicáveis em caso de descumprimento do limite. Os artigos 110 a 114 abordam questões mais específicas como gastos com serviços públicos de saúde, manutenção e desenvolvimento do ensino e renúncias de receitas, os quais não são o objeto direto deste estudo.

É válido destacar que toda a limitação imposta pelo teto de gastos se direciona às despesas classificadas como primárias, ou seja, aquelas que são computadas para fins de apuração do resultado primário³¹.

O valor do limite para o ano de 2017 teve como base as despesas primárias pagas no exercício de 2016, inclusive os pagamentos oriundos de despesas inscritas em restos a pagar³², acrescido em 7,2% para correção inflacionária³³. Esse montante se configurou como base para os exercícios posteriores cujos limites seriam definidos pelo valor do teto do ano imediatamente

³¹ As despesas primárias são os gastos destinados a prover bens e serviços públicos à população, tais como saúde, segurança, educação, obras, custeio de programas de governo, além da própria manutenção da estrutura do Estado. Já as despesas não primárias (ou despesas financeiras) são os gastos com o pagamento de uma dívida pública, tanto com os juros, quanto com o principal da dívida (amortização), e não contribuem para o resultado primário ou para a apuração do teto de gastos.

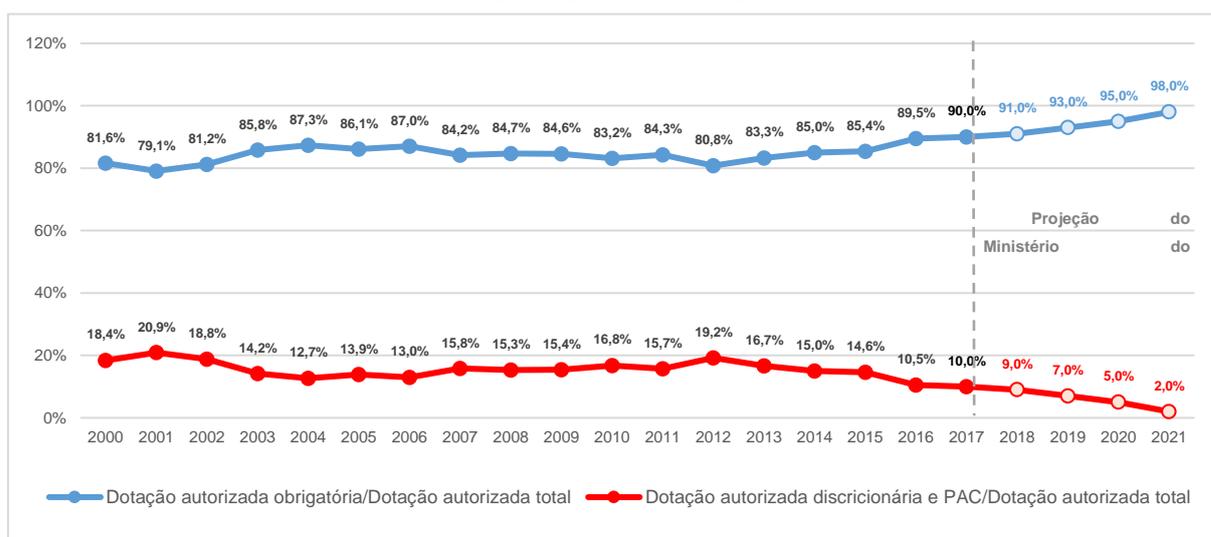
³² De acordo com a Lei 4.320 de 17 de março de 1964, Art. 36. “Consideram-se Restos a Pagar as despesas empenhadas, mas não pagas até o dia 31 de dezembro distinguindo-se as processadas das não processadas” Assim, mesmo que uma despesa tenha sido empenhada em anos anteriores, tem seu impacto financeiro registrado no ano de seu pagamento, sendo considerado para fins de apuração do limite de gastos.

³³ Conforme ADCT art.107, §1º, incisos I e II.

anterior, corrigido pela variação acumulada do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA³⁴, ou de outro índice que vier a substituí-lo³⁵.

A viabilidade de cumprimento da PEC no horizonte determinado esbarra, entretanto, no problema de compressão das despesas discricionárias pelas crescentes e rígidas despesas obrigatórias³⁶, que em 2017 comprometiam cerca de 90% das despesas primárias, com projeção de alcançar um patamar de 98% do total em 2021, achatando as despesas discricionárias num nível que inviabilizaria o alcance de taxas maiores de crescimento do PIB, de investimentos públicos e até mesmo o funcionamento da máquina pública, como verifica-se no gráfico seguinte:

Gráfico 1 - Dotação autorizada de despesas primárias obrigatórias x discricionárias (2000 - 2021)



Fonte: Prodasen/SIAFI/SIOP³⁷

Essa hipótese foi igualmente aventada nos estudos sobre o orçamento dos órgãos do Poder Judiciário, principalmente, após a aprovação, em 20 de julho de 2016, da alteração no

³⁴ Publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, para o período de doze meses, encerrado em junho do exercício anterior a que se refere a lei orçamentária

³⁵ O NRF prevê que, a partir do décimo exercício de vigência do novo regime, lei de iniciativa exclusiva do Chefe do Poder Executivo poderá propor método de correção diverso para o limite de gastos, conforme artigo 108 do ADCT.

³⁶ Informação reiterada na página 6, anexo IV (metas fiscais) da LDO 2020.

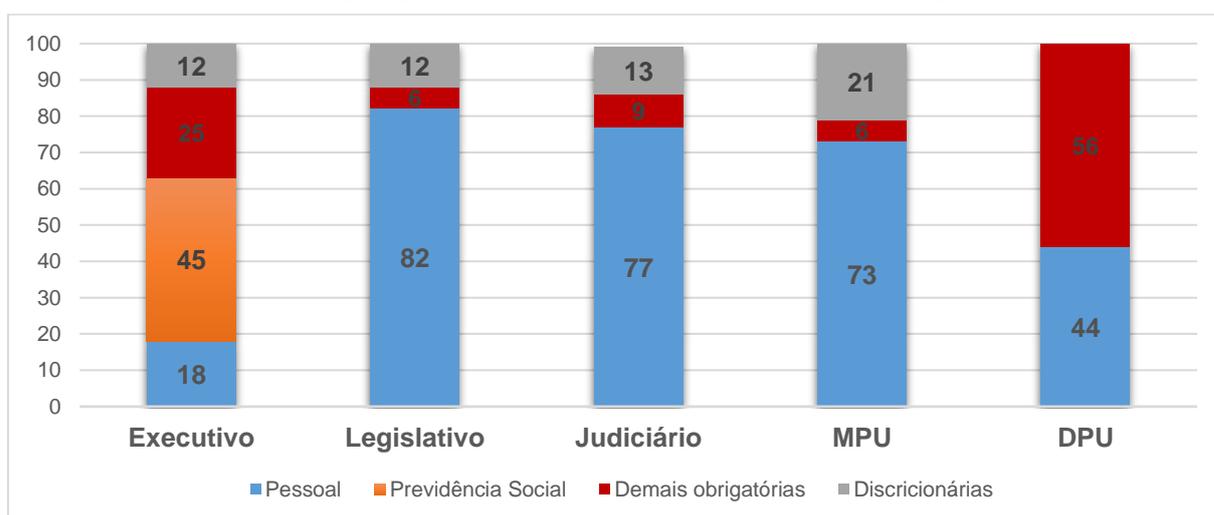
³⁷ Dotação autorizada obrigatória (filtro RP1), Dotação autorizada discricionária e PAC (filtros RP 2, 3, 6 e 7) e Dotação autorizada total (Todos exceto RP 0, a fim de abarcar somente as despesas primárias.)

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Plano de Cargos e Salários (PCS)³⁸ de seus servidores. Tal acréscimo impactaria direta e profundamente as despesas obrigatórias dos exercícios financeiros vindouros. Contudo, não compôs a base de pagamentos de 2016, cuja execução (efetivo pagamento) foi definida como o paradigma de implementação do “teto de gastos”.

Além das despesas de pessoal, propriamente ditas, há um conjunto de benefícios de natureza indenizatória a que os servidores públicos têm direito³⁹ que, embora não sejam classificados como despesas de pessoal, estão diretamente vinculadas àquelas. Assim, reunindo-se os gastos com benefícios aos servidores e os gastos com pessoal, já se percebia, na fase de debate da PEC, o comprometimento de uma parcela de 86% do orçamento médio do Poder Judiciário com despesas obrigatórias. Essa característica evidencia o impacto do aumento concedido pelo PCS concomitante com a limitação do “teto de gastos”, visto que o percentual que sobra para as despesas discricionárias, cerca de 13% do total, não ofereceria margem suficiente para compensar o crescimento em pessoal e as próprias demandas de manutenção e investimento dos órgãos.

Gráfico 2 – Composição da despesa primária entre os Poderes- 2016 (em % do total sujeito ao teto)



Fonte: Siga Brasil. Elaboração IFI, 2017⁴⁰

³⁸ Lei nº 13.317, de 20 de julho de 2016, o qual autorizou ajustes progressivos em parcelas sucessivas e não cumulativas até janeiro de 2019 de 12% sobre o vencimento base da categoria e 140% sobre a Gratificação Judiciária (GAJ).

³⁹ Assistência médica e odontológica, auxílio-alimentação, auxílio-moradia, assistência pré-escolar, auxílio-transporte, auxílio-funeral, entre outros de caráter obrigatório

⁴⁰ Disponível em <http://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/530744/IFI_NT_05_2017.pdf> Acesso em 30 out.2018

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Nesse contexto, integrou-se ao texto da referida PEC um dispositivo⁴¹ prevendo a possibilidade de o Poder Executivo compensar o excesso de despesas primárias dos outros poderes com a respectiva redução do seu limite até o percentual máximo de 0,25%. Essa medida foi autorizada apenas para os três primeiros anos de vigência do NRF, ou seja, 2017, 2018 e 2019, em decorrência do período de implementação do ajuste salarial dos servidores do Poder Judiciário.

É válido observar que, em meados de 2016, durante a apreciação da então PEC 241/2016 na Câmara dos Deputados com o delineamento do paradigma para os 20 anos do teto de gastos atrelado aos valores efetivamente pagos naquele exercício, inclusive a título de restos a pagar, gerou incentivo inverso ao inicialmente adotado em 2016 de retração de gastos: a lógica passou a ser maximizar os pagamentos em 2016, a fim de garantir maior valor de referência para a incidência dos ajustes inflacionários e, conseqüentemente, maior limite de gastos para os próximos anos.

Assim, as medidas de economia foram substituídas pelo esforço de plena execução orçamentária, inclusive com a postura proativa do STJ para a resolução de pendências com seus credores, a fim de viabilizar pagamentos de valores inscritos em restos a pagar ainda em 2016.

Destaca-se o expressivo pagamento realizado, com efeitos retroativos, decorrente da decisão administrativa em Sessão Plenária do STJ, em 02 de março de 2016, que concedeu ajuste percentual de 13,23% à remuneração dos servidores, suspensa em seguida pela concessão de liminar pelo STF.⁴²

O somatório desses fatores resultou numa condição única entre todos os órgãos da União: o STJ obteve o limite de gastos financeiros em valor superior à sua autorização orçamentária em 2017.

Tal situação não estava originalmente prevista nos dispositivos que instituíram o Novo Regime Fiscal ou na Lei de Diretrizes Orçamentárias – LDO 2017⁴³, sendo contemplada apenas

⁴¹ Convertido nos §§7º e 8º do artigo 107 do Ato das Disposições Constitucionais Transitórias da Constituição Federal.

⁴² O reajuste tem origem nas Leis nº 10.697/2003 e 10.698/2003, que dispunham sobre aspectos remuneratórios dos servidores públicos federais. A Decisão pelo pagamento foi efetivamente cassada em março de 2018 pelo STF.

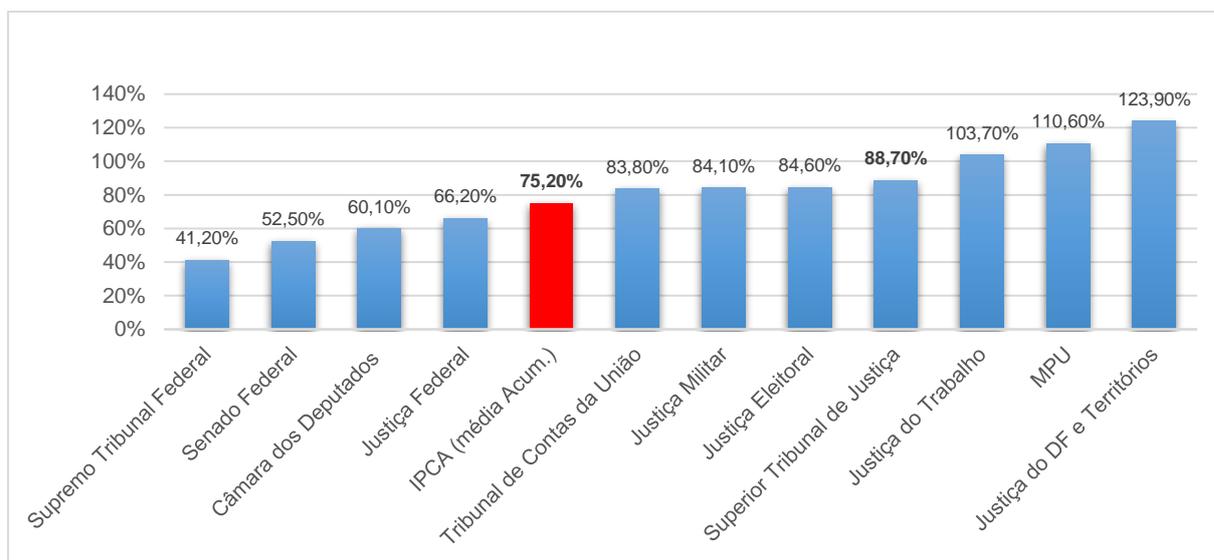
⁴³ Lei nº 13.408 de 26 de dezembro de 2016.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

no ano seguinte com a inclusão de parágrafo específico no artigo 25 da LDO 2018, estabelecendo o acréscimo da diferença ao limite do órgão. Assim, foi incorporado ao limite do STJ o valor de R\$ 51.229.445⁴⁴ mais a atualização do IPCA em 2017.

Ainda assim, a referida necessidade de revisão, ajuste, contenção, reengenharia, dinamização, reformulação, priorização das despesas primárias do Poder Judiciário (e tantos outros termos repetidos em diversos estudos sobre o tema) esbarraram na característica já citada de vinculação e rigidez do orçamento desses órgãos, que pode ser observado no histórico de incremento de despesa primárias na última década, demonstrado no gráfico a seguir:

Gráfico 3 – Demais Poderes – Crescimento das Despesas Primárias 2008-2017



Fonte: Nota Técnica n. 23/2017 CONORF⁴⁵

O Gráfico 3 demonstra que o crescimento das despesas primárias de 7 entre 11 órgãos do Poder Judiciário, Poder Legislativo e MPU, no período de 2008 a 2017, foi superior à variação média acumulada do IPCA (75,2%), na coluna destacada em vermelho. Essa tendência de crescimento real das despesas sinalizou que a maioria desses órgãos poderia encontrar

⁴⁴ Conforme Ofício-circular nº 3 SOF/MP de 2 de junho de 2017

⁴⁵ Nota Técnica n. 23/2017 CONORF. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/orcamento-da-uniao/estudos/2017/nt23-2017-repercussoes-da-emenda-constitucional-no-95-2016-no-processo-orcamentario>> Acesso em 02 nov. 2018.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

dificuldades na adequação de seus orçamentos aos limites, num curto prazo, pois, necessitariam de uma mudança mais profunda no perfil de gastos.

Nesses termos, o quadro projetado para 2020 comparado a 2017, indicou a necessidade de uma redução média entre os órgãos do Judiciário (exceto o STJ) de 35% do montante orçamentário. Os valores individualizados por órgão são apresentados na tabela 1, a seguir:

Tabela 1 – Excessos de Despesas Primárias (2017 e 2020)
R\$ bilhões constantes (base 2017)

ÓRGÃO SUJEITOS A LIMITES	Despesas Discricionárias		Comparativo
	2017	2020	Redução
CÂMARA DOS DEPUTADOS	0,83	0,69	-16,94%
SENADO FEDERAL	0,43	0,38	-11,23%
TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO	0,25	0,2	-20,49%
SUPREMO TRIBUNAL FEDERAL	0,23	0,15	-36,51%
SUPERIOR TRIBUNAL DE JUSTIÇA	0,3	0,31	4,60%
JUSTIÇA FEDERAL	1,91	1,14	-40,24%
JUSTIÇA MILITAR	0,08	0,06	-31,28%
JUSTIÇA ELEITORAL	1,82	1,57	-13,73%
JUSTIÇA DO TRABALHO	2,47	0,64	-74,27%
JUSTIÇA DO DISTRITO FEDERAL E DOS TERRITÓRIOS	0,39	0,24	-38,34%
CONSELHO NACIONAL DE JUSTIÇA	0,15	0,11	-26,67%
DEFENSORIA PUBLICA DA UNIÃO	0,03	-0,02	-188,60%
MINISTÉRIO PÚBLICO DA UNIÃO e CONSELHO NACIONAL DO MINISTÉRIO PÚBLICO	1,35	1,05	-21,82%
TOTAL	10,24	6,52	

Fonte: Nota Técnica n. 10/2017 CONORF, p.17⁴⁶.

⁴⁶ Dados: No cenário base, adotaram-se as seguintes premissas:

- despesas primárias obrigatórias com taxa de crescimento vegetativo de 1,5% a.a., incluindo impacto anual PCS e desconsiderando novas despesas com provimentos de pessoal.

- o montante de despesas discricionárias representa a diferença entre o total de gastos (limite constitucional adicionado à eventual compensação, quando cabível) e o montante destinado às despesas obrigatórias. Portanto, a projeção de despesas discricionárias não considera a evolução histórica do agregado, que é admitido como variável de ajuste na sistemática em questão

Nota Técnica n. 10/2017 CONORF. Disponível em: http://www2.camara.leg.br/orcamento-da-uniao/estudos/2017/ET10_2017.pdf> Acesso em 02 nov.2018.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Diante do exposto, muitas ações foram empreendidas no âmbito da maioria dos órgãos do Judiciário, inclusive do STJ, a fim de reduzir despesas, entre as quais destacam-se⁴⁷:

- Adaptação dos horários de funcionamento dos edifícios com objetivo de reduzir o consumo de energia elétrica e de água;
- Limitação na aquisição de bilhetes aéreos e concessão de diárias;
- Supressão de postos de trabalho nos contratos de copa, conservação e limpeza, vigilância, motoristas, recepcionistas, ascensoristas e colaboradores e renegociação de reajuste nesses contratos.
- Preferência pela contratação de instrutores internos ou de palestrantes que não necessitem de custeio de passagem e hospedagem.
- Redução na concessão de diárias com priorização de magistrados no exercício da jurisdição, bem como de seus assistentes diretos;
- Diminuição do programa de estágio;
- Racionamento de material de consumo;
- Adequação de cronograma ou suspensão de projetos que necessitassem de novas compras/investimentos;
- Implantação e ampliação da modalidade de teletrabalho;
- Substituição de periódicos impressos por virtuais
- Otimização da gestão de pessoas por meio de concursos de remoção interna, projetos de gestão por competências e racionalização de provimentos de vagas do Anexo V.
- Restrição/ vedação de realização de horas extras, principalmente aos sábados, domingos e feriados.

O impacto dessas medidas de economia, bem como, as peculiaridades ocorridas na implantação do NRF no orçamento do STJ, detalhadas no decorrer dessa seção, são evidenciados na observação dos dados de execução do órgão tratados da seção de resultados. Mas antes, apresenta-se uma breve contextualização do recorte temático: o orçamento do STJ.

⁴⁷ Conforme Ofício 0232/2019-TCU/Semag de 18/10/2019, anexo IV – Rol descritivo de medidas adotadas para dar cumprimento à EC 95/2016, baseado no Acórdão 2455/2019-TCU-Plenário.

3. O ORÇAMENTO DO STJ

Desde 1988, o Superior Tribunal de Justiça possui a competência de uniformizar a interpretação das normas infraconstitucionais em todo o Brasil, como órgão de convergência da Justiça Comum. A Constituição Federal de 1988, no seu art. 105, além de disciplinar as competências do STJ, estabeleceu que funcionassem junto a este a Escola Nacional de Formação e Aperfeiçoamento de Magistrados – ENFAM e o Conselho da Justiça Federal – CJF. Apesar de ser presidido pelo Presidente do STJ⁴⁸, o CJF possui orçamento autônomo, enquanto a ENFAM figura como uma unidade gestora imiscuída na unidade orçamentária do STJ, compondo assim o orçamento da Corte.

O orçamento do STJ segue a dinâmica geral dos órgãos do Poder Judiciário com prevalência das despesas de pessoal representando em média 75% das despesas pagas em comparação ao todo na última década (2010 a 2019). Essa proporção apresentou um pico de 80% no ano de 2012, quando houve retração da execução orçamentária total e consequente redução dos pagamentos de benefícios (6%) e despesas discricionárias (14%). Essas categorias apresentaram execução média no período (2010 a 2019) de 8% e 18%, respectivamente.

Em geral, as despesas com pessoal e encargos atendem ao pagamento de servidores e magistrados ativos, inativos e pensionistas, além da contribuição patronal dos órgãos para o custeio do Regime de Previdência dos Servidores Públicos Federais. Outras despesas que não são diretamente de pessoal, mas possuem caráter vinculado a essa, são os benefícios obrigatórios aos servidores como o Auxílio-Alimentação, Auxílio-Transporte; Assistência Pré-Escolar, Auxílio-Funeral; Auxílio Natalidade, Auxílio-reclusão, Assistência Médica e Odontológica, entre outros⁴⁹.

Em termos nominais, o total pago de despesas primárias de pessoal no STJ foi de R\$ 802.600.121, em 2015, antes dos efeitos do aumento no PCS, e de R\$ 1.090.743.603, em 2019, após efeito completo do ajuste do PCS. Ou seja, ocorreu aumento de R\$ 288.143.481, do qual

⁴⁸ Conforme §2º, art. 2º da Lei 11.798, de 29 de outubro de 2008.

⁴⁹ Lei Complementar n. 101 de 04 de maio de 2000, Art. 17. Considera-se obrigatória de caráter continuado a despesa corrente derivada de lei, medida provisória ou ato administrativo normativo que fixem para o ente a obrigação legal de sua execução por um período superior a dois exercícios.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

projetou-se a parcela de R\$ 224.308.143 como oriunda da implantação do PCS, conforme dados do então Ministério do Planejamento (tabela 4).

Tabela 2 – Projeção de impacto nas despesas primárias decorrentes da Lei nº 13.317, de 20/07/2016 (Ajuste do PCS)

DESPESAS PRIMÁRIAS	PCS SERVIDORES EFETIVOS			
	2016	2017	2018	2019
PCS STJ	36.957.943	101.852.329	150.003.353	224.308.143
PCS TOTAL	1.119.558.244	3.080.692.633	4.539.143.652	6.788.782.760
STJ/TOTAL (%)	3,30%	3,31%	3,30%	3,30%

Elaboração da autora. Fonte: Ofício Circular nº 195/2018-MP de 16/05/2018.

Ademais, verificou-se que o quantitativo de servidores efetivos ativos do órgão, principal componente do pagamento de pessoal, entrou em tendência decrescente a partir de 2016, o que afasta a possibilidade de o aumento de pessoal decorrer de uma ampliação no número de servidores.

Por outro lado, os recursos que são alocados com base no poder de decisão dos gestores públicos são denominados despesas discricionárias e figuram como parcela minoritária no orçamento do Poder Judiciário, sendo destinadas, principalmente, às subfunções orçamentárias⁵⁰ de administração geral, comunicação social, formação de recursos humanos e tecnologia da informação.⁵¹

A Lei Orçamentária Anual de 2019 autorizou a dotação orçamentária do STJ no montante de R\$ 1.644.751.462, distribuída entre quatro programas e dezesseis ações orçamentárias, entre projetos, atividades e operações especiais. Quanto à classificação por natureza da despesa (Grupo de Natureza de Despesa – GND), cujo foco é o objeto do gasto, há divisão entre os GNDs 1 – Pessoal e Encargos Sociais, que representou 80% da execução de 2019; 3 – Outras Despesas Correntes, totalizando 19%; e 4 – Investimentos, com 1% do orçamento pago de 2019.

⁵⁰ A classificação funcional, instituída pela Portaria nº 42, de 14 de abril de 1999, do então Ministério do Orçamento e Gestão, é formada por funções e subfunções, e busca identificar em que áreas de despesa a ação governamental será realizada.

⁵¹ Os principais programas, ações, funções e subfunções orçamentárias dos órgãos do Poder Judiciário foram observados no volume III das Leis Orçamentárias Anuais de 2010 a 2020.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Para uma visão mais atual e detalhada, a Tabela 3, a seguir, desdobra a natureza da despesa no nível de elemento destacando os três objetos de gastos que acumularam o maior nível de pagamentos em 2019:

Tabela 3 –Despesas: Despesas pagas pelo STJ em 2019 nos principais elementos de despesa

Grupo 1 - Pessoal e Encargos Sociais	Valor pago (R\$)
11 - Vencimento e vantagens fixas - pessoal civil	660.693.649
01 - Aposent. RPPS, Reser. Remuner e Reform Militar	347.960.363
13 -Obrigações patronais	109.109.092
Demais elementos	74.147.121
TOTAL	1.191.910.225
Grupo 3 - Outras Despesas Correntes	Valor pago (R\$)
37 - Locação de mão-se-obra	116.740.692
39 - Outros serviços de terceiros – PJ	81.055.481
46 -Auxílio-Alimentação	31.887.107
Demais elementos	53.726.342
TOTAL	283.409.621
Grupo 4 – Investimentos	Valor pago (R\$)
40 - Serviços de tecnologia da informação e comunicação	7.208.475
52 - Equipamentos e material permanente	2.896.372
51 - Obras e instalações	177.858
TOTAL	10.282.705

Elaboração da autora. Fonte: Relatório de Gestão 2019 do STJ, p. 44.

Verifica-se que a maior despesa do Órgão foi com o pagamento de pessoal ativo que representou, aproximadamente, R\$ 660 milhões da execução orçamentária de 2019. A segunda maior despesa, pagamento de inativos, alcançou um pouco mais da metade dos pagamentos com ativo, com cerca de R\$ 347 milhões da execução total de 2019. Entre as despesas discricionárias, destacou-se o gasto com locação de mão de obra, R\$ 116 milhões, geralmente destinados ao pagamento de contratos para prestação de serviços de secretariado, segurança, limpeza, etc.

Compreendido o contexto e as peculiaridades do orçamento do Superior Tribunal de Justiça, a pesquisa avançou para a análise quantitativa dos dados orçamentários com a aplicação de modelo estatístico de previsão e verificação dos resultados, detalhados na próxima seção.

4. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Os dados orçamentários do STJ foram coletados por meio de consultas construídas pelos autores no sistema Tesouro Gerencial (plataforma de *business intelligence* que organiza informações do SIAFI⁵²), acessado por meio de senha funcional. Os dados são públicos e sobre eles não incide qualquer sigilo.

A consulta foi estruturada selecionando como ‘item de informação’ as ações orçamentárias de despesas primárias do STJ, desprezadas as ações de despesas financeiras, visto que não são contempladas pelo “teto de gastos”. Foi considerado o movimento líquido mês a mês para os anos de 2010 a 2019 das contas contábeis “Valores Pagos” (29241.04.03), “Restos a pagar processados pagos” (29213.02.03) e “Restos a pagar não-processados pagos” (29213.02.04), os quais foram somados para se obter o resultado do valor total de execução financeira de cada ação.

Desse modo, foi contemplada não uma amostra, mas toda a população de ações orçamentárias primárias do STJ para o lapso temporal determinado, perfazendo o montante de 120 observações para cada ação (12 meses em 10 anos).

Os valores executados para cada ação foram somados e agregados por identificador de resultado primário⁵³: despesas obrigatórias (RP 1) e despesas discricionárias (RP 2)⁵⁴.

Segundo Ehlers (2009), uma série temporal é uma sequência de variáveis dependentes em ordem cronológica, também conhecida como um exemplo de processo estocástico. O estudo de séries temporais atende a diversos objetivos. Para o escopo deste trabalho são evidenciados os aspectos preditivo e de controle.

A série temporal contínua de execução orçamentária do Superior Tribunal de Justiça apresentou uma consistente tendência linear crescente, com variação sazonal de 12 meses para

⁵² O Sistema Integrado de Administração Financeira - SIAFI é o principal instrumento de registro, acompanhamento e controle da execução orçamentária, financeira e patrimonial do Governo Federal. Para mais informações, consultar:

<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/siafi?jsessionid=nI62sn3yVa10KjJulakOo1GK.1>

⁵³ Conforme definição do Manual Técnico do Orçamento - 2021, do Ministério da Economia e art. 17 da LRF.

⁵⁴ A classificação de cada ação quanto ao indicador de Resultado Primário consta do Volume III - quadro de detalhamento dos créditos orçamentários da LOA de 2019. As despesas indicadas como RP 0 não foram consideradas para a formação da série histórica por serem despesas financeiras, não computadas para o limite de gastos.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

as despesas obrigatórias, indicando um perfil de previsão⁵⁵ compatível com o modelo de *Holt-Winters* aditivo. As despesas discricionárias não demonstraram comportamento sazonal, permitindo a previsão por parâmetros de tendência, utilizando o mesmo modelo.

O modelo de *Holt-Winters* aditivo (2004) se baseia em três equações com constantes de suavização conexas aos componentes do padrão da série: nível (α), tendência (β) e sazonalidade (γ):

$$T_t = \gamma(L_t - L_{t-1}) + (1 - \gamma)T_{t-1}$$

$$L_t = \alpha(x_t - I_t - 12) + (1 - \alpha)(L_{t-1} + T_{t-1})$$

$$I_t = \delta(x_t - L_t) + (1 - \delta)I_{t-1}$$

Onde (k) representa a quantidade de previsões a frente:

$$\hat{x}_{t(k)} = L_t + kT_t + I_t - 12 + k, k = 1, 2, \dots$$

É importante salientar que o modelo propõe previsões baseadas em cálculos de médias móveis exponencialmente ponderadas, de forma que as observações mais recentes ganhem maior peso para a previsão. Ou seja, as características da execução orçamentária de 2019, 2018 e 2017, anos finais da série, têm maior influência nas previsões do que as observações de 2010, 2011 e 2012, anos iniciais da série. Esse é um fator crucial para a análise das previsões, considerando a implantação dos acréscimos do Plano de Cargos e Salários e a vigência do Novo Regime Fiscal no triênio mais recente.

A adequação do modelo foi comprovada aplicando-se intervalo de confiança de 95% e a regra de previsão aos dados históricos conhecidos (teste de robustez) no último triênio de dados coletados (2017-2019) e avaliando-se a magnitude dos erros (divergências entre fato e previsão). Nas despesas obrigatórias a diferença entre o montante executado e o previsto representou 2,86% em 2017, 0,19% em 2018 e 0,09% em 2019. Nas despesas discricionárias,

⁵⁵ Verificou-se para a série temporal do STJ: $\alpha = 0,13$; $\beta = 0,00$; $\gamma = 0,00$; MASE = 0,58; SMAPE=0,05; MAE = 6.073.289,56 e RMSE= 7.230.736,90.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

a variação do somatório anual foi de 1,10% em 2017, 5,97% em 2018 e 10,19% em 2019. Essa relação será analisada com maior profundidade na próxima seção.

Para o parâmetro do limite individual de gastos, a projeção seguiu a regra do Novo Regime Fiscal de atualização pelo IPCA⁵⁶. Assim, foi considerado o limite de gastos de 2020 como base e aplicados os percentuais do IPCA projetados para o período de 2021 a 2026 pelo Relatório de Acompanhamento Fiscal - RAF do Instituto Fiscal Independente – IFI⁵⁷.

A projeção se estendeu até o horizonte em que há parâmetros definidos, o ano de 2026, visto que a partir do décimo exercício da vigência do Novo Regime Fiscal poderá haver revisão dos parâmetros de atualização dos limites⁵⁸.

Por fim, as previsões de execução orçamentária foram confrontadas com as projeções do limite de gastos para cada ano, o que permitiu responder aos questionamentos propostos neste estudo. A análise desses dados é apresentada na seção seguinte.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção serão reportados, confrontados e analisados os resultados obtidos após o levantamento, o tratamento dos dados e a aplicação do modelo de previsão de Holt-Winters à série histórica de pagamentos do STJ.

Para facilitar a compreensão, os resultados foram divididos em 3 subseções: a primeira apresenta os resultados para as despesas obrigatórias; a segunda trata da previsão de despesas discricionárias; e a terceira confronta os resultados das seções anteriores com a projeção do limite de gastos até 2026.

5.1 Resultados das Despesas Obrigatórias

Conforme citado no tópico anterior, o pagamento de despesas obrigatórias do Superior Tribunal de Justiça se caracteriza por uma tendência linear crescente, com variação sazonal a cada 12 meses. Esse padrão decorre, principalmente, do aumento da execução nos meses de

⁵⁶ Conforme ADCT art.107, §1º, incisos I e II.

⁵⁷ É válido ponderar que a projeção da IFI considera o IPCA acumulado anual (janeiro a dezembro), enquanto a regra de limite de gastos considera o acumulado de julho a junho. RAF, de 13 de abril de 2020, Cenário base. Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/ifi/dados/arquivos/projecoes-ifi/view>>. Acesso em 27 abr. 2020.

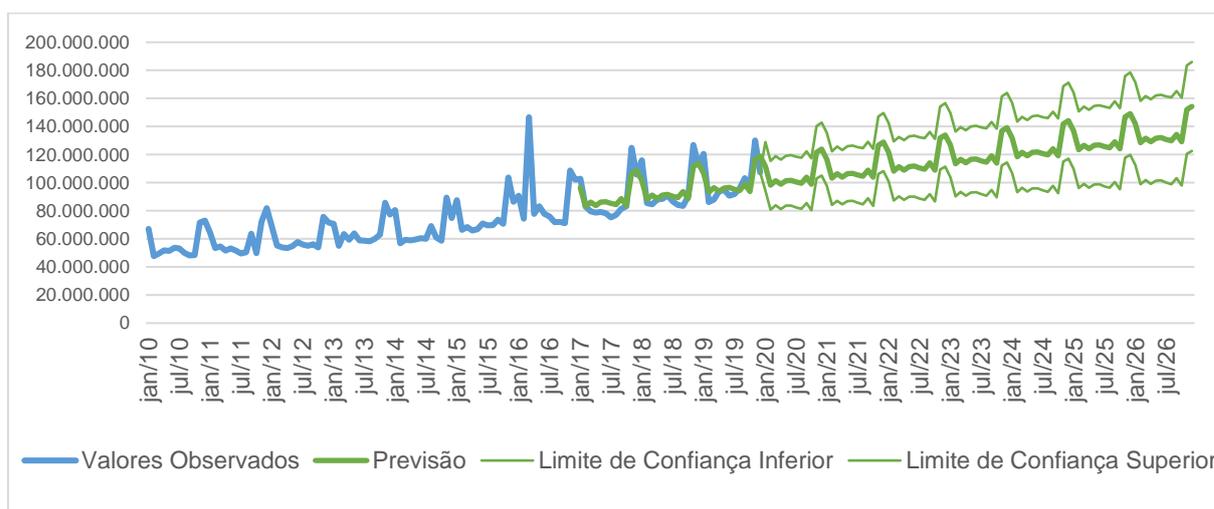
⁵⁸ Por meio de lei complementar proposta pelo Presidente da República, nos termos do ADCT art.108.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

novembro, dezembro e janeiro, das ações de Pessoal Ativo, Aposentadorias e Pensões, com o pagamento das parcelas do 13º salário (gratificação natalina), do Serviço Extraordinário (efetuado durante o recesso forense) e do terço de férias (com maior demanda no período de férias escolares). As progressões e promoções funcionais, quando cabíveis, também ocorrem anualmente na mesma data de ingresso do servidor no órgão, compondo o crescimento vegetativo inercial das despesas de pessoal.

Na previsão da execução orçamentária de 2020 a 2026, o modelo estatístico identificou e reproduziu o mesmo padrão, conforme pode ser visualizado no gráfico a seguir:

Gráfico 4 -Série temporal de execução mensal do orçamento de despesas obrigatórias (2010-2019) e previsão (2020-2026)



Fonte: Tesouro Gerencial e cálculos da autora.

Observando os dados da série histórica de 2010 a 2015, é possível destacar que os picos de cada ano ocorreram nos meses de novembro ou dezembro, com um aumento médio de 34% em relação à média mensal de pagamentos.

A acentuada exceção ocorre em 2016, com uma execução 67% acima da média mensal do ano, ocorrida no mês de março em decorrência do pagamento de ajuste à remuneração dos servidores, com efeitos retroativos⁵⁹, conforme já explanado na seção 2.

⁵⁹Concedido por decisão administrativa em Sessão Plenária do STJ, de 02 de março de 2016, com origem nas Leis nº 10.697/2003 e 10.698/2003, que dispunham sobre aspectos remuneratórios dos servidores públicos federais. A Decisão foi suspensa, logo em seguida pelo STF e efetivamente cassada em março de 2018.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

É válido destacar que no período da série temporal de antes da implantação do teto de gastos, não se identifica a influência direta da variação do montante executado, de um ano para o outro, com o IPCA acumulado anualmente: de 6 anos, em 3 o aumento percentual no pagamento de despesas obrigatórias foi superior ao IPCA (crescimento real) e nos outros 3 anos, foi menor.

Dando continuidade à análise da série histórica, o período de 2017 a 2019 é de especial importância pela inauguração do limite de gastos, implantação dos ajustes do PCS e aplicação do teste de robustez do modelo de previsão.

A variação percentual negativa de 2016 para 2017 (tabela 4 abaixo) resulta da situação atípica ocorrida em 2016, já relatada. Caso considerássemos um valor mediano para pagamento em março de 2016, excluindo-se o efeito do *outlier*, o aumento na execução das despesas obrigatórias de 2017 seria em torno de 7%, seguido de 8,45%, em 2018 e 5,43%, em 2019.

Tabela 4 - Despesas Obrigatórias (2017 - 2019) e teste de robustez do modelo

Parâmetro	2017		2018		2019	
	Execução	Previsão	Execução	Previsão	Execução	Previsão
Total Anual	1.049.029.467	1.079.041.957	1.137.624.497	1.139.787.584	1.199.401.305	1.200.533.210
Média mensal	87.419.122	89.920.163	94.802.041	94.982.299	99.950.109	100.044.434
Varição Previsão/Execução	2,86%		0,19%		0,09%	
Varição (ano anterior)	-0,30%		8,45%		5,43%	
Atualização do limite de gastos	7,2%		3%		4,39%	

Fonte: Tesouro Gerencial e cálculos da autora.

Destaca-se que o crescimento das despesas obrigatórias, desse período de 2017 a 2019, superou percentualmente o IPCA acumulado para cada ano, o que implica dizer que o crescimento foi real e que o limite de gastos foi ajustado numa proporção inferior ao crescimento dos gastos obrigatórios, corroborando a hipótese base desta pesquisa. Entretanto, tal observação é acompanhada do alerta imediato, já citado no decorrer deste trabalho, de que o teto de gastos de 2017 não foi atualizado pelo IPCA acumulado, mas sim, pelo percentual

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

fixo de 7,2%⁶⁰, o que neutraliza o impacto do crescimento das despesas de 2017, que se deu em proporção equivalente.

Antes de avançar a análise para o período futuro, é necessário investigar se há distorção entre o comportamento de fato da execução orçamentária do triênio 2017-2019 em comparação com o que se esperaria dele com base no padrão pretérito. Assim, o modelo de Holt-Winters foi aplicado nos dados de 2010 a 2016 para prever os dados de 2017 a 2019, confrontando, em seguida, a realidade com a previsão, o que permitiu verificar a adequação do modelo. O teste de robustez indicou diferença de 2,86%, em 2017, 0,19%, em 2018 e 0,09%, em 2019, demonstrando a acurácia da previsão. É provável que o percentual de 2017, um pouco superior aos outros, decorra da influência do nível mais elevado de pagamentos verificado em 2015 e 2016 sobre as variáveis do modelo para a previsão do ano vizinho. O distanciamento entre a previsão e a execução foi baixo em 2018 e 2019.

Dito isso, prosseguiu-se com o cálculo preditivo da execução orçamentária das despesas obrigatórias de 2020 a 2026, tendo como base a série temporal de 2010 a 2019. Os resultados obtidos respeitaram os limites de confiança superior e inferior (95%) e apresentaram a tendência crescente, já comentada, porém, gradativamente menor a cada ano.

Estima-se um aumento de cerca de R\$ 61,8 milhões (5,16%) entre 2019 e 2020 e de R\$ 60,7 milhões (3,88%) entre 2025 e 2026. A média anual de acréscimo ao orçamento de despesas obrigatórias, nesse período de previsão, é de R\$ 60,9 milhões a cada exercício financeiro. A tabela 5, a seguir, traz o resumo dos resultados obtidos:

Tabela 5 - Previsão de execução do orçamento de despesas obrigatórias (2020-2026)

Parâmetro	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
Total Annual	261.278.836	1.322.024.462	1.382.770.089	1.443.515.715	1.504.261.341	1.565.006.967	1.625.752.594
Média mensal	105.106.570	110.168.705	115.230.841	120.292.976	125.355.112	130.417.247	135.479.383
Variação (ano ant.)	5,16%	4,82%	4,59%	4,39%	4,21%	4,04%	3,88%
IPCA projetado	2,54%	3,25%	3,41%	3,50%	3,50%	3,50%	3,50%

Fonte: IFI⁶¹ e cálculos da autora.

⁶⁰ Conforme ADCT art.107, §1º, incisos I e II.

⁶¹ É válido ponderar que a projeção da IFI considera o IPCA acumulado anual (janeiro a dezembro), enquanto a regra de limite de gastos considera o acumulado de julho a junho. RAF, de 13 de abril de 2020, Cenário base. Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/ifi/dados/arquivos/projecoes-ifi/view>>. Acesso em 27 abr. 2020.

É importante notar que, em todos os anos, a previsão das despesas evolui em nível superior ao IPCA projetado, indicando, novamente, a trajetória de expansão real das despesas obrigatórias para além do índice de ajuste do limite de gastos e, conseqüentemente, o possível avanço sobre a margem de gasto das demais ações.

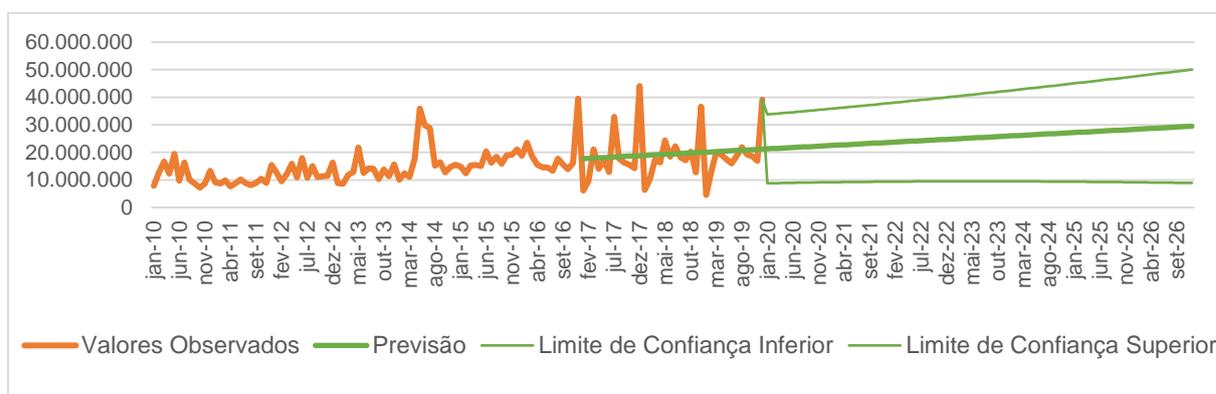
Nesse contexto, a subseção seguinte se dedica a explorar os resultados da previsão para as despesas discricionárias.

5.2 Resultados das Despesas Discricionárias

As despesas discricionárias são dedicadas, em geral, à manutenção do funcionamento do Órgão com insumos de informática, comunicação, capacitação, engenharia, segurança, entre outros que variam conforme a demanda, a disponibilidade de recursos financeiros e as prioridades da Administração.

Assim, diferentemente das despesas obrigatórias, analisadas na subseção anterior, as despesas discricionárias não demonstram comportamento sazonal padrão. Por outro lado, apresentaram tendência geral crescente na série histórica de 2010 a 2019. Para a previsão da execução orçamentária de 2020 a 2026, o modelo estatístico identificou e reproduziu a tendência central de execução desses gastos, ilustrada no gráfico a seguir:

Gráfico 6 -Série temporal de execução mensal do orçamento de despesas discricionárias (2010-2019) e previsão (2020-2026)



Fonte: Tesouro Gerencial e cálculos da autora.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Conforme já mencionado, os critérios de sazonalidade não se aplicam a este tipo de despesa, tornando inócua a análise de picos e vales do gráfico mensal.

É curioso observar a discrepância na variação percentual da execução das despesas discricionárias: entre 2010 e 2011 a variação foi de -19,65% e entre 2013 e 2014 registrou alta de 41,71%. Os valores nominais alternam entre crescimento, manutenção e retração, de um ano a outro, sem guardar relação ou proporção com o IPCA apurado.

Esse quadro se transforma para o período de 2017 a 2019. Vigentes as regras do Novo Regime Fiscal e a implantação dos ajustes do Plano de Cargos e Salários para as despesas obrigatórias, a execução média do triênio estaciona no nível de 2016, em termos nominais, com pagamentos totais anuais em torno de R\$222 milhões.

Se considerada a inflação, verifica-se que a variação de -1,5%, em 2017, -0,61%, em 2018 e 2,03%, em 2019 (vide tabela 7 abaixo), fica aquém do IPCA acumulado em cada ano (de janeiro a dezembro) e, também, do percentual considerado para a atualização do teto de gastos. Ou seja, em termos reais, a execução das despesas discricionárias diminuiu.

Essa alteração no nível da tendência de crescimento pôde ser conferida no teste de robustez do modelo de previsão, calculado nos mesmos moldes já descritos na subseção anterior. No confronto entre o resultado da previsão e da execução, aferiu-se uma divergência crescente de -1,1%, em 2017, 5,97%, em 2018 e 10,19%, em 2019, ou seja, em 2018 e 2019 o pagamento de despesas discricionárias passou a destoar significativamente de sua tendência geral histórica de crescimento⁶², conforme exposto na tabela seguinte:

⁶² Essa diferença decorre da mudança no perfil de gastos do STJ que diminuiu a execução de despesas discricionárias em virtude do Teto de Gastos. Essa análise é detalhada na próxima subseção.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Tabela 7 - Despesas Discricionárias (2017 - 2019) e teste de robustez do modelo

Parâmetro	2017		2018		2019	
	Execução	Previsão	Execução	Previsão	Execução	Previsão
Total Annual	221.498.757	219.056.698	220.139.283	233.277.335	224.601.053	247.497.971
Média mensal	18.458.230	18.254.725	18.344.940	19.439.778	18.716.754	20.624.831
Variação Previsão/Execução	-1,10%		5,97%		10,19%	
Variação (ano anterior)	-0,05%		-0,61%		2,03%	
Atualização do limite de gastos	7,2%		3%		4,39%	

Fonte: Tesouro Gerencial, IBGE e cálculos da autora.

Mantendo-se o mesmo procedimento adotado para as despesas obrigatórias, prosseguiu-se com a aplicação do modelo para a previsão da execução orçamentária das despesas discricionárias para o período de 2020 a 2026, tendo como base a série temporal de 2010 a 2019.

Os resultados demonstraram pertinência com os limites de confiança superior e inferior (95%) e mantiveram a tendência crescente, já citada, contudo, gradativamente menor a cada ano. Ainda assim, a magnitude das variações anuais, verificada nas previsões, média de 4,82%, desconsiderando 2020, foi maior do que a observada, de fato, no triênio de 2017 a 2019, em média 0,45%.

O ano de 2020 foi retirado do cálculo da média, pois sua inclusão a superestimaria, considerando a variação de 16,53% entre o total executado em 2019 e o total previsto para 2020. Esta variação restou distorcida, pois, comparou um dado real (execução das despesas discricionárias em 2019), cujo comportamento se mostrou divergente da tendência geral histórica, com um dado de previsão (pagamentos para 2020) que considerou a tendência geral da série histórica iniciada em 2010. A tabela 8, a seguir, demonstra a diferença das variações anuais de previsão de execução e apresenta a compilação anual dos resultados futuros calculados:

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Tabela 8 - Previsão de execução do orçamento de despesas discricionárias (2020-2026)

Parâmetro	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
Total Annual	261.718.608	275.939.244	290.159.881	304.380.517	318.601.154	332.821.790	347.042.427
Média mensal	21.809.884	22.994.937	24.179.990	25.365.043	26.550.096	27.735.149	28.920.202
Variação (ano ant.)	16,53%	5,43%	5,15%	4,90%	4,67%	4,46%	4,27%
IPCA projetado	2,54%	3,25%	3,41%	3,50%	3,50%	3,50%	3,50%

Fonte: IFI⁶³ e cálculos da autora.

Em termos absolutos, o modelo prevê que os pagamentos não-obrigatórios crescerão R\$ 14,2 milhões por ano e esse aumento representaria 5,43% do total das discricionárias em 2020, decrescendo até 4,27%, em 2026. Assim como nas despesas obrigatórias, a previsão de aumento das discricionárias evolui em nível superior ao IPCA projetado, em todos os anos.

Sem a necessidade de maiores digressões, fato é que, se as despesas obrigatórias tendem a crescer acima do IPCA, fator de correção do limite de gastos, e as discricionárias também, em algum ponto essa conta não fechará, a menos que a sobra orçamentária do STJ suporte esse crescimento ano a ano, ou que a execução sofra profunda alteração em relação à sua tendência temporal. A comparação entre a execução e a previsão no período de 2017 a 2019 já sinalizou essa mudança de comportamento.

Isso posto, a próxima subseção se dedica a investigar o confronto entre as previsões de execução apresentadas e a projeção do teto de gastos para o STJ.

5.3 Previsão de execução orçamentária versus Projeção do limite de gastos

Após a análise da aplicação do modelo de previsão e do comportamento das despesas obrigatórias e discricionárias separadamente, esta seção se dedica a estudar a interação dessas variáveis em contraposição ao limite de gastos e responder à pergunta motivadora deste estudo. Afinal, o crescimento persistente das despesas obrigatórias restringirá a níveis críticos as

⁶³ É válido ponderar que a projeção da IFI considera o IPCA acumulado anual (janeiro a dezembro), enquanto a regra de limite de gastos considera o acumulado de julho a junho. RAF, de 13 de abril de 2020, Cenário base. Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/ifi/dados/arquivos/projecoes-ifi/view>>. Acesso em 27 abr. 2020.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

despesas discricionárias, inclusive com a possibilidade de ultrapassar o limite do teto de gastos do STJ?

Até o exercício financeiro de 2026, o Novo Regime Fiscal fixou que o limite individual de gastos seja ajustado anualmente pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA⁶⁴. Assim, partiu-se do limite de gastos de 2020, já conhecido neste momento da pesquisa, e aplicou-se os percentuais do IPCA projetados para o período de 2021 a 2026:

Tabela 9 -Projeção do Limite de Gastos do STJ para 2021-2026

Variável	2020 ²	2021	2022	2023	2024	2025	2026
IPCA- acum. (% no ano) ¹	2,54%	3,25%	3,41%	3,50%	3,50%	3,50%	3,50%
Projeção Limite de Gastos – STJ	1.517.813.015	1.556.418.156	1.606.943.592	1.661.797.986	1.719.919.256	1.780.116.430	1.842.420.505

Fonte: IFI e cálculos da autora.

Obs: ¹Projeção do IPCA do Relatório RAF, de abril de 2020, da IFI, cenário base⁶⁵. ²Teto de 2020 = R\$ 1.515.334.744 (teto inicial LOA 2020) +R\$ 2.478.271 (Ampliação por decisão do TCU⁶⁶)

Pela projeção, o limite de pagamentos primários do STJ aumentaria, em média, R\$ 54,1 milhões por ano, partindo de R\$1.556 milhões, em 2021, e chegando a R\$ 1.842 milhões, em 2026. Apresentada a projeção do teto de gastos, todas as variáveis da pesquisa são conhecidas e quantificadas.

Anualmente, a Lei de Diretrizes Orçamentárias orienta a elaboração do orçamento anual, priorizando o atendimento das despesas obrigatórias no bojo do limite de despesas primárias.⁶⁷ Consequentemente, o saldo orçamentário resultante da diferença entre a dotação

⁶⁴ Conforme ADCT art.107, §1º, incisos I e II.

⁶⁵ É válido ponderar que a projeção da IFI considera o IPCA acumulado anual (janeiro a dezembro), enquanto a regra de limite de gastos considera o acumulado de julho a junho. RAF, de 13 de abril de 2020, Cenário base. Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/ifi/dados/arquivos/projecoes-ifi/view>>. Acesso em 27 abr. 2020.

Tendo em vista tratar-se de projeção de índice econômico, suscetível a muitas variáveis de interferência, considera-se essa diferença desprezível para a finalidade deste estudo.

⁶⁶ Decisão proferida pelo Tribunal de Contas da União no TC 040.306/2019-4 (Acórdão n. 362, de 2020) e a incorporação dos seus efeitos no Relatório de Avaliação de Receitas e Despesas Primárias do 1º Bimestre de 2020 reconhecendo que o cálculo do limite definido pela Emenda Constitucional n. 95/2016 foi prejudicado por vícios da Medida Provisória n. 711/2016, fazendo jus a uma ampliação de R\$ 2.478.271 no limite individual de gastos do STJ.

⁶⁷ A exemplo do PLDO 2021, art. 4º e art.17, inciso I.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

de despesas primárias e as despesas obrigatórias será destinado ao financiamento de ações discricionárias.

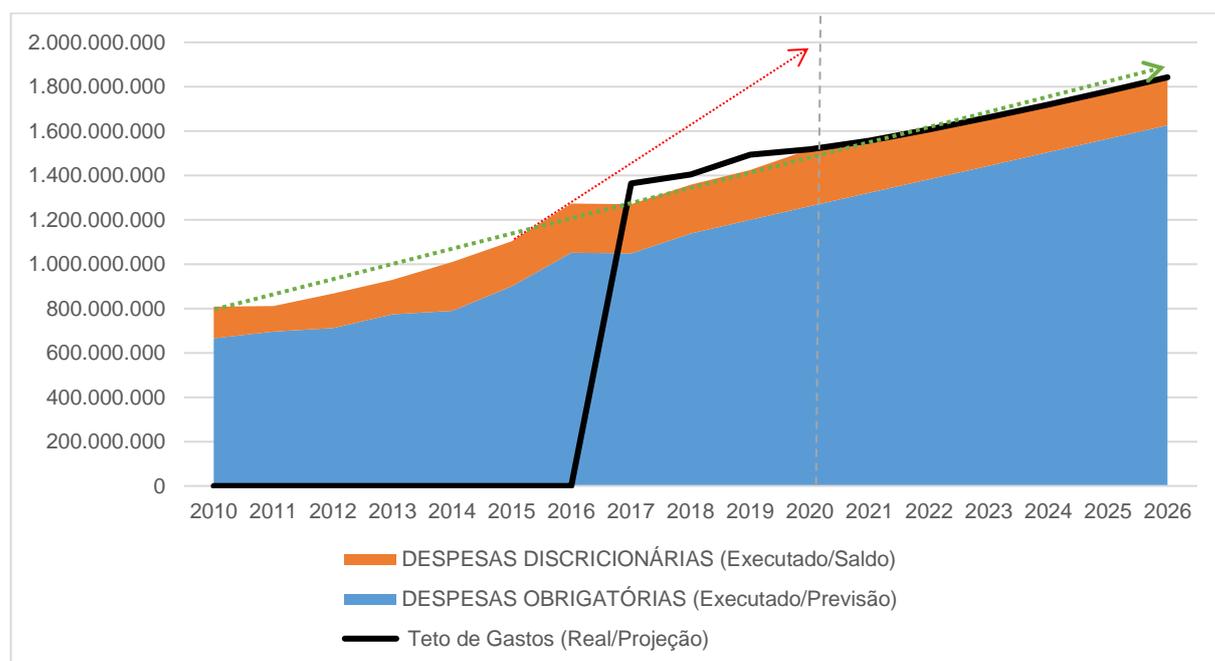
Nessa dinâmica, constata-se que o limite de gastos primários e a previsão de pagamentos primários obrigatórios são variáveis independentes, enquanto o montante destinado às demandas discricionárias figura como variável de ajuste, conforme demonstrado na tabela 10 e no gráfico 5, a seguir:

Tabela 10 - Projeção do Limite de Gastos x Previsão de Despesas Obrigatórias x Saldo para Despesas Discricionárias STJ (2020-2026)

	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
Limite de Gastos – STJ (Projeção) (A)	1.517.813.015	1.556.418.156	1.606.943.592	1.661.797.986	1.719.919.256	1.780.116.430	1.842.420.505
Despesas Obrigatórias (Previsão) (B)	1.261.278.836	1.322.024.462	1.382.770.089	1.443.515.715	1.504.261.341	1.565.006.967	1.625.752.594
Despesas Discricionárias (saldo) (A-B)	256.534.179	234.393.694	224.173.504	218.282.271	215.657.915	215.109.463	216.667.912

Fonte: Elaboração da autora.

Gráfico 5 - Série Temporal de Execução Orçamentária Primária do STJ (2010-2019), Projeção do Limite de Gastos, Previsão de Despesas Obrigatórias e Saldo para Despesas Discricionárias (2020-2026)



Fonte: Tesouro Gerencial (valores nominais de 2010 a 2019) e cálculos da autora

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Os dados da tabela 10, acima, podem ser visualizados no gráfico acima após a linha vertical pontilhada, que marca o início das previsões. Antes da linha, é ilustrada toda a série histórica apresentada durante as seções anteriores desta pesquisa.

A grande contribuição desses dados é informar, com a maior precisão estatística possível, os valores que o STJ disporá para planejar⁶⁸ as suas demandas não-obrigatórias até quando o cenário normativo atual permite prever, ou seja, até o ano de 2026.

É válido lembrar que o montante da previsão para o pagamento de despesas obrigatórias em 2019 apresentou 99,91% de acurácia com o montante final executado. Tendo em vista que os valores de despesas discricionárias apresentadas na Tabela 7 são saldos dessas previsões (variável dependente), a acurácia observada no teste de robustez das despesas obrigatórias (Tabela 4) impregna, por consequência, os resultados para as despesas discricionárias (Tabela 10).

Isso posto, prevê-se um decréscimo, ano a ano, nas quantias destinadas às despesas discricionárias, as quais iniciam com R\$ 256,5 milhões, em 2020, e sofrem reduções de -R\$22,1 milhões, para 2021; -R\$10,2 milhões, para 2022; -R\$ 5,8 milhões, para 2023; -R\$ 2,6 milhões, para 2024; -R\$ 548 mil, para 2025; e, por fim, uma variação positiva de R\$1,5 milhão, para 2026, encerrando o período com o montante de R\$ 216,6 milhões, em 2026, o que implica uma variação negativa total no período de R\$39,8 milhões. É válido lembrar que tal decréscimo é consequência da existência do teto de gastos e da previsão de crescimento, acima do IPCA, das despesas obrigatórias, conforme já mencionado.

Nesse ponto, quantifica-se e comprova-se válida parte da hipótese motivadora desta pesquisa quanto ao crescimento persistente das despesas obrigatórias restringirem as despesas discricionárias.

É curioso observar como o gráfico 5 retrata, resumidamente, o panorama apresentado no decorrer desse estudo:

⁶⁸ Os dados foram calculados em valores mensais e compilados em resultados anuais, para facilitar a visualização e a análise.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

- o aumento do crescimento das despesas primárias, acentuado entre 2014 e 2015, onde a seta pontilhada vermelha indica, numa leitura simplificada, mas bastante ilustrativa, o nível de gastos que o STJ poderia alcançar, caso fosse mantida a inclinação verificada antes da adoção das medidas restritivas.
- a seta pontilhada verde indica que as medidas já adotadas conseguiram reestabelecer a tendência de crescimento pré-crise (2011-2012) até por volta de 2026, quando se abrirá a janela de revisão dos parâmetros de ajuste do limite de gastos.
- Os cumes e vales observados no período de 2015 a 2019, retratando o esforço de execução em 2016 e as medidas de economia dos anos seguintes. Bem como, o total do limite do STJ acima da LOA em 2017 e as medidas de economia pós-NRF como prováveis causas para o espaço vazio entre a faixa colorida do total pago e a linha preta do Teto de Gastos.

Sobre o último tópico, é vital citar que o valor de limite disponível para despesas primárias, porém, não-executado foi de, aproximadamente, R\$ 92,8 milhões, em 2017; R\$ 46,5 milhões, em 2018; e R\$ 69,9 milhões, em 2019 (único ano em que houve acréscimo pontual, por compensação, de R\$ 27,9 milhões do Poder Executivo). Descontada a referida compensação, o saldo do limite seria de R\$ 41,9 milhões em 2019. Constata-se, dessa forma, que a diferença existente entre o teto e os gastos já se reduziu a menos da metade em três anos.

E até quando durará? A pergunta surge instantaneamente, remetendo à hipótese de pesquisa quanto à possibilidade de o crescimento persistente das despesas obrigatórias sufocarem as discricionárias a ponto de ultrapassar o limite de gastos, caso não haja uma flexibilização.

Conforme já observado na tabela 10, a previsão de saldo remanescente para despesas discricionárias vai de R\$ 256,5 milhões, em 2020, a R\$ 216,6 milhões, em 2026. Conforme apurado anteriormente, a média total paga para essa categoria de despesa, de 2017 a 2019, foi de R\$ 222 milhões. Caso esse padrão de execução seja mantido, a previsão de recursos atenderia ao órgão, nas mesmas condições atuais, até 2024, e com uma redução em torno de 3% do montante das discricionárias, em 2025 e 2026.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Do orçamento alocado em ações discricionárias, expressiva maioria está vinculada a despesas continuadas de manutenção das atividades da Corte, firmadas por instrumentos contratuais. Atualmente, os pagamentos de contratos representam em torno de R\$ 206 a 212 milhões, ou seja, valores passíveis de atendimento pelos saldos destinados às despesas discricionárias.

Diante do exposto, parece razoável afirmar que a tendência de aumento das despesas obrigatórias não infligirá redução dos recursos discricionários a níveis críticos no STJ, tampouco, ao desrespeito da limitação de gastos fixada pela EC 95/2016.

Não se pode ignorar, contudo, os cálculos e as análises realizadas aqui, aplicando o modelo estatístico de previsão sobre a série temporal de despesas discricionárias, como uma variável independente. Nessa perspectiva, a previsão é capaz de refletir as tendências na alocação de recursos com base no poder de decisão dos gestores públicos face às demandas da sociedade para o órgão no decorrer do tempo.

Isso posto, a tabela 11 confronta os resultados obtidos para as despesas discricionárias enquanto variável de ajuste (saldo), contra a sua previsão como variável independente até 2026:

Tabela 11 - Despesas Discricionárias: variável de ajuste x variável independente (2020-2026)

Variável	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
Discricionárias (Saldo) (A)	256.534.179	234.393.694	224.173.504	218.282.271	215.657.915	215.109.463	216.667.912
Discricionárias (Projeção) (B)	261.718.608	275.939.244	290.159.881	304.380.517	318.601.154	332.821.790	347.042.427
Diferença (C)=(A-B)	-5.184.429	-41.545.551	-65.986.377	-86.098.246	-102.943.239	-117.712.328	-130.374.515
Proporção da Diferença (D)=(C/B)	-2%	-15%	-23%	-28%	-32%	-35%	-38%

Fonte: cálculos da autora

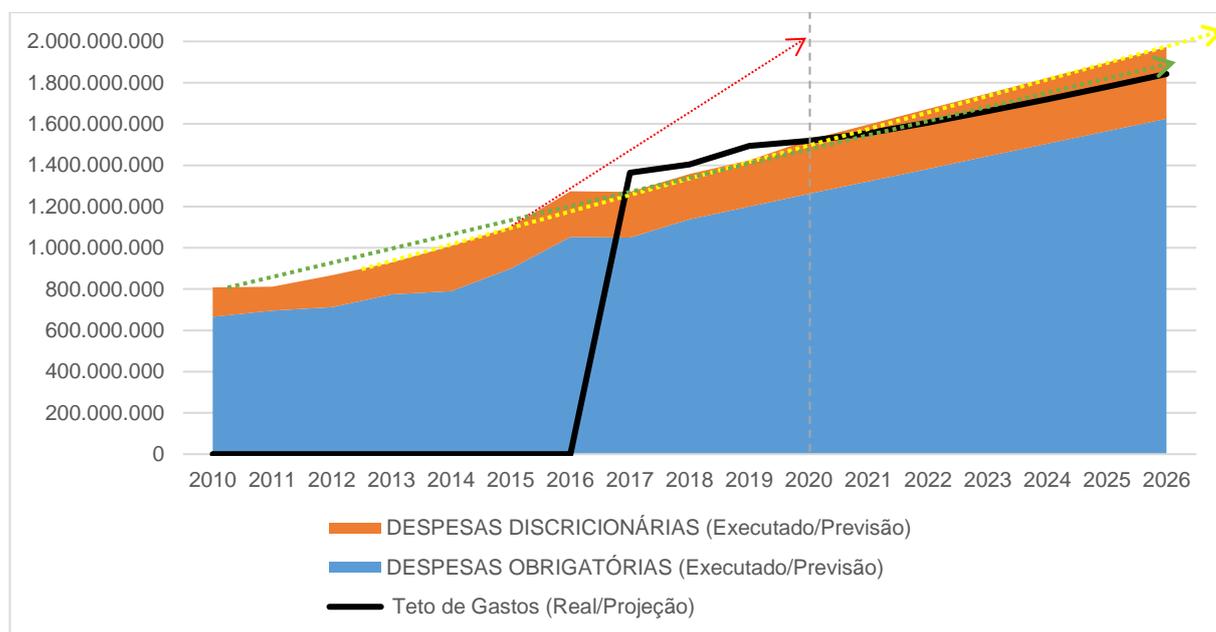
Constata-se, pela previsão independente de execução das despesas discricionárias (linha B), a tendência crescente de, em média, 4,8% por ano no período, ao passo que, pelo viés de saldo de ajuste para despesas discricionárias (linha A) a tendência é decrescente, com média anual de retração de -2,7% para o mesmo período.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

A diferença entre os dois parâmetros de cálculo para o limite das despesas discricionárias (linha C), bem como a proporção dessa divergência frente ao total a ser considerado (linha D), quantificam o esforço de economia que o teto de despesas primárias impõe ao comportamento de gastos discricionários do STJ para os próximos sete anos. Ressalta-se que essa diferença já considera a mudança no perfil de pagamentos ocorrida durante o triênio de inauguração do NRF, conforme demonstrado no teste de robustez do modelo aqui testado.

Ainda assim, os dados indicam a necessidade de persistência dos esforços de economia para que a tendência aferida na série histórica se alinhe à nova realidade por todo o período vindouro. Esse alinhamento pode ser ilustrado, por meio do gráfico 6 abaixo, como o deslocamento da seta amarela pontilhada (tendência da previsão das despesas discricionárias) em direção à seta verde pontilhada (tendência de ajuste ao teto de gastos):

Gráfico 6 - Série Temporal de Execução Orçamentária Primária do STJ (2010-2019), Projeção do Limite de Gastos, Previsão de Despesas Obrigatórias e Previsão para Despesas Discricionárias (2020-2026)



Fonte: Tesouro Gerencial (valores nominais) e cálculos da autora.

No que tange aos dados de 2010 a 2020 (linha vertical pontilhada), o gráfico é idêntico ao gráfico 5. Para o intervalo futuro, os dados das despesas discricionárias, como variável de ajuste, foram substituídos (porém, mantida a linha de tendência verde) pela previsão extraída da série temporal de pagamentos primários discricionários (e incluída a respectiva linha de tendência em amarelo).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

É interessante observar, em uma leitura gráfica simplificada, que a linha pontilhada verde carrega a tendência de crescimento de gastos observada no STJ no período pré-crise (2011-2012). Já a linha pontilhada amarela segue um aumento na inclinação de dispêndios do período inicial da crise (2013-2014). E por fim, a linha tracejada em vermelho acompanhou o aprofundamento da crise (2015-2016)⁶⁹. Superada a linha vermelha de alerta, a tendência atual (linha amarela) é de atenção, com esforço consciente e possível para retomar e seguir em frente na linha verde.

O estado de atenção é real, como salta aos olhos no gráfico 6, com a previsão de rompimento do teto de gastos em dezembro de 2020, caso o STJ não adotasse medidas de controle das despesas. Essa condição corrobora a preocupação original da hipótese de pesquisa, entretanto, seu ajuste aos moldes do teto de gastos demonstrou-se viável e em pleno curso de aplicação.

Dessa forma, não se vislumbra o desrespeito do STJ aos limites de gastos, nem a possibilidade de acionamento dos gatilhos de reenquadramento previstos no art. 109 da EC n. 95/2016. Contudo, urge ressaltar que o controle das despesas discricionárias deverá ser mais rigoroso a cada ano, tendo sempre em vista que as despesas obrigatórias e o montante de limite de gastos são variáveis que independem da atuação direta da Administração do Órgão, ou seja, essas duas variáveis têm maior grau de exogeneidade.

6. CONCLUSÕES DA PESQUISA

O objetivo deste estudo foi analisar os impactos da implantação do Novo Regime Fiscal da União, instituído em 2016, sobre o orçamento do Superior Tribunal de Justiça, por meio da previsão das despesas obrigatórias e discricionárias do órgão baseada em séries históricas de execução orçamentária.

Foram confrontados os cálculos de previsão das despesas obrigatórias e discricionárias com a projeção do limite de gastos no período 2020 a 2026. Constatou-se que as despesas obrigatórias já apresentavam crescimento real de 2017 a 2019, período de implantação do Novo Regime Fiscal e do reajuste do Plano de Cargo e Salário dos servidores. A tendência de aumento acima do IPCA se manteve para o período de previsão da execução orçamentária com

⁶⁹ Os citados períodos da crise político-econômica foram contextualizados na seção 1 deste estudo.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

incremento médio de R\$ 60,9 milhões (4,4%) ao ano para as despesas obrigatórias e de R\$ 14,2 milhões (4,7%) para as despesas discricionárias. Ou seja, seriam, em média, R\$ 75,1 milhões de incremento anual para o período, enquanto o saldo do limite de gastos ao final de cada exercício financeiro tem se reduzido, resultando no montante de R\$41,9 milhões em 2019 (descontada a compensação do Poder Executivo, que findou naquele mesmo ano).

Esse quadro se mostrou insustentável com a iminência de desrespeito ao limite de gastos já em dezembro de 2020, confirmando a preocupação original da hipótese de pesquisa. Nesse cenário de retração de gastos, a administração do STJ reuniu esforços de economia realizando redução em contratos sob demanda e de serviços terceirizados; negociação dos percentuais de reajustes e repactuações contratuais, economia de energia com restrição do horário de funcionamento do órgão internamente; postergação de investimentos planejados entre outras medidas.

De um modo geral, os dados revelaram que as medidas de controle adotadas pelo STJ surtiram efeito e os pagamentos discricionários de 2018 e 2019 se distanciaram significativamente de sua tendência geral histórica de crescimento e, desde 2016, é mantido no patamar aproximado de R\$222 milhões de execução orçamentária para este tipo de despesa. Essa média de gastos discricionários atenderia ao Órgão, nas mesmas condições atuais, até 2024, e com uma redução em torno de 3%, em 2025 e 2026.

Diante de todo o exposto, é possível afirmar que o orçamento do STJ se adequou à implantação completa do reajuste do Plano de Cargos e Salários, independentemente da compensação de limites do Poder Executivo (em montante inferior ao valor não utilizado de limite em 2019, único ano em que o órgão recebeu compensação). Quanto às despesas discricionárias, foram ajustadas ao longo dos anos de 2017 a 2019 e devem permanecer em esforço de economia cumulativo anual médio de -R\$20,8 milhões até 2026, sendo essa compressão avaliada como financeiramente viável.

O citado esforço de economia pode ter duas origens: a primeira, operacionalmente viável, por meio de racionalização dos gastos, otimização dos recursos e medidas de eficiência que não afetam a qualidade e tempestividade na prestação dos serviços jurisdicionais; e a segunda, como resultado somente da folga inicial no teto de gastos e de demandas reprimidas

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

que em algum momento podem tornar-se insustentáveis. Para definir de qual origem se trata o esforço de economia do STJ, destaca-se a mensagem do Ministro Presidente no Relatório de Gestão do Órgão:

(...) em 2019 mais uma vez fomos capazes de elevar nossa produtividade de julgados em 4%, o que significa aproximadamente 20 mil processos a mais que em 2018. Mesmo tendo recebido 11% de processos a mais que no ano passado, novamente conseguimos uma redução recorde do acervo de processos, 543.381 processos julgados em 2019

(...)

Esperamos alcançar ainda mais neste último ano de nosso Plano STJ 2020 com a proposta de continuarmos investindo na modernização do STJ, com foco na adoção de novas soluções tecnológicas, reestruturação de setores estratégicos e capacitação de servidores. (Relatório de Gestão do Superior Tribunal de Justiça 2019, mensagem do Presidente, 5-6)

Conclui-se pelo trecho citado, pela visão geral do referido Relatório e pelo estudo desenvolvido neste trabalho, que a racionalização de despesas associada a medidas de gestão possibilitarão que o Superior Tribunal de Justiça siga realizando a prestação jurisdicional de forma eficiente e satisfatória, sem infringir o Novo Regime Fiscal.

Por fim, tendo em vista que o estudo proposto apresenta peculiaridades quanto à contemporaneidade, complexidade e amplitude do tema, é válido ponderar a necessidade de acompanhamento e atualizações periódicas sobre o tema considerando novos fatores impactantes. Ainda não é possível aferir os impactos dos Projetos de Emenda à Constituição n. 186 e 188 de 2019 (PEC Emergencial e PEC do Pacto Federativo), em debate no Congresso Nacional, e da pandemia do novo Coronavírus no Brasil, mas, verifica-se a potencialidade de interferência nas previsões apresentadas.

Diante de todo o exposto, urge que o trabalho de previsão orçamentária aqui desenvolvido esteja em constante atualização. O conceito de previsão já carrega em si a possibilidade de erro. Por essa razão, não se espera que as previsões sejam perfeitas, mas sim, consistentes e transparentes com relação à metodologia adotada. Dessa forma, esse trabalho poderá seguir se desenvolvendo ao se ajustar às novas variáveis e, por conseguinte, gerar informações quantitativas relevantes aptas a balizar as decisões de alocação de recursos e o planejamento no âmbito do Superior Tribunal de Justiça.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Brasil. “Emenda Constitucional Nº: 95, de 15 de dezembro de 2016”. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para instituir o Novo Regime Fiscal, e dá outras providências. Disponível em:

<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc95.htm> Acesso em: 28 out. 2018.

Brasil. “PEC 241/2016 Voto do Relator”. Brasília, out. 2016. Disponível em: <http://www.camara.gov.br/proposicoesWeb/prop_mostrarintegra?codteor=1495741&filena me=Tramitacao-PEC+241/2016> Acesso em: 25 out.2018

Câmara dos Deputados - Consultoria de Orçamentos e Fiscalização Financeira. 2017. “Nota Técnica n. 10/2017: Novo Regime Fiscal: Inobservância de limites e aplicabilidade de vedações”. Brasília. Maio. Disponível em: <http://www2.camara.leg.br/orcamento-da-uniao/estudos/2017/ET10_2017.pdf> Acesso em: 02 nov. 2018

Câmara dos Deputados - Consultoria de Orçamentos e Fiscalização Financeira. 2017a. “Nota Técnica n. 23/2017: Repercussões da Emenda Constitucional n. 95/2016 no processo orçamentário: Compensação de limites entre o Poder Executivo e demais Poderes e Órgãos, e implicações na gestão orçamentária e financeira”. Brasília. Maio.

Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/orcamento-da-uniao/estudos/2017/nt23-2017-repercussoes-da-emenda-constitucional-no-95-2016-no-processo-orcamentario>> Acesso em: 02 nov. 2018

Carvalho Filho, José dos Santos. “Manual de direito administrativo”. 25 ed.rev, ampl. Atual. Até a Lei nº 125.587 de 3-1-2012. São Paulo: Atlas, 2012.

Coronato, Marcos; Oliveira, Grazielle. “Como o Brasil entrou, sozinho, na pior crise da história”. Época. 04 abr. 2016. Disponível em: <<https://epoca.globo.com/ideias/noticia/2016/04/como-o-brasil-entrou-sozinho-na-pior-crise-da-historia.html>> Acesso em: 10 jan. 2020

Couri, Daniel Veloso; Barros, Gabriel Leal. “Breve análise do teto de gastos no Legislativo, Judiciário, MPU e DPU”. IFI. Instituto Fiscal Independente. Brasília, 2017. Disponível em: <https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/530744/IFI_NT_05_2017.pdf>. Acesso em 30 out.2018

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Ehlers, Ricardo Sandes. “Análise de Séries Temporais”. Departamento de Estatística. Unicamp. 5ª ed. 2009.

Disponível em: <<https://www.docsity.com/pt/analise-de-series-temporais-2/4789380/>> Acesso em 28 abr. 2020.

Holt, Charles C. “Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages”. Texas, USA: International Journal of Forecasting 20: Elsevier, 2004.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Indicadores IBGE: Contas nacionais Trimestrais (4º Trimestre). 2016. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/2121/cnt_2016_4tri.pdf> Acesso em 25 nov. 2019.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. “Sistema de Contas Nacionais”. Brasil : 2005-2009 / IBGE, Coordenação de Contas Nacionais.

IFI. Instituto Fiscal Independente. Relatório de Acompanhamento Fiscal nº 39. Brasília, 13 abr. 2020. Disponível em:

<https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/570660/RAF39_ABR2020.pdf>.

Acesso em 27 abr. 2020

IFI. Instituto Fiscal Independente. Relatório de Acompanhamento Fiscal nº 40. Brasília, 18 maio 2020. Disponível em:

<http://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/571954/RAF40_MAIO2020.pdf>.

Acesso em 25 maio 2020

Infomoney. “Década perdida: freios de mão levaram Brasil à recessão profunda”. 11 nov. 2019.

Disponível em: <<https://www.infomoney.com.br/colunistas/um-brasil/decada-perdida-freios-de-mao-levaram-brasil-a-recessao-profunda/>> Acesso em: 10 jan. 2020

Krüeger, Ana; Pupo, Fábio. “Estamos à beira de abismo fiscal”, diz Guedes na comissão mista. *Valor Econômico*. Brasília, 15 maio 2019. Disponível em:

<<https://valor.globo.com/politica/noticia/2019/05/14/estamos-a-beira-de-abismo-fiscal-diz-guedes-na-comissao-mista.ghtml>> Acesso em: 10 jan. 2020

Martello, Alexandre. No 5º ano seguido de rombo, contas do governo têm déficit de R\$ 120 bilhões em 2018. *G1*. 29 jan. 2019. Disponível em:

<<https://g1.globo.com/economia/noticia/2019/01/29/contas-do-governo-tem-rombo-de-r-120-bilhoes-em-2018.ghtml>> Acesso em: 10 jan. 2020

Ministério da Fazenda e Ministério do Planejamento. “EMI n. 83, de 15 de junho de 2016. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para instituir o Novo Regime Fiscal (PEC n. 241(55))”. 2016. Disponível em:

<http://www.camara.gov.br/proposicoesWeb/prop_mostrarintegra;jsessionid=0B64A8A44CD3264D2B8E0ED916D40694.proposicoesWebExterno2?codteor=1468431&filename=PEC+241/2016>. Acesso em 28 out.2018.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

STJ. Superior Tribunal de Justiça. Relatório de Gestão do exercício de 2019. Brasília: STJ, 2019. Disponível em:

<<http://www.stj.jus.br/sites/portalp/Transparencia/Relatorios-de-gestao/Relatorio-de-Gestao-anual>> Acesso em 20 mar. 2019

O impacto da pandemia no modo de trabalho no setor público e privado

Felipe dos Santos Martins

Universidade Federal Fluminense

Geraldo Sandoval Góes

IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada)

Resumo

Com o início da crise sanitária provocada pelo Covid-19, medidas de distanciamento social foram tomadas em larga escala e globalmente. Consequência imediata disso foi a diminuição da atividade econômica em todo o mundo. Invariavelmente o trabalho começou a sofrer as consequências dessas medidas. Para uma parcela da população, ocupado em afazeres específicos, foi possível continuarem exercendo suas atividades laborais de forma remota, outros foram afastados, alguns seguiram trabalhando como antes e um último grupo foi desligado. Esse trabalho se propõe a investigar o impacto da Pandemia no modo de trabalho do setor público e privado. Para isso, buscou avaliar quantas pessoas ocupadas estavam afastados de suas atividades e quantas vem exercendo seus trabalhos de forma remota. Com os dados do trabalho durante a pandemia, pode-se observar que as pessoas ocupadas no setor público encontram-se com mais intensidade em trabalho remoto ou, até mesmo, afastadas devido ao distanciamento social do que os trabalhadores do setor privado. Mesmo separando o setor privado conforme a atividade econômica, o setor público continua com percentuais significativamente disparees do que o observado nas atividades de serviços (que mais se aproxima), comércio, indústria ou agrícola. Observando as pessoas em trabalho remoto, nota-se que elas são mais brancas do que o total de ocupados, possuem um percentual de mulheres superior ao total, e são, consideravelmente, concentrados em pessoas com o ensino superior completo. Além disso, um percentual considerável está no setor público. Esse mesmo setor apresentou um ganho quando o assunto é afastamento devido ao distanciamento social.

Palavra-chave: Covid-19; Setor público e privado; trabalho remoto; afastamento laboral.

1- INTRODUÇÃO

O distanciamento social foi uma das primeiras medidas adotadas para a redução de disseminação da Covid-19 em diversos países pelo mundo. Se por um lado, ela diminui a circulação de pessoas e, conseqüentemente, a probabilidade do contágio, por outro, reduz a atividade econômica e aumenta, desemprego, afastamentos temporários, férias coletivas e, quando possível, o trabalho de forma remota.

Países onde a participação do teletrabalho é mais elevada, conseguem minimizar tais perdas inerentes ao distanciamento social. Além disso, conseguem diminuir gradualmente o confinamento uma vez que os trabalhadores em *home office* podem manter suas atividades sem aderirem à flexibilização do distanciamento no primeiro momento.

Nesse sentido, o Brasil é um dos primeiros países a disponibilizar uma pesquisa nacional acompanhado os efeitos da pandemia sobre o trabalho e sobre a saúde de sua população, a PNAD⁷⁰ Covid-19 elaborada mensalmente pelo IBGE⁷¹, partir de maio e com previsão de ser realizada, inicialmente, até agosto. Tal pesquisa é de suma importância para o melhor entendimento das transformações recentes que a população brasileira vem sendo forçada a adotar em função da pandemia do corona vírus.

Com base nessa pesquisa, é possível acompanhar mensalmente a evolução dos casos e afastamento em função do distanciamento social e a quantidade de pessoas ocupadas exercendo suas atividades de forma remota, dentre outras informações. Dessa forma, o presente trabalho se propõe a realizar uma avaliação dos efeitos da pandemia sobre o modo de trabalho no país, segmentado entre o setor público e privado. Essa divisão se justifica devido as diferenças de formas de contrato entre os dois setores. Destaca-se que, dada a pluralidade de ocupações, a análise dividirá o setor privado a atividade econômica.

Para isso, o trabalho está segmentado em outras cinco seções além dessa introdução. A seção dois apresenta uma breve contextualização sobre o tema, voltado principalmente ao trabalho de forma remota. A terceira seção registra a metodologia da pesquisa. Em seguida tem-se as seções com os dados descritivos e o resultado do modelo econométrico. Por fim, breves comentários são feitos à guisa de conclusão.

70 Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.

71 Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Antecipando brevemente os resultados, tem-se que o percentual de pessoas afastadas ou em trabalho remoto no setor público é superior a sua participação no total de ocupações, indicando que as mudanças no modo de trabalho foi mais intenso nesse setor. Ademais, dentre as atividades econômicas do setor privado, os serviços apresentaram os maiores percentuais de pessoas em trabalho remoto e afastadas devido ao distanciamento social.

2- CONTEXTUALIZAÇÃO

Recentemente, alguns estudos foram publicados dimensionando o potencial de trabalho remoto pelo mundo (Dingel e Neiman (2020); OIT (2020), Albieu (2020); Foschiatti e Gasparini (2020); Delaporte e Peña (2020); Santiel (2020); Guntin (2020); Boeri, Caiumi e Paccagnella (2020); Martins (2020); Góes, Martins e Nascimento (2020)). Dingel e Neiman (2020) realizam um mapeamento do teletrabalho no mundo. Com base em uma pesquisa na pesquisa *Occupational Information Network* (O*NET) para os Estados Unidos, os autores classificaram as ocupações em passíveis, ou não, de serem realizadas via *home office*. Em seguida, aplicaram essa segmentação na base de dados da Organização Internacional do Trabalho (OIT) sobre emprego por ocupações para 86 países. Ao fazerem isso, encontraram uma elevada correlação entre renda *per capita* e o potencial de realização de atividades laborais a distância. O Brasil foi o 45º país na lista, com um potencial de 25,65% das ocupações passíveis de serem realizadas vias teletrabalho.

OIT (2020) também realizou uma análise de potencial de trabalhadores com potencial de realizarem suas atividades de forma remota. A pesquisa consistiu em classificar as ocupações em passíveis de serem realizadas de casa por meio de uma metodologia Delphi com 23 estimações para 19 países, agrupados dois a dois. O resultado desse trabalho indica que o potencial de teletrabalho dos países da América Latina fica entre 16% e 23%. O trabalho também, identificou uma elevada correlação entre renda e trabalho remoto.

Ademais, Albieu (2020), Foschiatti e Gasparini (2020) aplicaram a metodologia do primeiro estudo para a Argentina, Guntin (2020) o fez para o Uruguai, Boeri, Caiumi e Paccagnella (2020) fizeram uma metodologia similar para a países da Europa, Martins (2020) aplicou uma metodologia própria para Portugal. Delaporte e Penã (2020) adaptaram a metodologia de Dingel e Neiman (2020) e a metodologia de Santiel (2020) para 23 países da América Latina, para o Brasil, o teletrabalho potencial ficava entre 13% e 27% das pessoas ocupadas. Santiel (2020)

desenvolveu uma metodologia própria com base nos dados de 10 países em desenvolvimento para identificar o potencial de teletrabalho neles. Por fim, Góes, Martins e Nascimento (2020) adaptaram a metodologia de Dingel e Neiman (2020) para os dados da PNAD Contínua⁷² e encontraram um potencial de teletrabalho para o Brasil de 22,7% (20,7 milhões de pessoas). Os autores destacam que esse potencial é heterogêneo por estado e também apresenta elevada correlação com o PIB⁷³ *per capita* estadual.

O presente trabalho deseja contribuir com essa literatura, no entanto, com a disponibilidade de utilizar os dados da PNAD Covid-19 para o Brasil, é possível acompanhar o número de pessoas ocupadas, de pessoas afastadas devido à pandemia e de pessoas que veem exercendo suas atividades laborais de maneira remota, dentre outras medidas. Assim, o presente trabalho pode produzir um retrato da atual situação laboral no país, sem a necessidade da adoção de hipóteses como nos trabalhos supracitados.

3- METODOLOGIA

Este trabalho se baseou nos dados da pesquisa PNAD Covid-19 para o mês de junho, os mais recentes disponíveis. Antes de entrar na metodologia do trabalho, vale destacar que no apêndice são reportados os resultados para o mês de maio. Dito isso, com base nos microdados da pesquisa foi possível identificar características individuais dos entrevistados, das quais destacam-se gênero, raça/cor, idade, escolaridade, setor de ocupação, vínculo trabalhista e forma que está exercendo a ocupação.

O gênero foi identificado com base na variável *a003*, classificando os indivíduos entre homens e mulheres. Em seguida, com base na variável *a004* identificou-se as pessoas brancas, aqueles que responderam serem brancos ou amarelos, e negras, conjuntos composto por pardos, pretos e indígenas.

Posteriormente, foram construídas faixas etárias e faixas de escolaridade. Para o primeiro, as pessoas foram classificadas de 1 a 9, sendo 1 para pessoas menores de 20 anos⁷⁴, 2 para pessoas entre 20 anos e 29 anos, 3 para pessoas entre 30 anos e 39 anos, 4 para pessoas com idades entre 40 e 49, 5 para o grupo entre 50 e 59, 6 para o grupo entre 60 e 69, 7 para o grupo

72 Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios realizada continuamente desde 2012 pelo IBGE.

73 Produto Interno Bruto.

74 Vale salientar que o IBGE apenas considera as pessoas a partir de 14 anos para as perguntas referentes a atuação no mercado de trabalho.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

de 70 a 79 anos e 8 para pessoas com 80 ou mais. A informação de idade foi obtida na variável *a002*. Por sua vez, a escolaridade foi construída com base na variável *a005*, sendo classificado como 0 as pessoas sem escolaridade ou fundamental incompleto, 1 para indivíduos com fundamental completo ou médio incompleto, 2 para pessoas com o médio completo ou superior incompleto, e 3 para superior completo.

Para controlar possíveis diferenças regionais, foi construído uma variável identificando a região de residência da pessoa, com base na variável *uf*. Foi atribuído o valor 1 para os residentes na região Norte, valor 2 para os moradores da região Nordeste, número 3 para as pessoas vivendo no Sudeste, 4 para os habitantes da região Sul e 5 para as pessoas com domicílios no Centro-Oeste.

Em seguida os respondentes da PNAD Covid-19 foram classificados conforme suas atuações no mercado de trabalho. Primeiramente foram identificados as pessoas ocupadas e não afastadas, com base na variável *c001*. Em seguida, por meio da variável *c002* foram mensuradas as pessoas afastadas do trabalho e, classificadas como afastadas devido ao distanciamento social aquelas que assim responderam na variável *c003*. Na sequência, combinando as variáveis *c001* e *c013*, foram registradas as pessoas ocupadas exercendo suas atividades de forma remota.

Ainda sobre as variáveis referentes ao trabalho, as pessoas foram classificados conforme o vínculo, público ou privado, sendo que nesse segundo caso, foram segmentados conforme a atividade econômica. Para isso os funcionários públicos, considerando os empregados em empresas públicas e militares, foram identificados com base na variável *c007*. Já as pessoas atuando no setor privado foram determinadas por exclusão. A classificação por atividade dessas foi obtida via variável *c007d*, sendo o setor agrícola identificado pelo valor 1, o setor industrial determinado pelas atividades de 2 a 5, o setor comercial pela atividade 6 e o setor de serviços foi determinado pela atividade 7 a 24. Os indivíduos que se classificaram em “outras atividades”, ou não responderam a pergunta, foram desconsiderados da análise. Isso levou a uma perda de 8,85% das observações.

Por fim, foram utilizadas as variáveis de rendimento em dinheiro habitualmente recebidos (*c010112*) e efetivamente recebidos (*c011a112*). Como essas variáveis também apresentaram não respostas, foram perdidas 2,22% das observações com a não resposta do rendimento habitual e 0,04% com a não resposta do rendimento habitualmente recebido.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Após o trabalho com os microdados, foram estimados modelos de regressão por mínimos quadrados ordinários para a identificação dos fatores que contribuíram para o trabalho remoto, a luz de Delaporte e Peña (2020) e, adicionalmente, ao afastamento do trabalho devido as medidas de distanciamento social. A equação (1) sintetiza os modelos estimados.

$$Y_i = \alpha + \beta_n X_n + \varepsilon_i \quad (1)$$

Sendo que Y_i representa a variável dependente, sendo o trabalho remoto ou o afastamento devido ao distanciamento social, α representa o intercepto e β o parâmetro de interesse do vetor de variáveis de controle X , constituídos pelas variáveis descritas acima. Vale ressaltar que para realizar as estimativas abaixo, foram considerados os desenhos amostrais da pesquisa.

4- O RETRATO DO MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL

Para o mês de junho de 2020, os dados oficiais registraram 83,4 milhões de pessoas ocupadas. Desses, 17,7% estavam afastados, sendo que 85,5% dos afastamentos eram devido ao distanciamento social. Das pessoas ocupadas e não afastadas, 12,7% estavam exercendo suas atividades de maneira remota, o que totalizava 8,7 milhões de pessoas, como resume a tabela 1.

Tabela 1 – Distribuição das pessoas ocupadas no Brasil.

Grupos	Quantidade de pessoas	Percentual
Pessoas ocupadas	83.449	
Pessoas afastadas	14.756	17.7
Pessoas afastadas devido ao distanciamento social	11.814	80.1
Pessoas afastadas por outras razões	2.942	19.9
Pessoas ocupadas e não afastadas	68.693	82.3
Pessoas ocupadas e não afastadas exercendo sua atividade de maneira remota	8.694	12.7

Fonte: IBGEb (2020).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Como algumas pessoas não responderam todas as perguntas relevantes para o estudo, essas foram retiradas da análise do presente trabalho. Assim, a tabela 2 apresenta os mesmos resultados da tabela 1, contudo, desconsiderando as observações problemáticas para o objetivo deste trabalho. Como se pode perceber, a quantidade de pessoas ocupadas passa de 83,4 milhões para 73,6 milhões, contudo, a distribuição dessas pessoas é bastante similar.

Tabela 2 – Distribuição das pessoas ocupadas no Brasil – escopo da análise.

Grupos	Quantidade de pessoas	Percentual
Pessoas ocupadas	73.681	
Pessoas afastadas	13.318	18.1
Pessoas afastadas devido ao distanciamento social	10.703	80.4
Pessoas afastadas por outras razões	2.615	19.6
Pessoas ocupadas e não afastadas	60.364	81.9
Pessoas ocupadas e não afastadas exercendo sua atividade de maneira remota	7.729	12.8

Elaboração dos autores a partir de IBGED (2020).

Separando pelo setor público versus setor privado, tem-se que 14,7% das pessoas analisadas estão no setor público, enquanto 85,3 encontram-se no setor privado. No entanto, a distribuição dessas conforme a situação da ocupação é completamente distinta. Enquanto 17,3% das pessoas ocupadas estão afastadas no setor privado, esse percentual sobe para 22,8% no setor público. Em ambos os casos, cerca de 80% deve-se ao distanciamento social. Todavia, a diferença mais gritante entre os casos refere-se as pessoas em trabalho remoto, que no setor privado são 9,4% das pessoas ocupadas não afastadas enquanto no setor público são 33,9%, como registra a tabela 3.

Tabela 3 – Distribuição das pessoas ocupadas por setor público e privado.

Setor Público		
Grupos	Quantidade de pessoas	Percentual
Pessoas ocupadas	10.826	
Pessoas afastadas	2.468	22.8
Pessoas afastadas devido ao distanciamento social	1.975	80.0
Pessoas afastadas por outras razões	0.493	20.0
Pessoas ocupadas e não afastadas	8.358	77.2
Pessoas ocupadas e não afastadas exercendo sua atividade de maneira remota	2.833	33.9
Setor Privado		
Grupos	Quantidade de pessoas	Percentual
Pessoas ocupadas	62.856	
Pessoas afastadas	10.850	17.3
Pessoas afastadas devido ao distanciamento social	8.728	80.4
Pessoas afastadas por outras razões	2.121	19.6
Pessoas ocupadas e não afastadas	52.006	82.7
Pessoas ocupadas e não afastadas exercendo sua atividade de maneira remota	4.896	9.4

Elaboração dos autores a partir de IBGED (2020).

Todavia, o setor privado é um conjunto extremamente heterogêneo, dessa maneira, as pessoas ocupadas nesse setor foram distribuídas conforme a sua atividade. Das pessoas ocupadas na atividade agrícola, 91,1% encontram-se não afastadas, sendo apenas 0,9% em

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

trabalho remoto. Foi o menor percentual observado em ambas as métricas, como reporta a tabela 4.

Tabela 4 – Distribuição das pessoas ocupadas no setor privado.

Agricultura		
Grupos	Quantidade de pessoas	Percentual
Pessoas ocupadas	6.742	
Pessoas afastadas	0.601	8.9
Pessoas afastadas devido ao distanciamento social	0.370	61.5
Pessoas afastadas por outras razões	0.232	38.5
Pessoas ocupadas e não afastadas	6.141	91.1
Pessoas ocupadas e não afastadas exercendo sua atividade de maneira remota	0.056	0.9
Comércio		
Grupos	Quantidade de pessoas	Percentual
Pessoas ocupadas	10.922	
Pessoas afastadas	1.827	16.7
Pessoas afastadas devido ao distanciamento social	1.477	80.9
Pessoas afastadas por outras razões	0.349	19.1
Pessoas ocupadas e não afastadas	9.095	83.3
Pessoas ocupadas e não afastadas exercendo sua atividade de maneira remota	0.475	5.2
Indústria		
Grupos	Quantidade de pessoas	Percentual

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Pessoas ocupadas	13.900	
Pessoas afastadas	2.118	15.2
Pessoas afastadas devido ao distanciamento social	1.604	75.7
Pessoas afastadas por outras razões	0.515	24.3
Pessoas ocupadas e não afastadas	11.782	84.8
Pessoas ocupadas e não afastadas exercendo sua atividade de maneira remota	0.601	5.1
Serviços		
Grupos	Quantidade de pessoas	Percentual
Pessoas ocupadas	31.292	
Pessoas afastadas	6.303	20.1
Pessoas afastadas devido ao distanciamento social	5.278	83.7
Pessoas afastadas por outras razões	1.026	16.3
Pessoas ocupadas e não afastadas	24.988	79.9
Pessoas ocupadas e não afastadas exercendo sua atividade de maneira remota	3.764	15.1

Elaboração dos autores a partir de IBGED (2020).

Por sua vez, das pessoas empregadas na atividade comercial, 83,3% encontravam-se ocupadas e não afastadas, 5,2% dessas exercendo suas atividades de forma remota. Das pessoas afastadas nessa atividade, 80,9% informaram que era devido ao distanciamento social. Tais percentuais foram similares para as pessoas ocupadas a área industrial. Eram 84,8% ocupadas e não afastadas, sendo que 5,1% delas trabalhavam de forma remota. Enquanto isso, 75,7% das pessoas afastadas na atividade industrial, informaram que a causa desse afastamento eram em função da pandemia.

Por fim, a atividade de serviços apresentou os resultados mais próximos ao do setor público, apesar de consideráveis diferenças. Das 31 milhões de pessoas ocupadas na área de serviços,

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

20,1% estavam afastadas, das quais 83,7% eram devido ao distanciamento social. Dos 79,9% ocupados e não afastados, 15,1% exerciam suas atividades de maneira remota, como apresentado na tabela 4.

Assim, a tabela 5 resume os dados descritivos para cada grupo de ocupação. Para a população ocupada total, tem-se que 56,5% são homens, ao observar as pessoas em trabalho remoto, nota-se que esse percentual se reduz para 43,5%, ou seja, a maioria das pessoas em trabalho remoto são mulheres. O mesmo ocorre para o grupo de trabalhadores afastados e é ligeiramente mais intenso no grupo de pessoas afastadas devido ao distanciamento social.

Ao analisar as pessoas ocupadas conforme a cor/raça, tem-se que 46,9% do total de pessoas ocupadas se classificaram como brancas. Esse percentual sobe para 64,8% no recorte pessoas em trabalho remoto e se reduz para 40,9% e 40,1% quando observado as pessoas afastadas e afastadas devido ao distanciamento social, respectivamente. Ou seja, existe uma diferença de cor/raça considerável entre os indivíduos em retrabalho remoto e os demais grupos ocupacionais investigados.

Quanto a faixa etária, não se observa grandes variações entre os grupos da análise. O grupo etário com a maior concentração de pessoas no mercado de trabalho é o de 30 a 39 anos em todos os casos. Por outro lado, ao observar a distribuição de pessoas ocupadas por escolaridade, tem-se novamente uma gritante assimetria no grupo de pessoas em trabalho remoto. Enquanto que para o grupo de pessoas ocupadas, 18,4% possuem escolaridade inferior ao fundamental completo, 15,4% possuem o fundamental completo mas não completaram o nível médio, 42,0% completaram o nível médio mas não o superior e 24,2% completaram o nível superior, esses percentuais são de, respectivamente, 0,5%, 1,7%, 23,7% e 74,1% para o grupo de pessoas ocupadas não afastadas exercendo suas atividades de forma remota. Ou seja, há uma dominância latente das pessoas com escolaridade mais elevada.

Tabela 5 - Dados descritivos quanto as estimativas

	Ocupados	Trabalho Remoto	Afastados	Afastados devido ao distanciamento social
Homens	56.5	43.5	44.7	43.7
Branco	46.9	64.8	40.9	40.1

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Faixa etária				
14-19	2.8	1.0	3.5	3.9
20-29	22.2	21.2	20.9	21.1
30-39	28.0	31.3	24.8	23.6
40-49	24.2	25.3	23.0	22.8
50-59	16.3	14.9	18.2	18.2
60-69	5.5	5.4	8.2	8.9
70-79	0.9	0.9	1.3	1.4
80 ou mais	0.1	0.0	0.2	0.2
Escolaridade				
Sem instrução	18.4	0.5	19.3	19.2
Fundamental completo	15.4	1.7	16.9	17.2
Médio completo	42.0	23.7	43.5	43.7
Superior completo	24.2	74.1	20.3	19.9
Região				
Norte	7.2	3.4	8.9	9.0
Nordeste	22.4	17.1	30.9	32.4
Sudeste	44.8	56.7	42.2	42.5
Sul	16.7	14.4	10.7	9.2
Centro-Oeste	8.9	8.4	7.3	6.9
Setor / Atividade				
Agricultura	9.2	0.7	4.5	3.5
Comércio	14.8	6.2	13.7	13.8
Indústria	18.9	7.8	15.9	15.0

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Serviços	42.5	48.7	47.3	49.3
Público	14.7	36.7	18.5	18.5
Remuneração				
Habitual	2174.16	4533.39	1721.09	1667.92
Efetiva	1820.38	4088.57	1115.72	1007.96

Elaboração dos autores a partir de IBGED (2020).

Quanto a região geográfica, 44,8% das pessoas ocupadas residem no Sudeste, 22,4% moram no Nordeste, 16,7% no Sul, 8,9% no Centro-Oeste e 7,2% no Norte. Todavia, ao observar as pessoas ocupadas trabalhando de forma remota, nota-se uma maior participação do Sudeste frente as demais regiões, com menores percentuais nas regiões Norte e Nordeste. Quanto as pessoas afastadas, nota-se uma menor quantidade nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, frente a uma forte concentração no Nordeste.

Quanto ao setor/atividade, como apresentado nas tabelas de 3 e 4, as pessoas ocupadas no setor público, que representam 14,7% do total de ocupados, representam 36,7% dos indivíduos em trabalho remoto. Ao mesmo tempo, conforme o esperado, o setor agrícola, que responde por 9% das pessoas ocupadas, contribui com apenas 0,7% das pessoas em trabalho remoto e 3,5% das pessoas afastadas devido ao distanciamento social. Quanto ao trabalho remoto, os trabalhadores em atividades comerciais e industriais também possuem baixa participação, enquanto os serviços ganham espaço.

Por fim, temos que as pessoas ocupadas no país habitualmente recebem em média 2174 reais, no entanto, no mês de junho receberam apenas 83,7% desse valor. O grupo ocupacional com a menor queda foi o em trabalho remoto, que estava recebendo 90,2% da renda habitual. Por outro lado, os afastados devido ao distanciamento social receberam apenas 60,4% do rendimento habitualmente recebido. Vale destacar que o grupo com a maior remuneração média é o em trabalho remoto, que também é o mais escolarizado, recebendo mais de 4000 reais por mês em média.

5- RESULTADOS

Dito isso, o trabalho procurou investigar os fatores que influenciam a chance das pessoas trabalharem de forma remota e estarem afastadas de suas ocupações habituais, impactos recentes da pandemia sobre as formas de trabalho. Nesse sentido, foram realizadas três estimativas, a primeira com a forma de trabalho remota como variável dependente, a segunda com o afastamento e a terceira com o afastamento devido ao distanciamento social.

A estimativa (1) mostra o efeito das variáveis observáveis sobre a chance do trabalhador está em exercendo sua atividade laboral de forma remota. A variável de interesse da nossa análise é se a pessoa está no setor público, que contribui com uma probabilidade de 15 pontos a mais do que o trabalhador do setor privado na agricultura está em trabalho remoto. Ou seja, resultado superior a qualquer outra atividade do setor privado.

Ademais, ser homem diminui as probabilidades da pessoa está em trabalho remoto, enquanto ser branco aumenta. Quanto a localidade, está no Sudeste aumenta as chances de trabalho remoto, em relação a pessoa está na região Norte, região de referência do modelo. Apenas a região Sul não apresentou diferença significativa em relação a região de referência, registra a tabela 6.

A idade da pessoa influencia as chances de teletrabalho. Apenas os trabalhadores na faixa etária de 70 a 79 anos possuem mais chances de estarem em trabalho remoto do que o grupo de referência, faixa etária de 14 a 19 anos. As faixas de 30 a 59 possuem menores chances de trabalho remoto. Enfim, a escolaridade é o fator que mais contribui para uma pessoa está em *home office*, ter nível superior completo implica em 30 pontos a mais de estar em trabalho remoto do que o grupo de referência, pessoa sem o nível fundamental completo.

Com isso, conclui-se que uma mulher, branca, na região sudeste com nível superior completo e trabalhando no setor público tem 53 pontos a mais de estar em trabalho remoto do que um homem, negro, na região sul, sem o fundamental completo e trabalhando em atividades agrícolas. Resultado esse condizente com os dados descritivos apresentados na seção anterior.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Tabela 6 – Fatores que influenciam a probabilidade de trabalho remoto, afastamento e afastamento devido ao distanciamento social.

Variáveis	(1) Trabalho remoto	(2) Afastamento	(3) Afastamento devido ao distanciamento
Homem	-0.0164*** (0.00303)	-0.0829*** (0.00298)	-0.0708*** (0.00269)
Branco	0.0302*** (0.00303)	-0.0134*** (0.00334)	-0.0114*** (0.00309)
Regiões			
Nordeste	0.0293*** (0.00414)	0.0205*** (0.00715)	0.0224*** (0.00652)
Sudeste	0.0527*** (0.00412)	-0.0579*** (0.00689)	-0.0507*** (0.00621)
Sul	-0.00177 (0.00441)	-0.103*** (0.00712)	-0.0997*** (0.00633)
Centro-Oeste	0.0152*** (0.00469)	-0.0770*** (0.00750)	-0.0727*** (0.00664)
Faixa etária			
20-29	-0.00495 (0.00680)	-0.0492*** (0.00924)	-0.0589*** (0.00894)
30-39	-0.0233*** (0.00665)	-0.0581*** (0.00925)	-0.0736*** (0.00882)
40-49	-0.0153**	-0.0518***	-0.0631***

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

	(0.00675)	(0.00916)	(0.00879)
50-59	-0.0143**	-0.0203**	-0.0361***
	(0.00701)	(0.00944)	(0.00904)
60-69	0.0132	0.0625***	0.0495***
	(0.00832)	(0.0109)	(0.0105)
70-79	0.0254*	0.0658***	0.0612***
	(0.0143)	(0.0171)	(0.0167)
80 ou mais	-0.0446	0.0951**	0.113**
	(0.0281)	(0.0468)	(0.0466)
Escolaridade			
Fundamental	0.00372**	0.00524	0.00551
complete	(0.00162)	(0.00507)	(0.00468)
Médio completo	0.0488***	-0.0168***	-0.0146***
	(0.00227)	(0.00440)	(0.00418)
Superior completo	0.311***	-0.0747***	-0.0637***
	(0.00519)	(0.00487)	(0.00456)
Setor / Atividade			
Comércio	0.00258	0.0872***	0.0830***
	(0.00252)	(0.00496)	(0.00428)
Indústria	-0.0143***	0.0793***	0.0823***
	(0.00348)	(0.00556)	(0.00492)
Serviços	0.0486***	0.118***	0.120***
	(0.00279)	(0.00472)	(0.00413)
Setor Público	0.150***	0.149***	0.138***

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

	(0.00564)	(0.00598)	(0.00526)
Constante	-0.0330***	0.242***	0.205***
	(0.00797)	(0.0115)	(0.0106)
Observações	105,303	128,643	128,643
R ²	0.222	0.045	0.047

Nota: * valores significativos a 10%; ** valores significativos a 5%; *** valores significativos a 1%; desvio padrão entre parênteses.

Elaboração dos autores a partir de IBGED (2020).

A tabela 6 ainda registra que está no setor público implica em maiores chances de estar afastado, independentemente de ser ou não devido ao distanciamento social⁷⁵. Nota-se que ser trabalhador na atividade classificada como serviços implica ter chance maiores de ser afastados, independente do motivo, dentre as atividades do setor privado, mesmo que todas as atividades privadas tenham apresentados chances maiores do que a atividade de referência, agricultura.

Similar ao resultado para o trabalho remoto, estimativa (1), ser homem implica em menores chances de estar afastado. Todavia, ser branco apresenta o resultado oposto da estimativa (1), indicando menores chances de estar afastado do trabalho. No referente as regiões do país, está na região Nordeste implica em maiores chances de estar afastado do que a região de referência, a Norte, enquanto está em qualquer outra região indica ter menores probabilidades de estar afastado do trabalho.

Ao mesmo tempo, ter idade até 59 anos implica em ter menores probabilidades de ser afastado do que o grupo de referência, pessoas com idades entre 14 a 19 anos. Ao mesmo tempo, ter 60 anos ou mais implica em ter maiores chances de estar afastado do trabalho. Por fim, no caso da escolaridade, para a análise sobre afastamentos, tem-se o oposto do observado no caso de trabalho remoto, quanto mais escolarizado menor a probabilidade do trabalhador ser afastado.

⁷⁵ Como as estimativas (2) e (3) apresentaram resultados similares, por parcimônia, optou-se por apresentar os resultados de ambas as estimativas simultaneamente. Antes de mais nada, confirma-se o esperado, uma vez que 80% dos afastados devem-se as medidas de distanciamento social.

6- CONCLUSÕES

Com o início da crise sanitária provocada pelo Covid-19, medidas de distanciamento social foram tomadas em larga escala e globalmente. Consequência imediata disso foi a diminuição da atividade econômica em todo o mundo. Invariavelmente o trabalho começou a sofrer as consequências dessas medidas. Para uma parcela da população, ocupado em afazeres específicos, foi possível continuarem exercendo suas atividades laborais de forma remota, outros foram afastados, alguns seguiram trabalhando como antes e um último grupo foi desligado.

Esse trabalho se propões a investigar o impacto da pandemia no modo de trabalho do setor público e privado. Para isso, buscou avaliar quantas pessoas ocupadas estavam afastados de suas atividades e quantas vem exercendo seus trabalhos de forma remota.

Quanto a esse segundo grupo, uma série de trabalhos foram realizados no início da Pandemia procurando mensurar o potencial de teletrabalho para diversos países, entre eles o Brasil. No caso brasileiro, foram destacados na contextualização desse trabalho quatro estudos. O primeiro, Dingel e Neiman (2020) esperavam até 25,65% das pessoas ocupadas no Brasil pudessem trabalhar em *home office*. OIT (2020) estimou que para os países da America Latina esse potencial estaria entre 16% e 23%. Ao Delaporte e Peña (2020) utilizaram-se de duas metodologias distintas e encontraram 13% via metodologia de Santiel (2020) aplicada ao Brasil e de 27% via metodologia de Dingel e Neiman (2020). Já Góes, Martins e Nascimento (2020), com base nos dados da PNAD Contínua para o primeiro trimestre de 2020 concluíram 22,7% dos trabalhadores brasileiros poderiam estar em teletrabalho.

Com o decorrer da Pandemia, o IBGE começou a realizar pesquisas domiciliares mensurando os efeitos dessa sobre a saúde e o trabalho da população nacional. Com os dados da PNAD Covid-19 foi possível medir a quantidade de pessoas efetivamente trabalhando de forma remota no país. Esse se mostrou em 12,7% para o mês de junho, percentual similar ao encontrado por Delaporte e Peña (2020) para o país, indicando que a metodologia desenvolvida por Santiel (2020) pode ser mais aderente a realidade tecnologia do mercado de trabalho do Brasil. E mais em linha com os resultados encontrados por Góes, Martins e Nascimento (2020) do que o teletrabalho potencial estimado por Dingel e Neiman (2020).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Com os dados do trabalho durante a pandemia, pode-se observar que as pessoas ocupadas no setor público encontram-se com mais intensidade em trabalho remoto ou, até mesmo, afastadas devido ao distanciamento social do que os trabalhadores do setor privado. Mesmo separando o setor privado conforme a atividade econômica, o setor público continua com percentuais significativamente dispares do que o observado nas atividades de serviços (que mais se aproxima), comércio, indústria ou agrícola.

Observando as pessoas em trabalho remoto, nota-se que elas são mais brancas do que o total de ocupados, possuem um percentual de mulheres superior ao total, e são, consideravelmente, concentrados em pessoas com o ensino superior completo. Além disso, um percentual considerável está no setor público. Esse mesmo setor apresentou um ganho quando o assunto é afastamento devido ao distanciamento social. Mas, ao contrário do observado no trabalho remoto, o grupo de afastados é caracterizado por ter baixa escolaridade e apresentar percentuais de brancos próximos ao total de pessoas ocupadas no país, enquanto o percentual de homens estava mais próximo ao observado no trabalho remoto.

Quanto a renda efetivamente recebida pelas pessoas, nota-se que o grupo com a menor diferença para a renda habitualmente recebida é justamente o em trabalho remoto. O grupo afastado devido ao distanciamento social registrou perdas de 40% dos rendimentos em relação ao rendimento habitual.

Por fim, as estimativas confirmaram os pontos observados nos dados coletados pela pesquisa. Está empregado no setor público a sofrer maiores chances para o trabalhador está em trabalho remoto ou afastado de seus afazeres, independente do motivo. Somado a isso, as estimativas mostraram que, no tocante ao trabalho de forma remota, a característica individual com maior influência sobre a probabilidade de sofrer alterações no modo de exercer a atividade laboral é possuir o nível superior completo.

7- REFERÊNCIAS

Albrieu, R.. Evaluando las oportunidades y los límites del teletrabajo en Argentina en tiempos del COVID-19. Buenos Aires: CIPPEC. 2020.

Boeri, T.; Caiumi, A.; Paccagnella, M.. Mitigating the work-safety trade-off, in Covid Economics: Vetted and Real-Time Papers, Issue 2, April 8. CEPR. 2020.

Delaporte, I.; Peña, W.. Working from home under Covid-19: Who is affected? Evidence from Latin American and Caribbean countries. CEPR nº 14. Covid Economics. 2020.

Dingel, J.; Neiman, B.. How Many Jobs Can be Done at Home? Working Paper 26948. NBER. 2020.

Foschiatti, C. B. and Gasparini, L.. El Impacto Asimétrico de la Cuarentena: Estimaciones en base a una caracterización de ocupaciones. CEDLAS: Working Paper No. 261. 2020.

Góes, G. S.; Martins, F. S.; Nascimento, J. A. S.. Potencial de teletrabalho na pandemia: um retrato no Brasil e no mundo. Nota técnica – Carta de Conjuntura n. 47. IPEA. Brasília. 2020.

Guntin, R.. Trabajo a Distancia y con Contacto en Uruguay. Mimeo. 2020. Disponível em < http://www.rguntin.com/other/employment_uru/employment_uru_covid.pdf >

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGEa – Resultados Pesquisa PNAD Covid19 – Indicadores mensais – maio de 2020 – mercado de trabalho. 2020.

IBGEb – Resultados Pesquisa PNAD Covid19 – Indicadores mensais – junho de 2020 – mercado de trabalho. 2020.

IBGEc – Microdados PNAD Covid19 — maio de 2020. 2020.

IBGED – Microdados PNAD Covid19 — junho de 2020. 2020.

Martins, P. O Potencial de Teletrabalho em Portugal, in observador.pt 2020.

Moraes, R. F.. Covid-19 e medidas legais de distanciamento social: isolamento social, gravidade da epidemia e análise do período de 25 de maio a 7 de junho de 2020 (boletim 5). Nota técnica nº 22. DINTE / IPEA. Brasília. 2020.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

OIT – INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. Working from home: estimating the worldwide potential. Geneva: ILO, 2020.

Santiel, F.. Who can work from home in developing countries? CEPR. Covid Economics n° 6. 2020.

**INTERAÇÃO DE POLÍTICAS ECONÔMICAS E ESTÍMULOS FISCAIS NO
BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PERÍODO 2000:2019****RESUMO**

O presente artigo tem por objetivo a identificação das interações de políticas econômicas e a mensuração dos multiplicadores fiscais, em um arcabouço de mudanças de regimes markovianas, relacionando-as com a evolução da recente crise econômica brasileira, a partir de dados trimestrais no período 2000:T1 a 2019:T4. Entre os principais resultados encontrados, destacam-se: i) a alternância de regimes, conforme observado em Leeper (2011), para ser a prática: para o Brasil, apontamos oito alternâncias sucessivas de regimes, com prevalência de dominância monetária; ii) choques sobre o consumo do governo tem efeitos multiplicadores distintos sobre o produto e o consumo a depender do regime de políticas monetária e fiscal; iii) para os regimes em que a políticas monetária é passiva, os efeitos multiplicadores sobre o produto variam entre 1,3% a 1,5% e sobre o consumo entre 0,50% e 0,30%, mas com efeitos sobre a inflação variando entre 2,4% a 3,2%; iv) para o regime em que a política monetária é ativa, os efeitos sobre o produto são de 0,65%, com efeitos negativos sobre o consumo em -0,35% e impactos sobre a inflação em 0,8%; e v) a dinâmica das interações entre as políticas monetária e fiscal estiveram profundamente envolvidas com os desequilíbrios macroeconômicos no Brasil, contudo, não nos parece factível que este tenha sido o fator determinante da dinâmica econômica da economia brasileira nos últimos anos.

Palavras-chave: DSGE, multiplicadores fiscais, coordenação macroeconômica.

INTRODUÇÃO

A discussão em torno do uso de políticas contra cíclicas, notadamente sobre o uso de uma política fiscal ativa, foi retomada a partir da crise financeira dos EUA em 2008, como forma de minimizar o contágio sobre a atividade econômica mundial. Um exemplo deste retorno à discussão pode ser encontrado no *World Economic Outlook* de 2009, *Crisis and Recovery*, no qual o Fundo Monetário Internacional (FMI, 2009, p. 103) sinalizava às economias que: “*Counter cyclical monetary policy can help shorten recessions, but its effectiveness is limited in financial crises. By contrast, expansionary fiscal policy seems particularly effective in shortening recessions associated with financial crises and boosting recoveries.*” O mesmo estudo apontava também que a efetividade de tais políticas era uma função decrescente do nível do endividamento público.

Consoante ao contexto econômico mundial, a política econômica no Brasil se voltou ao enfrentamento da crise adotando uma política de estímulos monetários e fiscais a partir de 2008. Entre as ações da política monetária, foram tomadas medidas no sentido de ampliar a liquidez do mercado em moeda doméstica e em moeda estrangeira, como por exemplo, redução dos depósitos compulsórios e leilões de swaps cambiais (BCB, 2009). Por sua vez, entre as ações da política fiscal, também se observou a adoção de uma série de medidas expansionistas que incluem empréstimos ao Banco Nacional de Desenvolvimento (BNDES) e ampliação de sua capacidade creditícia, novas medidas de desonerações tributárias e aumento de despesas orçamentárias como subsídios para fazer frente à políticas de estímulo à construção civil entre outros. Ainda, houve também ampliação de crédito aos entes da federação por meio de flexibilização do Programa de Ajuste Fiscal dos Estados e Municípios (PAF), conforme definido na Lei nº 9.496 de 1997 (MF, 2009).

Em um primeiro momento, as ações de política econômica implementadas no Brasil obtiveram êxito, o que se reflete na taxa de crescimento do PIB de 2010 que foi de 7,5% a.a.. Contudo, como bem observam Tinoco *et al.* (2018), ainda que pese a superação gradativa da crise de 2008, que motivou os primeiros empréstimos ao BNDES, o *modus operandi* se manteve nos anos seguintes. De fato, a partir da recuperação econômica de 2010, as medidas de política econômica, especialmente a política fiscal não podia mais ser considerada como anticíclica. Não obstante, os empréstimos do TN ao BNDES se entenderam até 2014, chegando ao

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

montante de R\$ 416 bilhões⁷⁶, como forma de viabilizar a expansão de programas de investimento como o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), Programa de Sustentação do Investimento (PSI) e do Programa Minha Casa Minha Vida (MCMV).

A despeito dos fortes estímulos fiscais, a economia começou a entrar em desaceleração e, a partir de 2014, o país mergulhou na maior crise econômica de sua história, com queda da atividade econômica, forte deterioração dos indicadores fiscais e escalada da inflação. O rápido enfraquecimento dos fundamentos fiscais da economia, especialmente com relação ao estoque de dívida, conciliado ao recrudescimento da inflação levantou a discussão a respeito da eficácia das políticas adotadas no Brasil, chegando-se a questionar se o país não estaria vivendo um regime de dominância fiscal.

Conforme classificação em Leeper (1991), as políticas monetária e fiscal podem ser classificadas como ativas ou passivas, a depender dos direcionamentos dados pelas autoridades. Neste caso, a interação das políticas pode assumir distintas combinações a depender da inclinação das funções de reação com relação à inflação e dívida, assumindo um comportamento de dominância monetária ou dominância fiscal. Tradicionalmente, a análise Novo-Keynesiana tem conduzido suas análises assumindo condições que analisam os possíveis regimes de dominância em estudos separados, contudo, conforme Davig e Leeper (2006), não há nenhuma razão para assumir que estes regimes são fixos, na verdade o que parece ser mais provável é que eles evoluem em alternância.

De fato, conforme Cevik et al. (2014), estudos recentes que se concentram na política fiscal e nas regras de política monetária indicam que os regimes de política fiscal e monetária não são fixados ao longo do tempo e, portanto, as equações fiscais e monetárias devem ser estimadas em uma estrutura estocástica, a exemplo de Favero e Monacelli (2005), Davig e Leeper (2006 e 2011), Afonso *et al.* (2011), Doi *et al.* (2012) e Dewatcher e Toffano (2011). Ainda, conforme Cevik et al. (2014), são estudos que de maneira geral adotam um modelo de mudanças de regime de Markov de dois estados para examinar regimes fiscais e monetários ativos e passivos.

Para o Brasil esta literatura tem crescido bastante e, como exemplos, podemos citar Tanner e Ramos (2003), Fialho e Portugal (2005), Moreira, Souza e Almeida (2007), Ornellas e

⁷⁶ Os valores são: R\$ 22,5 bilhões (2008), R\$ 105,0 bilhões (2009), R\$ 82,4 bilhões (2010), R\$ 50,2 bilhões (2011), R\$ 55,0 bilhões (2012), R\$ 41,0 bilhões (2013) e R\$ 60,0 bilhões (2014), conforme Tinoco *et al.* (2018).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Portugal (2011) e Alves e Moura (2018), embora muitos dos resultados ainda sejam divergentes a depender da metodologia e dos períodos considerados. Ainda, muitos trabalhos apresentam a limitação de não permitir o estudo de mudança de regime, ou o assumem de maneira *ad hoc*, e não com base em evidências apresentadas por alguma metodologia, como no caso de um modelo com mudanças de Markov. De toda forma, conforme apontado por Nunes e Portugal (2009), “*a falta de coordenação dessas políticas no Brasil, frequentemente, tem sido apontada como o motivo para os desequilíbrios macroeconômicos*”.

Nesta lacuna insere-se o objetivo deste ensaio, qual seja, a identificação das interações de políticas econômicas e a mensuração dos multiplicadores fiscais, em um arcabouço de mudanças de regimes markovianas, relacionando-as com a evolução da recente crise econômica brasileira, a partir de dados trimestrais no período 2000:T1 a 2019:T4. Para tanto, primeiro se emprega a metodologia de Krolzig (1997) para estimar as regras de política em um contexto *Markov Switching Vector Autoregressive* (MS-VAR), para então estudar as interações de políticas em um modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico (DSGE), com mudanças de regimes de Markov, conforme Davig e Leeper (2011).

Como contribuições do presente ensaio, acreditamos que a combinação de uma abordagem MS-VAR para a estimação das regras de políticas com a utilização de um modelo DSGE, conforme proposto por Davig e Leeper (2011), podem fornecer um interessante instrumento de investigação da coordenação de políticas econômicas. Em relação à Frascaroli, Oliveira e Almeida (2019), apontamos que a atualização dos dados até 2019:T4 e a inclusão dos multiplicadores fiscais condicionados às possíveis interações da política monetária e fiscal, trazem novas evidências para o Brasil, contribuindo para a discussão dos desdobramentos mais recentes da atual crise econômica.

Entre os principais resultados encontrados, destacam-se: i) a alternância de regimes, conforme observado em Leeper (2011), para ser a prática: para o Brasil, apontamos oito alternâncias sucessivas de regimes, com prevalência de dominância monetária; ii) choques sobre o consumo do governo tem efeitos multiplicadores distintos sobre o produto e o consumo a depender do regime de políticas monetária e fiscal; iii) para os regimes em que a política monetária é passiva, os efeitos multiplicadores sobre o produto variam entre 1,3% a 1,5% e sobre o consumo entre 0,50% e 0,30%, mas com efeitos sobre a inflação variando entre 2,4% a 3,2%; iv) para o regime em que a política monetária é ativa, os efeitos sobre o produto são de

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

0,65%, com efeitos negativos sobre o consumo em -0,35% e impactos sobre a inflação em 0,8%; e v) a dinâmica das interações entre as políticas monetária e fiscal estiveram profundamente envolvidas com os desequilíbrios macroeconômicos no Brasil, contudo, não nos parece factível que este tenha sido o fator determinante da dinâmica econômica da economia brasileira nos últimos anos.

Este artigo está subdividido em quatro subseções, além desta breve introdução. Na subseção 1.2, apresentamos uma revisão da literatura e os principais resultados para o Brasil. Na subseção 1.3, estimamos as regras de política e monetária, identificando os regimes vigentes para o país no período. Na subseção 1.4, introduzimos os coeficientes estimados para as regras de política no modelo dinâmico de equilíbrio geral (DSGE), conforme Davig e Leeper (2006 e 2011), para obter as funções de impulso e resposta (FIR) para os agregados da economia a partir de um choque nos gastos públicos. Também nesta subseção são calculados os multiplicadores sobre produto, consumo e os impactos sobre a inflação. Por fim as conclusões do artigo.

INTERAÇÃO DAS POLÍTICAS ECONÔMICAS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL

A discussão sobre a dinâmica macroeconômica tem se baseado em uma abordagem que desconsidera os resultados que as interações entre diferentes orientações para a política fiscal e monetária pode conseguir. De acordo com Davig e Leeper (2006), modelos Novo-Keynesianos tradicionais, têm baseados suas análises de políticas adotando suposições que permitem que as regras monetárias e fiscais sejam estudadas separadamente. Contudo, uma crescente linha de pesquisa tem enfatizado que tais suposições podem ter resultados questionáveis ao desconsiderar tais interações e, neste sentido, trabalhos mais recentes, particularmente os que se relacionam a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), enfatizam que os pressupostos sobre como as políticas monetárias e fiscais interagem podem ser importantes.

Originalmente, o debate sobre coordenação entre política fiscal e monetária foi estimulado pelo trabalho seminal de Sargent e Wallace (1981), que descreveram dois possíveis cenários de interação entre ambas políticas econômicas que resultam em duas formas de dominância política, quais sejam a dominância monetária ou a dominância fiscal. Estudos posteriores da

TFNP incluem Leeper (1991), Woodford (1996), Cochrane (1999) e Loyo (1999). Conforme Leeper e Leith (2016), a abordagem da TFNP pode ser considerada como um complemento à teoria tradicional Novo-Keynesiana no sentido de que ela inclui o caso tradicional como um dos possíveis resultados.

Buscando a intuição econômica da TFNP, Walsh (2017) aponta que a política fiscal e a política monetária são interligadas pela restrição orçamentária do governo, de forma que as decisões de política monetária têm impacto sobre a política fiscal e vice-versa. Davig e Leeper (2006) deixam mais clara a afirmação anterior, utilizando uma condição de transversalidade sobre a restrição orçamentária do governo, para obter a seguinte equação de equilíbrio, chamada por Cochrane (2001) como equação de apreçamento da dívida:

$$\frac{M_{t-1} + (1+r_{t-1})B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{T=t}^{\infty} [q_{t,T} (\tau_t - G_t + \frac{r_t}{1+r_t} \frac{M_T}{P_T})] \quad (1)$$

em que M_T/P_T representa o estoque real de moeda, B_{t-1} é o valor nominal da dívida no período $t-1$ e P_t é o nível de preços; e $(\tau_t - G_t)$ é o superávit/déficit primário. Ainda, o fator de desconto tem a seguinte definição $q_{q,T} = (1 + r_{T-1})/(P_T/P_t)$.

De maneira intuitiva, a condição de equilíbrio na equação (1) significa que a autoridade fiscal define a trajetória dos superávits futuros por meio de uma regra fiscal e a dívida nominal do período passado é predeterminada. Assumindo que a regra fiscal é dada por uma trajetória de déficits, o nível de preços no período t deve se ajustar para assegurar que o valor real da dívida nominal se iguale ao valor presente dos fluxos esperados de superávit primário ou de receitas de senhoriagem.

A classificação de Leeper (1991) tem sido utilizado na TFNP, demonstrando que a depender das orientações políticas da autoridade monetária e da autoridade fiscal pode-se encontrar diferentes regimes monetários e fiscais. Tais orientações políticas podem ser definidas como regras de políticas ativas ou passivas. Diz-se que uma autoridade fiscal é passiva quando esta não se preocupa com a dívida e é livre para definir seu orçamento. Ao contrário, caso a autoridade fiscal tenha comprometimento com a sustentabilidade da dívida, esta define sua trajetória de superávits de forma a manter a trajetória de equilíbrio da dívida. Por sua vez, uma

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

autoridade monetária é ativa quando esta é livre para ajustar a taxa de juros de forma a estabilizar a inflação.

Conforme Leeper e Leith (2016), quando a autoridade monetária é ativa (AM) e a autoridade fiscal é passiva (PF), têm-se um regime de dominância monetária (AM/PF). No caso contrário, em que a política fiscal é ativa (AF) e a política monetária é passiva (PM), tem-se um regime de dominância fiscal (PM/AF). Ainda sob a classificação de Leeper (1991), haveria ainda outras duas combinações de políticas: monetária ativa e fiscal ativa (AM/AF), que implica em trajetórias explosivas para a inflação; e ambas passivas (PM/PF), que resulta em um equilíbrio indeterminado.

Embora haja consenso sobre as relações de dominância e suas consequências dentro da abordagem Novo-Keynesiano, o desenvolvimento da literatura acabou por assumir posições de dominância fixas, explorando as análises de um ou de outro regime, com a preponderância para o caso de dominância monetária. Contudo, conforme argumenta Davig e Leeper (2006), talvez a suposição menos plausível seja assumir que o regime político seja fixo. Ainda, conforme apontado por Cevik *et al* (2014), regras de política monetária e fiscal mostram mudanças dramáticas entre tempo de guerra e tempo de paz. Além disso, crises financeiras locais e globais podem causar mudanças substanciais nas regras de política fiscal e monetária.

Sendo ainda mais categórico sobre a necessidade de analisar a macroeconomia sob a possibilidade de mudanças de regimes, Davig e Leeper (2006) afirmam que a teoria fiscal do nível de preços é sempre operacional. Os choques fiscais sempre afetam a demanda agregada, mesmo quando as regras em vigor em um determinado momento sugerem que a prevalência da equivalência ricardiana⁷⁷. Neste sentido, Davig, Leeper e Chung (2004) mostram analiticamente que em um ambiente relacionado de troca de regimes, existe um equilíbrio limitado único. Nesse equilíbrio, a teoria fiscal está sempre em funcionamento, desde que os agentes acreditem que haja uma probabilidade positiva de mudar para um regime com política fiscal ativa. Desta forma, um corte nos impostos atuais, financiado por títulos públicos, não gera uma expectativa de que os impostos futuros aumentem na mesma proporção do aumento

⁷⁷ A Teoria da Equivalência Ricardiana defende que um aumento nos gastos públicos através da geração de dívida e redução de impostos não tem qualquer efeito sobre a demanda total e taxa de juros. A dívida vai adiar os impostos para o futuro, fazendo com que as famílias (contribuintes) antecipem esse aumento e reajam no presente elevando a poupança privada, suavizando seu consumo ao longo do tempo (BARRO, 1989).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

da dívida. A redução de impostos faz com que as famílias se sintam mais ricas, dados os preços e taxas de juros iniciais, e elas percebem que podem aumentar seu consumo. Existindo rigidezes nominais, a expansão da demanda acaba por ampliar o produto e a inflação.

A partir deste marco teórico, faz-se relevante observar quais são as evidências para o Brasil. Neste sentido, a identificação do regime prevalente para o Brasil apresenta resultados que variam de acordo com o período de análise e a abordagem metodológica. Tanner e Ramos (2003), a partir de uma abordagem empírica⁷⁸, e estimando em sub-períodos diferentes, observaram que entre 1995 e 1997, o regime prevalente foi de dominância monetária, porém os resultados não se mantêm quando a estimação é realizada considerando toda a amostra. Fialho e Portugal (2005) estimam um modelo MS-VAR para o Brasil no período pós-plano real (entre 1995 e 2003), e sugerem que o regime prevalecente era de dominância monetária.

Moreira, Souza e Almeida (2007) baseando-se no modelo de Leeper (1991) de abordagem estrutural, com dados entre 1995 a 2006, encontraram que o regime preponderante seria o de dominância fiscal. Por sua vez, Ornellas e Portugal (2011), com dados para o período entre 1999 a 2009, apontaram para um baixo grau de dominância fiscal no Brasil. Contudo, esses últimos trabalhos apresentam a limitação de não permitir o estudo de mudança de regime.

Nunes e Portugal (2009) considerando uma abordagem estrutural com mudança de regime, para o período pós-metas de inflação, encontraram resultados que variam de acordo com o período estudado. Para o período completo, identificou-se um regime de dominância monetária, contudo, para o período de 2000:T1 a 2002:T4 encontrou-se um regime em que ambas as políticas foram ativas, resultado muito próximo ao obtido neste ensaio para o citado período, conforme resultados da subseção 4.3.

Alves e Moura (2018), encontraram que os modelos de regime fiscal são favoráveis para o período entre 1999 e 2010, e o regime monetário é preferível no período de 2010 a 2017. Contudo, uma limitação neste estudo é que as escolhas das sub-amostras são feitas *ad hoc* pelos pesquisadores, e não com base em evidências apresentadas por alguma metodologia, como no caso de um modelo com mudanças de Markov.

⁷⁸ Estudos que buscam avaliar a interação entre as políticas fiscais e monetárias podem ser distinguidos metodologicamente entre os trabalhos empíricos e os estruturais. Os trabalhos empíricos têm como objetivo submeter as séries temporais a testes econométricos e a partir desses testes analisar o comportamento da dívida e a resposta do governo em relação a choques na dívida. Por sua vez, a abordagem estrutural busca identificar o comportamento das autoridades fiscal e monetária por meio de modelos microfundamentados.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Frascaroli, Oliveira e Almeida (2019), com dados entre 2000:T1 e 2016: T4, em abordagem semelhante ao presente ensaio, para a Zona do Euro e para o Brasil, apontaram que os impactos sobre os agregados macroeconômicos são distintos a depender do regime de políticas monetária e fiscal prevalente do período. Ainda enfatizaram que tanto a Zona do Euro quanto o Brasil precisam de coordenação contínua de políticas, particularmente para fazer melhor uso dos instrumentos fiscais e tomar decisões mais acomodatórias da dívida pública.

Em relação à Frascaroli, Oliveira e Almeida (2019), apontamos que a atualização dos dados até 2019:T4 e a inclusão dos multiplicadores fiscais condicionados às possíveis interações da política monetária e fiscal, trazem novas evidências para o Brasil, contribuindo para a discussão dos desdobramentos mais recentes da atual crise econômica.

MUDANÇAS DE REGIME E A ESPECIFICAÇÃO DAS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA

Nesta subseção trataremos da especificação das regras de políticas que serão utilizadas para solucionar o modelo DSGE, discutido a subseção 1.4. A partir da estimação dos coeficientes dessas regras, em um contexto de mudanças de regimes de Markov, podemos obter a probabilidade de uma política estar em um determinado estado, em nosso contexto em um estado ativo ou passivo para as regras de política monetária e fiscal.

Desta forma, esta subseção encontra-se subdividida em quatro partes. Na primeira parte, descrevemos as formas funcionais para as regras de políticas e o significado dos sinais dos coeficientes, a partir de Leeper (1991). Na segunda parte apresentamos as principais características dos dados utilizados para as estimações. Na terceira, explicamos as características gerais do modelo de vetores autoregressivos com mudanças de regimes de Markov (MS-VAR). Por fim, os resultados das estimações são apresentados e discutidos em contraposição a história econômica do Brasil.

REGRAS DE POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA

Seguindo os trabalhos Davig e Leeper (2011) e Cevik *et al.* (2014), as regras de política fiscal e monetária podem assumir diferentes coeficientes a depender do regime em que o sistema se encontra. Neste sentido, a especificação da regra de política monetária, segue uma especificação padrão de Taylor (1993), conforme Davig e Leeper (2011):

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_\pi(S_t^M)\pi_t + \alpha_y(S_t^M)y_t + \sigma_r^2 \varepsilon_t^r \quad (2)$$

onde $\varepsilon_t^r \sim N(0, 1)$. S_t^M indica o regime de política monetária; r_t a taxa básica de juros; π_t é a taxa de inflação e y_t o hiato do produto. Para $\alpha_\pi > 1$ e $\alpha_y > 0$, a taxa de juros ajusta-se de acordo com a regra de Taylor de modo a estabilizar a inflação e o produto.

Diferentemente da política monetária, não existe uma especificação padrão para a política fiscal⁷⁹. Neste ensaio, seguimos com os trabalhos de Cevik *et al.* (2014) e Davig e Leeper (2011), os quais utilizam a receita líquida, da seguinte forma:

$$\tau_t = \gamma_0 + \gamma_b(S_t^F)b_{t-1} + \gamma_y(S_t^F)y_t + \gamma_g(S_t^F)g_t + \sigma_\tau^2 \varepsilon_t^\tau \quad (3)$$

Onde τ_t é a receita primária líquida do governo como proporção do PIB; S_t^F indica o regime de política fiscal; b_{t-1} é a razão dívida/PIB em $(t-1)$; y_t é o hiato do produto; g_t é o gasto primário do governo como proporção do PIB, e $\varepsilon_t^\tau \sim N(0, 1)$. Como uma regra geral, a partir de Leeper (1991), pode-se assumir que para valores de $\gamma_b > 0$, a política fiscal é passiva, ao contrário, se $\gamma_b < 0$, a política fiscal é ativa.

Ainda sobre os coeficientes das funções de reação, Leeper (1991), no artigo intitulado *Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies*, descreve que a partir de um modelo de equilíbrio geral que, além de modelar o comportamento privado de famílias e

⁷⁹ Fialho e Portugal (2005) utilizam o resultado primário como variável dependente da regra fiscal. Outros exemplos podem ser encontrados em Taylor (2000) e Moura (2015).

firmas, inclua tanto o comportamento da autoridade monetária quanto o da autoridade fiscal, é possível identificar regiões de equilíbrios nos quais os parâmetros das regras de políticas são determinantes para a definição do equilíbrio. De tal forma, que a solução do modelo determinará limites para o espaço paramétrico em que uma política é categorizada como ativa ou passiva. No contexto do modelo utilizado por Leeper (1991) este espaço paramétrico foi definido a partir dos parâmetros das funções de política (α_π e γ_b) e da taxa de desconto intertemporal, estabelecendo quatro possíveis regiões:

- i. Região I (AM/PF): política monetária ativa (AM) e política fiscal passiva (PF) quando $\alpha_\pi\beta > 1$ e $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$. Neste caso, a autoridade monetária ajusta a taxa de juros em proporção maior que o choque sobre a inflação, agindo de forma independente, sem observar os impactos sobre a dívida fiscal. Por sua vez, a política fiscal respeita a restrição intertemporal do governo ajustando as receitas à elevação da dívida. De acordo com Davig e Leeper (2006) esta posição seria coerente com uma visão Ricardiana da economia;
- ii. Região II (PM/AF): política monetária passiva (AM) e política fiscal ativa (AF) quando $\alpha_\pi\beta < 1$ e $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$. A autoridade fiscal, de forma independente, determina seu orçamento e a autoridade monetária obedece às restrições impostas pelo comportamento da política fiscal, permitindo que o estoque monetário responda aos choques sobre o déficit fiscal. Seguindo Davig e Leeper (2006), este comportamento seria compatível a visão da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP);
- iii. Região III (PM/PF): política monetária passiva (PM) e política fiscal passiva (PF) quando $\alpha_\pi\beta < 1$ e $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$. Tanto a política monetária quanto a fiscal são passivas e, neste caso, existe uma indeterminação no modelo
- iv. Região IV(AM/AF): política monetária ativa e política fiscal ativa quando $\alpha_\pi\beta > 1$ e $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$. Neste caso a combinação de políticas provoca uma trajetória explosiva para o nível de preços.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Em síntese, para que as regras de política fiscal e monetária sejam consideradas ativas ou passivas, consideraremos a definição proposta em Leeper (1991), quando da análise dos resultados das estimações na subseção 4.3.4⁸⁰.

FONTE DE DADOS

Para estimar as regras de política fiscal e monetária foram utilizadas as seguintes variáveis: (i) Receita Líquida Total; ii) Despesa Total; iii) Dívida Líquida do Governo Central (DLGC); iv) Hiato do Produto; v) Juros Nominais - taxa Selic; e vi) Taxa de inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

As variáveis do lado monetário foram coletadas no BCB e os dados necessários para a estimativa das regras fiscais foram obtidos no STN. O período analisado compreende 1998:T1 a 2019:T4, contudo, considerando a introdução do sistema de metas de inflação no Brasil, em junho de 1999, optou-se por restringir o período inicial para 2000:T1, para as estimativas deste ensaio. Para obter o hiato do produto, foi utilizado o filtro Hodrick-Prescott (HP), desenvolvido por Hodrick e Prescott (1997), a partir da série mensal do Produto Interno Bruto acumulado em 12 meses. Para a série de inflação, adotamos o IPCA, acumulado em 12 meses, com frequência trimestral. O mesmo tratamento foi dado à taxa de juros Selic.

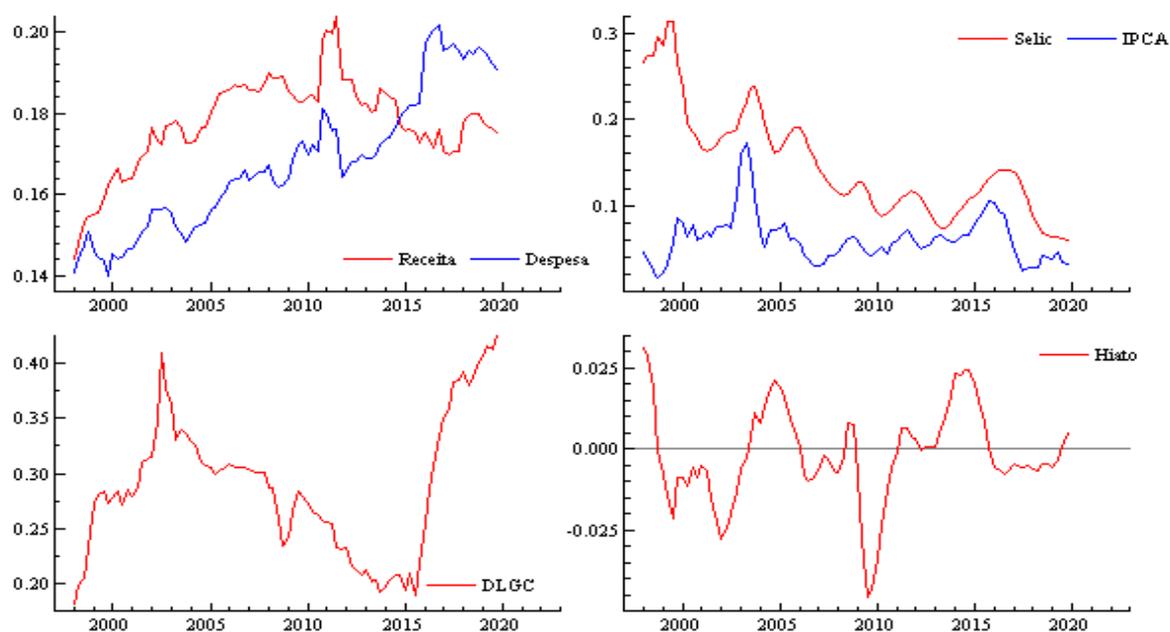
Por sua vez, as variáveis fiscais estão representadas como proporção do PIB. As séries obtidas no STN foram acumuladas em 12 meses e dividida pelo PIB acumulado nos 12 meses, em bases trimestrais. Com esse procedimento, tentou-se remover o efeito sazonal apresentado na série original. Por simetria, o mesmo tratamento foi dado às séries da Dívida Líquida do Governo Central, cuja fonte de dados é o BCB. Na Figura 9, são retratadas as trajetórias das variáveis utilizadas para estimar as funções de reação das políticas monetárias e fiscais do presente ensaio.

Nas trajetórias das variáveis macroeconômicas no âmbito monetário, observa-se que a economia ficou abaixo do seu PIB potencial nos seguintes períodos: (i) entre 2000 e 2003, período marcado pela super desvalorização cambial de 1999 e o período de transição de governos de 2002/2003; ii) em 2009, devido à crise americana de 2008; e iii) a partir de 2015,

⁸⁰ Davig e Leeper (2011) acabam por adotar a regra geral, ou seja, política monetária ativa se $\alpha_\pi > 1$ e política fiscal passiva se $\gamma_b > 0$.

período marcado pela recente crise econômica. Além disso, destaca-se o longo período entre 2010 e 2015, quando a economia estava acima do PIB potencial, o que, em parte, pode ter pressionado a tendência de alta da inflação no mesmo período.

Figura 1: Variáveis para estimativas das regras de políticas fiscal e monetária.



Fonte: i) As séries de receitas e despesas foram obtidas junto à STN, conforme Resultado do Tesouro Nacional (RTN); ii) Receita líquida total refere-se à Receita Total menos Transferências por Repartição de Receita; iii) Dívida - total - gov. federal e Banco Central - líquida - R\$ (milhões) - BCB; iv) Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.); e v) Produto Interno Bruto (PIB) acumulado dos últimos 12 meses - Valores correntes. Estimativa do BCB.

De maneira geral, com relação à taxa de juros, observa-se que ela acompanha os choques sobre a inflação, consistente com regime de metas de inflação. Contudo, é interessante observar alguns aspectos relevantes à análise. O primeiro refere-se à crise de 2002-2003, no qual a taxa de crescimento média da taxa de juros foi menor do que a taxa de crescimento média da taxa de inflação, mostrando que o Banco Central, embora respondesse à inflação com aumento de juros, respondia de forma menos que proporcional. Um segundo aspecto refere-se ao período entre 2013 e 2014, em que se observam os menores valores para a série até então, em um contexto de hiato do produto positivo. E, mais recentemente, a trajetória de queda da Selic, a partir de 2017, conduzindo a economia para o menor patamar da série.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Com relação às variáveis fiscais, observamos que o comportamento das receitas e despesas mostra uma tendência ascendente em relação ao PIB até 2011. As despesas e receitas saíram respectivamente de 14% e 15% do PIB em 2000 para cerca de 17% e 19% no final de 2007, comportamento influenciado pelo bom momento internacional, que contribuiu expressivamente para o aumento de receitas, chegando a exceder 20% do PIB entre meados de 2010 e 2011. No entanto, a partir de 2011, as trajetórias de receita e de gastos do governo seguiram direções perigosamente opostas, com o aumento de gastos e a queda de receitas.

Em relação ao comportamento da Dívida Líquida do Governo Geral, observam-se três períodos distintos. O primeiro corresponde ao início da série até 2003, com o pico ultrapassando 40% do PIB, após a transição de governo 2002-2003. O segundo, a partir de 2003 até 2015, com uma tendência de queda constante ao longo de todo o período. O terceiro, a partir de 2015 em que a dívida retoma uma trajetória de crescimento, refletindo os déficits orçamentais e o último ciclo de elevação da taxa de juros.

MODELOS DE VETORES AUTOREGRESSIVOS COM MUDANÇAS DE REGIMES DE MARKOV (MS-VAR)

De acordo com Krolzig (1997), os modelos MS-VAR podem ser considerados como generalizações dos modelos VAR(p) no qual os parâmetros são variantes no tempo, entretanto, o processo pode ser invariante quando condicionado a uma variável não observável (s_t), a qual indica o regime prevalecente no momento. A ideia geral por trás dessa classe de modelos de mudança de regimes é que o processo gerador das séries temporais de um vetor K -dimensional $\{y_t\}$, dependem de uma variável de regime não observável (s_t) $\in \{1, \dots, M\}$, que representa a probabilidade de estar em um determinado estado, em nosso contexto, correspondem aos regimes estimados para as regras de políticas, da seguinte forma:

$$p(y_t|Y_{t-1}, X_t, s_t) = \begin{cases} f(y_t|Y_{t-1}, X_t; \theta_1) & \text{se } s_t = 1 \\ \vdots \\ f(y_t|Y_{t-1}, X_t; \theta_M) & \text{se } s_t = M, \end{cases} \quad (4)$$

onde $Y_{t-1} = \{y_{t-j}\}_{j=0}^{\infty}$ denota a história de y_t e X_t são variáveis fortemente exógenas; θ_m é o vetor de parâmetro associado ao regime m .

A forma mais geral de um processo MS-VAR é dada por:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t, \quad u_t|s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t)), \quad (5)$$

onde os valores amostrais y_0, \dots, y_{1-p} são fixos. As funções de mudança de parâmetro $v(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$, e $\Sigma(s_t)$ descrevem a dependência dos parâmetros em relação ao regime realizado (s_t), por exemplo:

$$v(s_t) = \begin{cases} v_1 & \text{se } s_t = 1 \\ \vdots & \\ v_M & \text{se } s_t = M. \end{cases} \quad (6)$$

Observe que a descrição do processo de geração de dados não está completamente definida nas equações (4) e (5). Neste caso, é necessário adotar uma proposta para a evolução dos regimes, no contexto deste ensaio, como determinada política monetária ou fiscal transita entre o regime ativo para o passivo e vice e versa. A característica especial do modelo de mudanças de Markov é a suposição de que a realização não observável do regime (s_t) $\in \{1, \dots, M\}$ é governado por um processo estocástico de Markov com tempo discreto e estado discreto, que é definido pelas probabilidades de transição, da seguinte forma:

$$P_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^m 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, m\} \quad (7)$$

onde P_{ij} representa a probabilidade de, estando no regime i , no instante $t + 1$ ocorra mudança para o regime j . As probabilidades de transição também podem ser representadas em forma matricial, para melhor apresentar as transições de probabilidade adjacente a cada regime:

$$T = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}, \quad (8)$$

onde p_{11} representa a probabilidade de estando no regime 1, permanecer nele e $1 - p_{22}$ representa a probabilidade de estando no regime 1 ocorrer uma transição para o regime 2, o raciocínio é análogo para a segunda linha da matriz.

Particularmente importante a esta seção é perceber que os regimes 1 e 2 aqui descritos, referem aos regimes ativo e passivo, respectivamente, para as políticas fiscal e monetária. Desta forma, as equações (2) e (3) se desenvolvem de acordo com a matriz de probabilidade de transição T^M , para o caso da política monetária e T^F , para o caso da política fiscal, conforme descrito:

$$T^M = \begin{bmatrix} P_{1,1} & P_{2,1} \\ P_{1,2} & P_{2,2} \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad T^F = \begin{bmatrix} P_{1,1} & P_{2,1} \\ P_{1,2} & P_{2,2} \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Basicamente, essas matrizes de transição informam as probabilidades de a economia estar em um regime e migrar para outro. Por exemplo, $P_{1,1}$ representa a probabilidade de uma determinada política estar no regime 1 (ativo), e permanecer no mesmo regime. Por sua vez, $P_{1,2}$ informa a probabilidade de estar no regime 1 (ativo) e migrar para o regime 2 (passivo). Da mesma forma, $P_{2,2}$ representa a probabilidade de uma determinada política estar no regime 2 (passivo), e lá permanecer. Enquanto $P_{2,1}$ nos dá a probabilidade de estar no regime 2 (passivo) e migrar para o regime 1 (ativo).

Ainda conforme Davig e Leeper (2006 e 2011), a matriz de transição de probabilidades conjunta para a política fiscal e a política monetária pode ser calculada como:

$$T = T^M \otimes T^F. \quad (10)$$

A datação dos regimes é realizada por meio de um algoritmo que filtra e suaviza as probabilidades do regime. Geralmente, o método de filtragem utilizado é o algoritmo de Hamilton (1989), ou, ainda, outros filtros, como o caso do Filtro de Kalman. Para a estimação

dos parâmetros do modelo será utilizado o algoritmo Expectation-Maximization (EM), descrito originalmente por Dempster, Laird, e Rubin (1977). O mesmo se inicializa com as estimativas dos regimes não observados e iterativamente produz uma nova distribuição conjunta, que aumenta a probabilidade de dados observados. Estes dois passos são referidos como o de expectativa e de maximização. Esse algoritmo possui muitas propriedades desejáveis como indicado em Hamilton (1990).

RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

As regras de políticas monetária e fiscal, conforme equações (1) e (2) foram estimadas a partir de dois conjuntos de variáveis: (i) monetária: taxa de juros, inflação e hiato do produto; e (ii) fiscal: receitas, dívida pública, hiato do produto e gastos do governo. Para justificar a abordagem de regressão markoviana, faz-se necessário inicialmente realizar o teste de linearidade de Razão de Verossimilhança (*Likelihood-ratiotest– RL*)⁸¹. Neste sentido, conforme Tabela 1, os resultados rejeitam a hipótese nula de linearidade, indicando que é preferível utilizar estimar as regras de políticas por meio de um modelo de mudança de regime de Markov.

Tabela 1: Teste de linearidade para as regras de políticas.

	<i>Distribuição</i>	<i>Estatística do Teste</i>	<i>p-valor</i>	<i>Davies p-valor</i>
<i>Regra Monetária (τ_l)</i>	$\chi^2(4)$	58,38	0,000	0,000
<i>Regra Fiscal (τ_f)</i>	$\chi^2(4)$	77,73	0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria com os resultados das estimações. (1) H_0 : o modelo é linear.

As estimativas de máxima verossimilhança da função de reação da política monetária estão na Tabela 2. Tendo em vista a classificação de Leeper (1991), para resultado do parâmetro de inflação, observamos que a política monetária do regime 1 tem um coeficiente $\alpha_\pi = 1,85$,

⁸¹ A estatística do teste LR pode ser expressa como $LR = 2[\ln L(\lambda) - \ln L(\lambda_r)]$ onde $L(\lambda)$ é o valor da probabilidade logarítmica para o modelo de mudança do regime de Markov e $L(\lambda_r)$ é o valor de verossimilhança de log para o modelo linear. O teste LR tem uma distribuição χ^2 com r graus de liberdade, onde r é o número de restrições. No entanto, surge um problema ao testar modelos de troca de regime contra modelos lineares. Isso ocorre porque as probabilidades de transição nos modelos de mudança de regime não são identificadas no modelo linear e, portanto, o teste LR não segue a distribuição padrão 2. Para superar esse problema, Davies (1987) sugere o cálculo dos valores-p do limite superior.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

portanto, aqui considerado que se trata de um regime de política monetária claramente ativo. Para o regime 2, pode-se considerar que seja um regime de política monetária passivo, dado que $\alpha_\pi = 0,88$, em ambos os casos os coeficientes foram significativos a 99%. Verifica-se que os demais coeficientes associados ao hiato do PIB foram negativos, ainda que estatisticamente insignificante para o regime 1, o que sugere coerência com o sistema de metas de inflação.

Cotejando com a literatura, observamos resultados semelhantes para o parâmetro para inflação (α_π), estimados para o Brasil, conforme pode-se observar em Carvalho e Valli (2010), Silva e Portugal (2010), Nunes e Portugal (2009) e Barbosa e Soares (2006). Ainda, Vereda e Cavalcanti (2011) utilizam valores entre 1,5 e 3,0.

Similarmente ao lado monetário, os resultados da regra de política fiscal estão descritos na Tabela 3. Como regra geral, assume-se que a política fiscal é passiva se $\gamma_b > 0$. Contudo, conforme Leeper (1991), no contexto do modelo DSGE proposto em seu trabalho, observou que para a política fiscal ser considerada passiva, o coeficiente de reação à dívida deveria ser $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$. Neste caso, o valor limite para o coeficiente $\gamma_b = 0,0152$, observando uma taxa desconto intertemporal de $\beta = 0,985$.

Para o caso do regime 1, observamos um $\gamma_b = 0,019$, ligeiramente superior ao limite, quando se considera a condição em Leeper (1991). Desta forma, com relação aos parâmetros da dívida pública, percebe-se que ambos os regimes são passivos, neste caso estamos assumindo que a política fiscal passiva possa assumir dois estados, de forma que teremos uma política fiscal passiva menos (PF-), para o regime 1, que se aproxima de uma política fiscal ativa, e uma política fiscal passiva mais (PF+) para o regime 2.

Tabela 2: Estimativas da Regra de Política Monetária.

<i>Coefficientes</i>	<i>Ativa (1)</i>	<i>Passiva (2)</i>
	ζ^{M-1}	ζ^{M-2}
α_0	0.0550*** (0.0104)	0.0550*** (0.0104)
α_π	1.8524*** (0.1523)	0.8811*** (0.1291)
α_y	-0.2071 (0.3600)	-0.4918*** (0.1363)
σ_r^2	0.0221*** (0.0021)	0.0221*** (0.0021)

Log-likelihood: 178.39

Número de observações: 80

Número de parâmetros: 8

Fonte: Elaboração própria com os resultados das estimações. Notas: i) Desvios padrões robustos entre parênteses; e ii) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Com relação aos parâmetros associados ao hiato do produto, observa-se que ambos são positivos e estatisticamente diferentes de zero. Da mesma forma, verifica-se uma ação positiva e significativa da autoridade fiscal com relação às variações nas despesas.

Em modelos com mudança de regime markoviana as estimativas das probabilidades de transição são fundamentais para capturar a mudança de regimes. Conforme Tabela 4, as estimativas mostraram que os regimes são persistentes, uma vez que os valores encontrados das probabilidades de se manter em um dos dois regimes são altas, com valores médios próximos a 1.

Para a política monetária as probabilidades de transição são dadas pela matriz T^M . Neste caso, a probabilidade de permanência no regime de política monetária ativa é de 91,32%. Consequentemente, estando no regime ativo, a probabilidade de se mudar para o regime passivo de política monetária é de 8,68%. Por sua vez, estando em um regime passivo, a probabilidade de se permanecer neste mesmo regime é de 96,332%, enquanto a probabilidade de se passar ao regime ativo é de 3,67%. As probabilidades de transição entre regimes de política fiscal são encontradas na matriz de transição T^F . De maneira análoga à análise da regra monetária, a probabilidade de permanência no regime de política fiscal passiva menos (PF-) é de 97,67%, enquanto a probabilidade de se manter de política fiscal passiva mais (PF+) é de 97,22%.

Tabela 3: Estimativas da Regra de Política Fiscal.

<i>Coefficientes</i>	<i>Passiva (-)</i>	<i>Passiva (+)</i>
	ζ^{M-1}	ζ^{M-2}
γ_0	0 1520*** (0.0061)	0 1520*** (0.0061)
γ_b	0 01878* (0 0074)	0 0682*** (0 0095)
γ_y	0 11433*** (0 0527)	0 1561** (0 0698)
γ_g	0 1033*** (0 0341)	0 1033*** (0 0341)
σ_r^2	0.0044*** (0.0005)	0.0044*** (0.0005)

Log-Likelihood: 312 78

Número de observações: 80

Número de parâmetros: 9

Fonte: Elaboração própria com os resultados das estimações. Notas: i) Desvios padrões robustos entre parênteses; e ii) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

As probabilidades de transição suavizadas na Figura 2 apresentam uma imagem clara sobre o momento das trocas de regime das políticas monetária, com alternâncias de regimes entre ativo e passivo durante o período. Os períodos em que a política monetária pode ser considerada ativa são: i) 2000:T1 a 2002:T3; ii) 2003:T4 a 2007:T4; e iii) 2017:T1 a 2017:T4. Por outro lado, os períodos em que a política monetária pode ser considerada passiva são: i) 2002:T4 a 2003:T3; ii) 2008:T1 a 2016:T4; e 2018:T1 a 2019:T4.

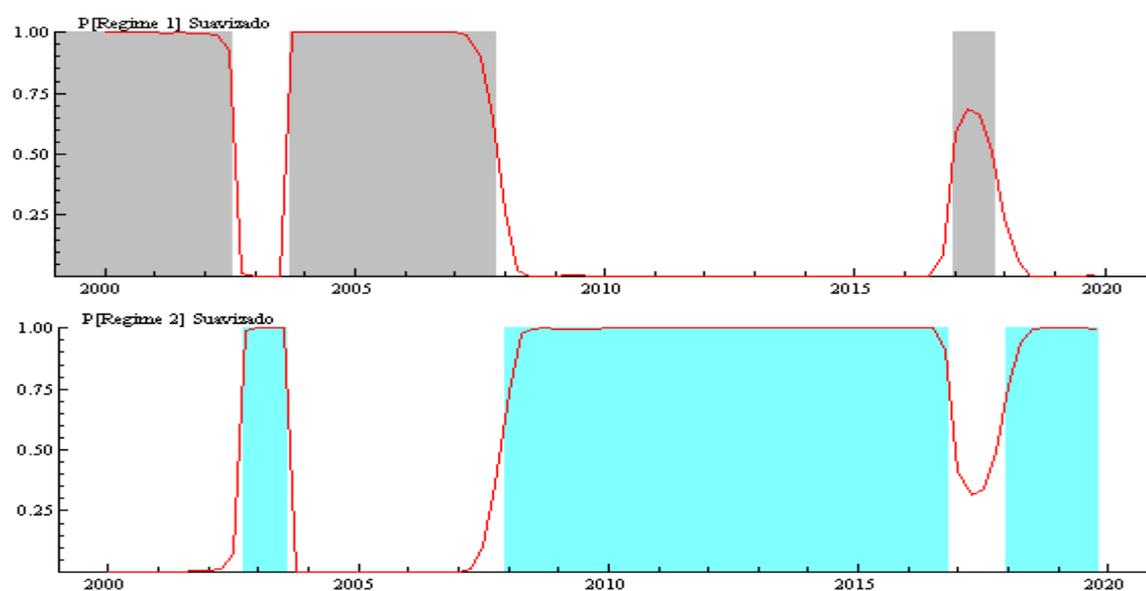
Tabela 4: Matrizes de transição de probabilidade entre os regimes.

Transições do Regime Monetário T^M	Transições do Regime Fiscal T^F
$T^M = \begin{bmatrix} 0,9132 & 0,0367 \\ 0,0868 & 0,9633 \end{bmatrix}$	$T^F = \begin{bmatrix} 0,9767 & 0,0278 \\ 0,0233 & 0,9722 \end{bmatrix}$

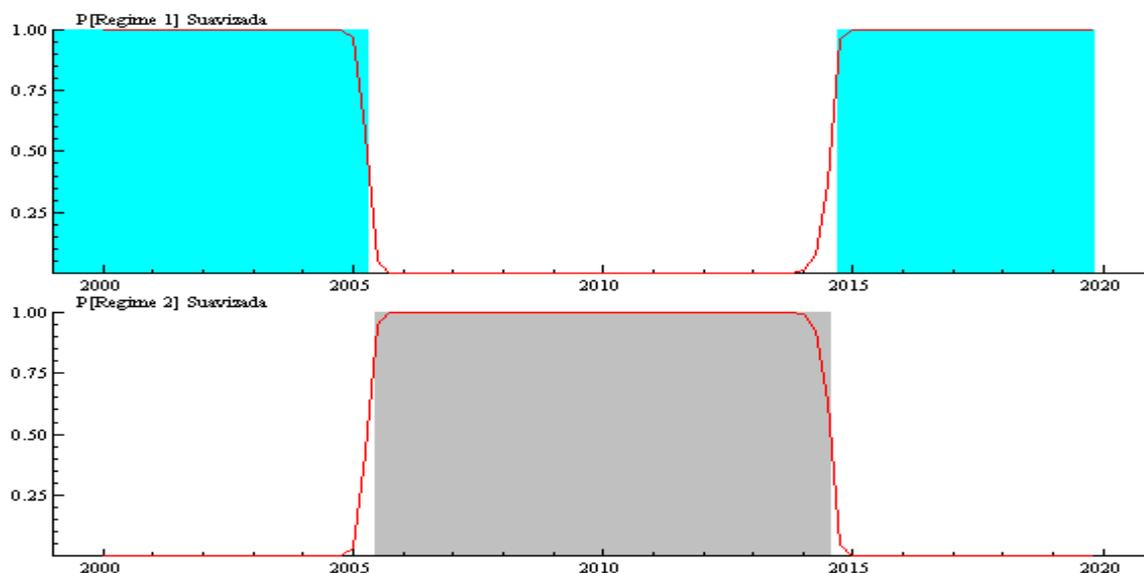
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

A transição entre os regimes da política fiscal pode ser visualizada na Figura 3. Apesar de nossas estimativas apontarem para um comportamento passivo ao longo de todo o período, seguindo a classificação aqui proposta, consideramos que a política fiscal foi passiva menos (PF-) em: i) 2000:T1 até 2005:T2; e ii) 2014:T4 a 2019:T4. Por sua vez, o período entre 2005:T3 a 2014: T3 foi considerada passiva mais (PF+).

Figura 2: Probabilidades dos Regimes da Política Monetária.

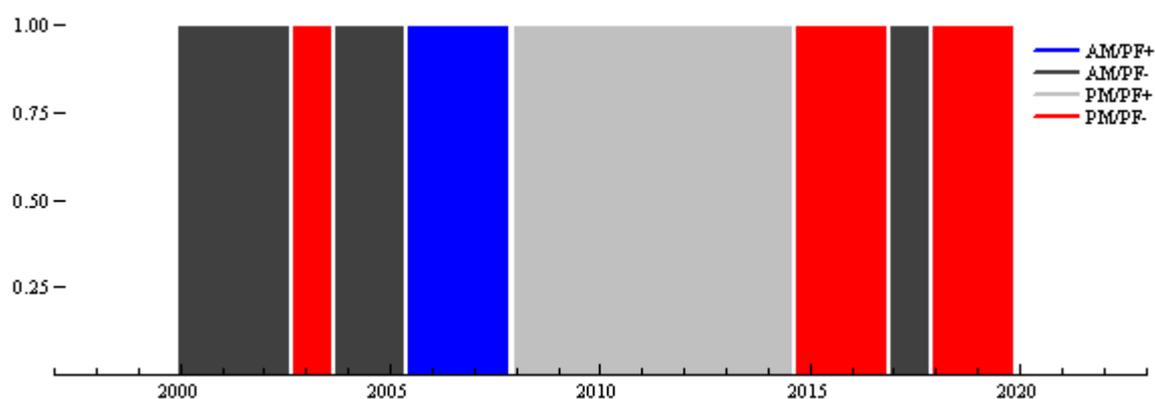


Fonte: Resultados da estimação.

Figura 3: Probabilidades dos Regimes da Política Fiscal.


Fonte: Resultados da estimação.

Para investigar o mix de políticas e as interações da política fiscal monetária, calculamos a matriz de transição conjunta conforme Equação (9), fornecendo as possíveis interações de políticas, utilizando a terminologia de Leeper (1991), na amostra utilizada neste ensaio. Na Figura 4, estão resumidas as informações sobre as interações das políticas estudadas.

Figura 4: Interação estimada para os Regimes de Políticas Monetária e Fiscal.


Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Procurando avaliar os resultados encontrados, vale fazer uma rápida releitura dos principais fatos econômicos em termos da gestão da política fiscal e monetária como forma de contextualizar nossas estimativas.

Iniciando ainda na gestão do Presidente Fernando Henrique Cardoso (FHC), após a desvalorização cambial de 1999, a política monetária dos primeiros anos do sistema de metas de inflação respondeu de maneira agressiva à inflação, que era pressionada pela depreciação da taxa de câmbio por meio do repasse cambial, conforme apontado em Amaury *et al* (2016). Pelo lado fiscal, o acordo tratado com o Fundo Monetário Internacional (FMI), com a exigência de metas para os superávits primários, criação da Lei de Responsabilidade Fiscal entre outras medidas, foram determinantes na condução de política fiscal passiva, visando a sustentabilidade da dívida. Neste contexto a datação dos regimes conforme Figura 4, nos parece coerente apontando para um primeiro período de dominância monetária (AM/PF+).

Por sua vez, a própria elevação da taxa Selic acabou por pressionar a dívida pública, naquela época fortemente atrelada às taxas pós-fixadas, o que pode ter colocado em dúvida a sustentabilidade fiscal, principalmente diante da transição de governo em 2002 e a escalada de incertezas sobre a continuidade do tripé macroeconômico, o que justificaria a primeira alternância para um regime passivo da política monetária em 2002. Blanchard (2004) chega argumentar que o Brasil vivenciou um período de dominância fiscal (PM/AF), em que o aumento da taxa de juros em resposta a uma inflação mais elevada levaria a uma maior probabilidade de *default* sobre a dívida. A elevação do risco país por sua vez pressionaria a taxa de câmbio e novamente o nível de preços, entrando em um círculo vicioso. É um contexto, de certa forma, coerente com nossa classificação (PM/PF-). Pelo lado monetário, na Figura 2, notamos que a probabilidade de o regime monetário ter sido passivo aumenta muito neste período. Do ponto de vista do regime fiscal, aqui considerado como (PF-), está muito próximo do limite para ser considerado como um regime ativo (AF).

A partir de 2003, a orientação econômica, do então Presidente Luiz Inácio da Silva (Lula), não só seguiu com o ajuste fiscal iniciado no governo anterior, como o aprofundou, aumentando e cumprindo as metas de superávits primários. Ainda, deve-se ressaltar uma crescente preocupação da área de gestão da dívida do Tesouro Nacional para a redução das parcelas indexadas a câmbio e a taxas de juros pós-fixadas, que no período anterior foram determinantes para a súbita elevação da dívida pública ocorrida em 2002. Sob o ponto de vista monetário, a

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

inflação, assim como a taxa de juros passam a cair gradativamente, o que corrobora ainda mais para a melhoria do quadro fiscal, permitindo que a economia saísse da situação de dominância fiscal. De fato, a Figura 2 mostra que o modelo estimado captou essa mudança, de modo que a partir de 2004 a probabilidade de estar em um regime de dominância monetária se situa próxima de um. Desta forma, parece muito razoável assumir que o país vivenciou um período de dominância monetária (AM/PF) entre os anos de 2003 a 2008.

Sob o ponto de vista da política fiscal, observa-se um ponto de inflexão em 2005, saindo de passiva menos (PF-) para passiva mais (PF+). Aqui se devem fazer alguns comentários. Uma visão recorrente é que o segundo mandato do Presidente Lula foi marcado por uma flexibilização fiscal, com propostas de políticas que se contrapunham à visão ortodoxa. De acordo com Arantes e Lopreato (2017) existiria naquele momento uma maior preocupação com políticas de redução da pobreza e da desigualdade, como aumento do salário mínimo e gastos com Bolsa Família, sob o argumento de que tais políticas seriam passíveis de ser realizada sem que gerasse desequilíbrios fiscais, uma vez que se auto financiariam por meio do crescimento econômico.

Observando este contexto sob a luz do primeiro e segundo ensaios desta tese, deve-se observar que nossos resultados sugerem que a forte elevação dos preços das commodities internacionais tiveram efeitos diretos e indiretos sobre a renda e contribuíram determinantemente para a forte elevação da arrecadação e o bom desempenho da economia no período. Ainda que se observe uma contínua elevação dos gastos como percentual do PIB, o crescimento mais acelerado das receitas no período foi determinante para a trajetória de queda da dívida, como observada na Figura 1.

Interessante observar que em dezembro de 2008 o governo sanciona a Lei nº 11.887 que criava o Fundo Soberano do Brasil, com a aplicação de excedentes de recursos orçamentários em cerca de 0,5% do PIB. Ou seja, ainda que a crise financeira de 2008 tenha sido marcante no cenário internacional, naquele momento a gestão fiscal ainda parecia estar sendo fortemente impactada pelos ganhos nos termos de troca vivenciados naquele período.

Sob o ponto de vista da gestão monetária a crise de financeira de 2008 nos EUA parece ser o ponto de inflexão. De fato, a Figura 2 mostra que o modelo estimado captou essa mudança,

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

de modo que a partir de 2008 a probabilidade de se estar em regime de política monetária passiva se situa próxima de um.

Consoante ao contexto econômico mundial, a política econômica no Brasil se voltou ao enfrentamento da crise adotando uma política de estímulos monetários e fiscais a partir de 2008. Entre as ações da política monetária, foram tomadas medidas no sentido de ampliar a liquidez do mercado em moeda doméstica e em moeda estrangeira, como por exemplo, redução dos depósitos compulsórios e leilões de swaps cambiais (BCB, 2009). Por sua vez, entre as ações da política fiscal, também se observou a adoção de uma série de medidas expansionistas que incluem empréstimos ao Banco Nacional de Desenvolvimento (BNDES) e ampliação de sua capacidade creditícia, novas medidas de desonerações tributárias e aumento de despesas orçamentárias como subsídios para fazer frente à políticas de estímulo à construção civil entre outros (MF, 2009). Ainda, nota-se também ampliação de crédito aos entes da federação por meio de flexibilização do Programa de Ajuste Fiscal dos Estados e Municípios (PAF), conforme definido na Lei nº 9.496 de 1997.

Deve-se ressaltar que muitas dessas medidas econômicas no campo fiscal foram formuladas de tal forma a minimizar o impacto sobre a dívida líquida. Por exemplo, as operações de empréstimos ao BNDES ampliavam a Dívida Pública Federal (DPF) com a colocação de novos títulos no mercado, mas por sua vez o Tesouro Nacional recebia um crédito do BNDES em igual valor de face. No momento inicial, o efeito sobre a dívida líquida era nulo, mas no decorrer dos anos o diferencial entre os indexadores da DPF e dos contratos de empréstimos pressionaria, com alguma defasagem, a elevação da dívida líquida. Neste ponto, é importante chamar a atenção para a metodologia utilizada. Uma vez que o indicador utilizado para a dívida foi a DLGC, muitas das medidas fiscais expansionistas do período passaram despercebidas. Não por acaso, muitos estudos passaram a utilizar a série de dívida bruta em suas análises sobre a gestão fiscal daquele período.

Em meio ao primeiro mandato da Presidenta Dilma Vana Rousseff (Dilma), ainda que com a continuidade das medidas de políticas fiscais expansionistas, que ficou conhecido como Nova Matriz Macroeconômica, verifica-se uma forte desaceleração da atividade econômica no final de seu primeiro mandato o que levou a uma retração da arrecadação e, conseqüentemente, a uma piora fiscal, conforme apontam Arantes e Lopreato (2017).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

A despeito da sucessão de eventos políticos e da continuidade de uma agenda fiscal expansionista, em um cenário de evidente deterioração fiscal, fato relevante para o presente ensaio pode ser lembrado Resende (2017), o qual aponta que a partir do final de 2014, acompanhado da discussão sobre a necessidade de um ajuste fiscal, o debate sobre dominância fiscal volta a ser discutido, em vista da interdependência das políticas fiscal e monetária e dos recorrentes desequilíbrios fiscais. De fato, conforme aparecem nos dados aqui apresentados, em um contexto de política monetária passiva e com a inflexão da política fiscal para passiva menos em 2014:T3, parece-nos razoável supor que de fato o país se aproximou de um novo período de dominância fiscal.

Ao fim de 2016, já sob a gestão do Presidente Michel Miguel Elias Temer (Temer), tem-se uma nova inflexão para a política monetária, e conforme pode ser observado na Figura 2 aumenta-se substancialmente a probabilidade de dominância no decorrer de 2017. Contudo, já a partir de 2018, nosso modelo aponta para uma nova reversão para a política monetária, que se alinha ao ciclo de quedas de taxas de juros sem precedentes na série histórica, com quedas expressivas nas taxas de juros reais.

IMPACTOS DINÂMICOS DOS GASTOS PÚBLICOS: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Nesta subseção, as regras de políticas especificadas e estimadas conforme subseção 1.3 são estudadas em um arcabouço Novo-Keynesiano⁸². Especificamente, as regras de política são inseridas em um modelo dinâmico de equilíbrio geral (DSGE), possibilitando simular impactos sobre os agregados macroeconômicos em um cenário de choques nos gastos do governo. A diferença aqui proposta com relação às abordagens DSGE tradicionais é que na abordagem MS-DSGE, os impactos sobre os agregados macroeconômicos podem ser completamente diferentes a partir do mix de políticas econômicas que esteja vigente naquele período.

⁸² A abordagem novo keynesiana tem nos modelos DSGE seu grande instrumento de análise. A modelagem DSGE (do inglês Dynamic Stochastic General Equilibrium, ou equilíbrio geral estocástico e dinâmico) é uma aplicação da teoria do equilíbrio geral, que busca explicar fenômenos econômicos agregados - tais como crescimento econômico, ciclos econômicos e efeitos de política monetária e fiscal - tendo como base modelos macroeconômicos derivados de princípios microeconômicos. Como o próprio nome indica, os modelos DSGE são dinâmicos - ou seja, estudam como a economia evolui ao longo do tempo - e estocásticos, ou seja, porque utilizam choques aleatórios (como mudanças de tecnologia, de preços, gastos do governo, etc) para analisar os impactos sobre a economia simulada.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Com relação às características gerais do modelo DSGE, condições de estado estacionário e métodos de solução, ressaltamos que a metodologia segue fielmente o modelo desenvolvido Davig e Leeper (2006 e 2011). Neste sentido, as subseções 1.4.1 e 1.4.2 apenas reproduzem as citadas referências como forma a facilitar a análise dos resultados a serem apresentados na subseção 1.4.3. Não é objetivo deste artigo, inovar no desenvolvimento do modelo adotado, mas discutir os mecanismos pelos quais choques nas despesas do governo podem ter reflexos distintos sobre os agregados macroeconômicos a depender das interações de políticas monetária e fiscal estimadas para o Brasil.

Esta subseção encontra-se subdividida em quatro partes. Na primeira parte, segue a apresentação do modelo DSGE, onde estão presentes famílias e firmas produtoras de bens, trabalhando em concorrência monopolística com relação aos bens finais, em um ambiente que assume estoque de capital fixo e oferta elástica de trabalho. Pressupõe-se também um governo na figura da autoridade fiscal, que tributa o consumidor, realiza gastos e consome bens, emite dívidas e uma autoridade monetária responsável pela oferta de moeda. Na segunda e na terceira parte, subseções 1.4.2 e 1.4.3, têm-se a descrição da metodologia utilizada para calcular as funções de impulso resposta, bem como para o cálculo dos multiplicadores fiscais. Por fim, na quarta parte tem-se a análise dos impactos dos choques nas despesas do governo sobre os agregados macroeconômicos, os multiplicadores fiscais e o impacto sobre a inflação assumindo diferentes cenários para a coordenação macroeconômica.

**MODELO DINÂMICO DE EQUILÍBRIO GERAL ESTOCÁSTICO COM
ALTERNÂNCIA DE REGIMES DE MARKOV (MS-DSGE)⁸³****FAMÍLIAS**

O comportamento das famílias é modelado assumindo uma família representativa que vive infinitamente e que busca maximizar sua utilidade intertemporal. Desta forma, a família representativa escolhe $\{C_t, N_t, M_t, B_t\}$, em que C_t é uma cesta de consumo, N_t é a quantidade

⁸³ A metodologia segue o modelo empregado por Davig e Leeper (2006 e 2011) e, neste sentido as equações aqui descritas foram baseadas no trabalho dos respectivos autores, intitulado *Monetary-Fiscal Policy Interactions and Fiscal Stimulus*. Deve-se ressaltar ainda que para as simulações a serem apresentadas na subseção 4.4.4, foi utilizada a programação em Dynare fornecida pelos autores em: <http://php.indiana.edu/~eleeper/#Papers>.

total de horas trabalhadas, M_t/P_t representa o estoque de moeda real e B_t é a alocação em títulos nominais de um período, para maximizar a seguinte função utilidade:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} + \delta \frac{(M_{t-i}/P_{t+i})^{1-k}}{1-k} \right], \quad (11)$$

com $0 < \beta < 1$, $\sigma > 0$, $\eta > 0$, $\kappa > 0$, $\chi > 0$ e $\delta > 0$, sendo que representam, respectivamente, a taxa de desconto intertemporal, a elasticidade de substituição intertemporal do consumo, a elasticidade da oferta de trabalho, a elasticidade juros da demanda real por moeda, a oferta de trabalho de equilíbrio, e, por fim, a velocidade da base monetária. Ainda, E_t é o operador de expectativas e a cesta de consumo C_t , consiste de diferentes bens, c_{jt} , os quais são agregados usando o agregador desenvolvido por Dixit e Stiglitz (1977), conforme:

$$C_t = \left[\int_0^1 c_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad (12)$$

onde θ é a elasticidade de substituição entre os diferenciados bens, com $\theta > 1$. O problema das famílias é escolher cada bem c_{jt} que minimiza o gasto total, gerando as funções de demanda de cada bem j :

$$c_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} C_t, \quad (13)$$

com $P_t \equiv \left[\int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$. A restrição orçamentária da família é representada por:

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \tau_t \leq \left(\frac{W_t}{P_t} \right) N_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{(1+r_{t-1}B_{t-1})}{P_t} + \Pi_t, \quad (14)$$

onde τ_t são impostos/transferências do tipo *lump-sum*, B_t são títulos públicos de um período, W_t é o salário nominal, $1 + r_{t-1}$ é a taxa de juros nominal livre de risco entre o período $t - 1$ e t . Π_t são os lucros das firmas. De tal forma que o lado esquerdo da equação (14) representa o destino dos recursos das famílias e o lado direito a fonte dos recursos. Assim o problema das famílias é maximizar (11) sujeito a (14), levando a:

$$\chi \frac{N_t^\eta}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t}. \quad (15)$$

$$1 = \beta(1 + r_t) \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^\sigma \left(\frac{p_t}{P_{t+1}} \right). \quad (16)$$

$$\frac{M_t}{P_t} = \delta^k \left(\frac{r_t}{1+r_t} \right)^{-1/k} C_t^{\sigma/k}. \quad (17)$$

De forma intuitiva, a equação (15) representa a decisão intratemporal e pode ser entendida como uma condição de oferta de trabalho dado o salário. Por sua vez, a equação (16) diz respeito à decisão intertemporal de consumo das famílias. Enquanto a equação (17) nos dá a relação entre demanda monetária real, taxas de juros nominais e o consumo agregado.

A demanda do governo por bens de consumo ocorre de maneira similar às famílias, levando a uma demanda do governo igual a $g_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} G_t$, em que $G_t = \left[\int_0^1 g_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$.

As condições necessárias e suficientes para o problema de otimização das famílias exigem que as equações (15) a (17) sejam válidas em cada período de tempo e que a restrição orçamentária seja sempre satisfeita com igualdade. Além disso, o valor atual do consumo esperado das famílias segue a condição de transversalidade descrita a seguir:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t \left[q_{q,T} \frac{A_T}{P_T} \right] = 0, \quad (18)$$

em que $A_T = B_t + M_t$ e $q_{q,T} = (1 + r_{T-1})/(P_T/P_t)$.

FIRMAS

Do lado da produção, assume-se que existe um *continuum* de firmas indexadas por $j \in [0,1]$ que produzem bens utilizando trabalho, de forma que a função de produção é dada por:

$$y_{jt} = ZN_{jt}, \quad (19)$$

em que Z é a tecnologia agregada homogênea, comum entre as firmas e considerada constante. Diante das demandas dos consumidores e do governo, a empresa j observa a seguinte curva de demanda:

$$y_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t, \quad (20)$$

onde Y_t é definido pelo consumo das famílias e do governo, como:

$$Y_t = C_t + G_t. \quad (21)$$

No equilíbrio do mercado, quando a demanda e a oferta de bens são iguais:

$$ZN_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t. \quad (22)$$

Uma vez que as firmas possuem certo grau de poder de mercado, conforme originalmente desenvolvido por Calvo (1983), assume-se que uma fração $(1 - \varphi)$ das firmas podem ajustar seus preços em cada período, enquanto uma fração φ das firmas não podem reajustar. Se as

firmas podem ajustar seus preços no período t , elas escolhem um novo preço, p_t^* , que maximiza a soma dos lucros esperados, tem tal forma que a firma maximiza:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i q_{t,t+1} \left[\left(\frac{p_t^*}{P_{t+i}} \right)^{1-\theta} - \Psi_{t+i} \left(\frac{p_t^*}{P_{t+i}} \right)^{-\theta} \right] Y_{t+i}. \quad (23)$$

O fluxo de lucro real da empresa j no período t , $\Pi_{jt} = (p_{jt}/P_t)^{1-\theta} Y_t - (W_t/P_t) N_{jt}$, pode ser reescrito usando (22). Ψ_t é o custo marginal real, definido como:

$$\Psi_t = \frac{W_t}{Z P_t}. \quad (24)$$

Ao maximizarmos a função objetivo da firma, dado por (23), sujeito às sequências de demanda (20), a condição de primeira ordem que determina o preço ideal p_t^* , pode ser escrita como:

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \left(\frac{\theta}{\theta-1} \right) \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\varphi\beta)^i (Y_{t+i} - G_{t+i})^{-\sigma} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\theta} \Psi_{t+i} Y_{t+i}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\varphi\beta)^i (Y_{t+i} - G_{t+i})^{-\sigma} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\theta-1} Y_{t+i}}. \quad (25)$$

Ou poder ser ainda representado por:

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \left(\frac{\theta}{\theta-1} \right) \frac{K_{1t}}{K_{2t}}, \quad (26)$$

em que o numerador e o denominador assumem representações recursivas, conforme as especificações a seguir:

$$K_{1t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} \Psi_t Y_t + \varphi \beta E_t K_{1t+1} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^\theta, \text{ e} \quad (27)$$

$$K_{2t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} Y_t + \varphi \beta E_t K_{2t+1} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\theta-1}. \quad (28)$$

Observe que p_t^* não depende de j , pois todas as empresas que otimizam seus preços em t escolhem o mesmo preço. Essa especificação tenta capturar o fato de que a empresa escolhe p_t^* antes da realização da taxa de crescimento da moeda em t . Nesse sentido, p_t^* influencia os lucros da empresa j enquanto ela não é capaz de prosseguir com a nova otimização. Resolvendo (26) para p_t^* e substituindo o resultado no índice do preço agregado $P_t^{1-\theta} = (1 - \varphi)(P_t^*)^{1-\theta} + \varphi (P_{t-1}^*)^{1-\theta}$, temos:

$$\pi_t^{\theta-1} = \frac{1-\varphi}{\varphi} \left(\mu \frac{K_{1t}}{K_{2t}} \right)^{1-\theta}, \quad (29)$$

com $\mu \equiv \theta / (\theta - 1)$ representando ao *markup* desejado, quando uma fração φ das empresas escolhem seu preço como um *markup* sobre o custo marginal esperado. A oferta agregada de mão-de-obra é obtida pela agregação linear da mão-de-obra individual, como segue:

$$N_t = \int_0^1 N_{jt} dj, \quad (30)$$

A agregação linear que a condição de equilíbrio do mercado individual implica em $ZN_t = \Delta_t Y_t$, com Δ_t uma medida de dispersão dos preços relativos como:

$$\Delta_t = \int_0^1 \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} dj. \quad (31)$$

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Então a função de produção agregada é definida por:

$$Y_t = \frac{Z}{\Delta_t} N_t . \quad (32)$$

O lucro agregado (Π_t) é definido como a soma dos lucros individuais das empresas:

$$\Pi_t = \int_0^1 \Pi_{jt} dj . \quad (33)$$

Integrando o lucro das firmas e combinando com as restrições orçamentárias das famílias e do governo, temos as seguintes restrições de recursos:

$$\frac{Z}{\Delta_t} N_t = C_t + G_t , \quad (34)$$

Da definição de dispersão de preços e do índice de preços agregado, a dispersão dos preços relativos evolui como:

$$\Delta_t = (1 - \varphi) \left(\frac{p_t^*}{P_t} \right)^\theta + \varphi \pi_t^\theta \Delta_{t-1} , \quad (35)$$

com $\pi_t = P_t/P_{t-1}$.

GOVERNO

Para incluir na análise os efeitos da política fiscal, assume-se que a dinâmica de gastos do governo G_t , assume o seguinte processo:

$$\log(G_t) = \log(\bar{G})(1 - \rho) + \rho \log(G_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (36)$$

onde G_t são as despesas do governo, \bar{G} são as despesas do estado estacionário, ρ é o parâmetro de correlação dos gastos do governo e $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$.

Assim, a escolha ideal do governo $\{G_t, M_t, B_t, \tau_t\}$ deve satisfazer o fluxo de sua identidade orçamentária.

$$G_t = \tau_t + \frac{M_{t+i} - M_{t+i-1}}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \frac{(1 - r_{t-1})B_{t-1}}{P_t}, \quad (37)$$

dados $(1 - r_{t-1})B_{t-1}$ e $M_{-1} > 0$.

Por fim, o valor do nível da dívida, no estado estacionário e condicionado aos regimes, é fixado para ser igual ao longo dos regimes. Como apontam Davig e Leeper (2011), isto é feito através da substituição da regra de política fiscal (3) na equação da restrição orçamentária do governo (37) tomando-se como uma unidade (um) o valor determinístico do produto (hiato do produto) no estado estacionário. Resolvendo para o intercepto da regra de política fiscal tem-se:

$$\gamma_0(S_t^F) = G - m \left(\frac{\pi}{(1+\pi)} \right) - b \left(1 + \gamma_b(S_t^F) - \frac{\beta^{-1}}{(1+\pi)} \right) \quad (38)$$

onde S_t^F indica o regime de política fiscal, $m = \frac{M_t}{P_t}$ e $b = \frac{B_t}{P_t}$. Ainda, cada variável, com exceção de $\gamma_0(S_t^F)$ e $\gamma_b(S_t^F)$, estão no seu valor no estado estacionário

Esse mesmo procedimento é aplicado substituindo a regra de política monetária na demanda por moeda. Da mesma forma que a dívida, a taxa de inflação do estado estacionário é ajustada para ser igual entre os regimes.

CALIBRAÇÃO E CARACTERÍSTICAS DA SOLUÇÃO DO MODELO

Desta forma, o modelo completo consiste nas condições necessárias de primeira ordem dos problemas de otimização das famílias e firmas, restrições, especificações de política, processo de ajuste de preços e condição de transversalidade.

Para sua calibração, foram considerados os parâmetros conforme a Tabela 5. Além das referências citadas, e dos parâmetros estimados para as regras das políticas fiscais e monetárias, conforme subseção 1.3, os valores do estado estacionário dos gastos do governo e da dívida pública foram obtidos pela média das séries suavizadas pelo filtro HP. Para o parâmetro de correlação do gasto do governo, foi calculado o coeficiente de autocorrelação de ordem 1. A taxa de inflação do estado estacionário empregada foi de 4,5%, igual ao valor de referência do sistema de metas de inflação.

Após a calibração do DSGE utilizamos uma rotina numérica, desenvolvida por Davig e Leeper (2006), para obter o equilíbrio dinâmico do modelo resolvendo um sistema de equações de diferenças de primeira ordem expectativas dinâmicas não lineares. A rotina utiliza um método de mapeamento monotônico baseado em Coleman (1991).⁸⁴

Tabela 5: Parâmetros utilizados no modelo MSDSGE.

<i>Parâmetros</i>	<i>Descrição</i>	<i>Valor</i>	<i>Fonte⁽¹⁾</i>
β	Taxa de desconto intertemporal	0,985	VC (2010)
σ	Elasticidade de substituição intertemporal do consumo	1,000	DL (2011)
η	Elasticidade da oferta de trabalho em relação ao salário	1,000	DL (2011)
κ	Elasticidade juros da demanda real por moeda	2,300	BL (2014)

⁸⁴ O modelo é resolvido em sua forma não-linear. O procedimento é desenvolvido e descrito em Davig e Leeper (2006).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

δ	Velocidade da base monetária	6,060	BL (2014)
$\bar{\chi}$	Tempo de trabalho gasto no estado estacionário	0,200	DL (2011)
φ	Fração das firmas que não podem alterar preços	0,660	DL (2011)
μ	Markup das firmas	1,150	DL (2011)
\bar{G}	Gasto do governo/PIB do estado estacionário	0,168	E
\bar{B}	Dívida pública/PIB do estado estacionário	0,288	E
$\bar{\pi}$	Taxa de Inflação do estado estacionário	0,045	IT
ρ	Parâmetro de correlação do gasto do governo	0,850	E
<i>Regra de Política Monetária</i>			
$\alpha_{\pi 1}$	Inflação no regime 1	1,852	E
$\alpha_{\pi 2}$	Inflação no regime 2	0,881	E
$\alpha_{y 1}$	Hiato do produto no regime 1	0,000	E
$\alpha_{y 2}$	Hiato do produto no regime 2	-0,491	E
<i>Regra de Política Fiscal</i>			
$\gamma_{b 1}$	Dívida no regime 1	0,019	E
$\gamma_{b 2}$	Dívida no regime 2	0,068	E
$\gamma_{y 1}$	Hiato do produto no regime 1	0,114	E
$\gamma_{y 2}$	Hiato do produto no regime 2	0,156	E

Fonte: Dados estimados foram obtidos junto ao BCB e à STN. (1) Estimado = E; Davig e Leeper (2011) = DL (2011); Vereda e Cavalcanti (2010) = VC (2010); Barros e Lima (2014) = BL (2014); Meta de Inflação = IT.

FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOSTA

Como já apontado um dos objetivos do trabalho é conhecer o impacto do estímulo fiscal, por meio dos gastos do governo na economia, condicionados aos diferentes regimes vigentes de políticas monetárias e fiscais. Sendo assim, após a calibragem do modelo DSGE, foram realizadas simulações de impulso resposta.

Conforme definido em Davig e Leeper (2006), para um choque nas políticas no tempo t , a resposta inicial da variável endógena k é:

$$\phi_t^k(\varepsilon_t^r, \varepsilon_t^\tau) = h^k(\bar{b}^J, \bar{w}^J, \bar{\Delta}^J, \varepsilon_t^r, \varepsilon_t^\tau, J) - h^k(\bar{b}^J, \bar{w}^J, \bar{\Delta}^J, 0, 0, J), \quad (36)$$

onde h^k é a regra de decisão para a variável endógena k como função das variáveis de estado $\{b, w, \Delta\}$, para o regime J e das realizações dos distúrbios de política, ε_t^r e ε_t^τ . Por sua vez, $\{\bar{b}^J, \bar{w}^J, \bar{\Delta}^J\}$ representa a média do vetor das variáveis de estado, no regime J . Após o impacto inicial, os choques nas políticas desaparecem, e o valor da variável k em um período $n > t$ é dado por:

$$\phi_n^k(\varepsilon_t^r, \varepsilon_t^\tau) = h^k(b_{n-1}, w_{n-1}, \Delta_{n-1}, 0, 0, J) - h^k(\bar{b}^J, \bar{w}^J, \bar{\Delta}^J, 0, 0, J), \quad (37)$$

onde ϕ_n^k é uma função dos choques iniciais.

MULTIPLICADORES FISCAIS

Sem querer entrar na longa discussão da literatura sobre o tema, de uma forma geral, a abordagem keynesiana tradicional admite que diante do aumento nos gastos do governo, o consumo das famílias aumenta em função do efeito multiplicador. Por outro lado, se a economia observa o princípio da equivalência ricardiana, então as famílias irão preferir suavizar seu consumo e um aumento nos gastos do governo financiados por títulos públicos *ceteris paribus*, induziriam as famílias a diminuir o consumo presente, na expectativa de uma elevação da carga tributária num período futuro.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Observando o trabalho de Mankiw (2000), ambos os efeitos poderiam ser válidos. No entanto, seus efeitos iriam depender da proporção dos consumidores na economia, divididos em ricardianos e não ricardianos⁸⁵. Consumidores ricardianos otimizam seus problemas de maximização como postulado pelo princípio de equivalência ricardiana, enquanto que os demais consumidores comportariam de modo diferente. Não obstante, espera-se que as decisões de políticas econômicas afetem as expectativas dos agentes e, com isso, a trajetória das variáveis macroeconômicas em relação ao estado estacionário.

Dentro da metodologia adotada neste ensaio, os efeitos dos multiplicadores são calculados considerando os diferentes parâmetros estimados para as funções de reação do governo. Sob um regime de dominância monetária (AM/PF), a taxa de juros real eleva diante do aumento no nível geral de preços, uma vez que a autoridade monetária aumenta a taxa de juros nominal acima do aumento da inflação. Assim sendo, o consumo privado diminui. Como a política fiscal é passiva, o valor dos gastos do governo tende ao estado estacionário, assim como a taxa de juros real e o consumo. Já num regime de dominância fiscal (PM/AF), o consumo das famílias aumenta. A autoridade monetária pouco reagiria no sentido de elevar as taxas de juros nominais, decorrente de um aumento no nível geral de preços. Neste caso, as taxas de juros reais diminuem, desestimulando a poupança das famílias.

O multiplicador de gastos do governo pode ser definido como um aumento no produto, k períodos à frente gerado no período t , ou seja, $\frac{\Delta Y_{t+k}}{G_t}$, conforme Blanchard e Perotti (2002). Entretanto, conforme apontado por Mountford e Uhlig (2009) e seguido por Davig e Leeper (2011), esta definição deixa de levar em consideração importantes questões. Em primeiro lugar, a definição tradicional pode estar enviesada, na medida em que desconsidera a correlação serial dos gastos do governo e, conseqüentemente, o impacto futuro das compras públicas. Se os gastos do governo são serialmente correlacionados então alterações nos gastos do governo podem fornecer algum tipo de indicativo sobre a trajetória futura dos gastos do governo. Em segundo lugar, esta medida não possui nenhum fator de desconto intertemporal. Ou seja, um aumento do produto no futuro tem a mesma importância e o mesmo impacto caso o aumento do produto gerado por um aumento de gastos do governo ocorresse hoje. Desta forma, a

⁸⁵ Segundo Afonso (2010), os trabalhos nessa temática apontam que na União Européia, a proporção das famílias não ricardianas variam de 25% a 35%.

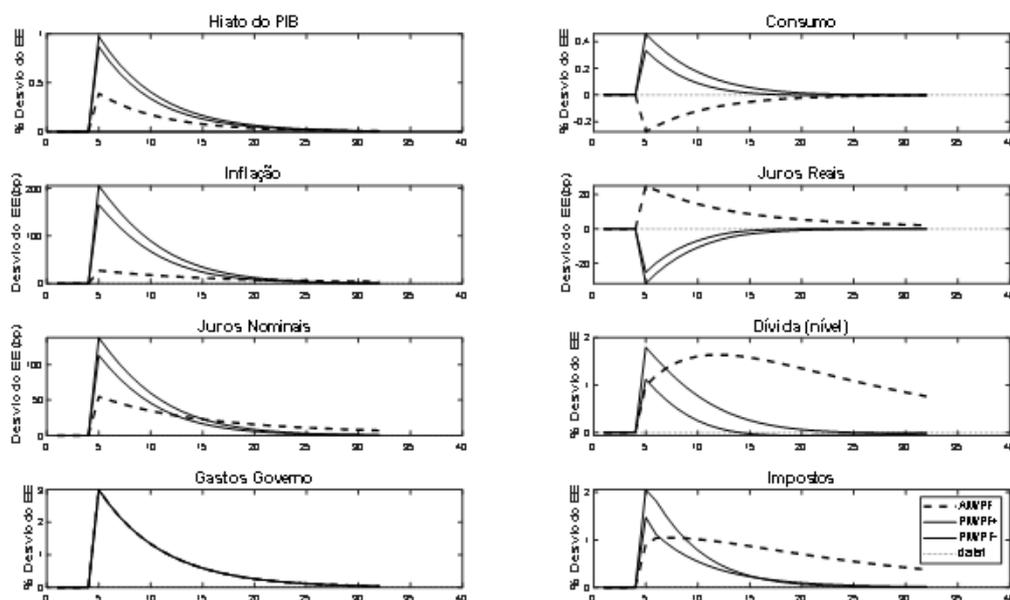
equação 38 apresenta a definição utilizada em Davig e Leeper (2011) do cálculo do valor presente do multiplicador dos gastos do governo, ou seja, o aumento do valor presente do produto ao longo dos próximos k períodos:

$$\text{Valor Presente do Multiplicador}(k) = \frac{E_t \sum_{j=0}^{\infty} \prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})^{-j} \Delta Y_{t+k}}{E_t \sum_{j=0}^{\infty} \prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})^{-j} \Delta G_t}. \quad (38)$$

ANÁLISE DOS RESULTADOS DO MODELO MS-DSGE

Iniciando com uma visão geral do funcionamento do arcabouço Novo-Keynesiano, pode-se assumir que os canais de transmissão pelos quais os choques sobre os gastos do governo afetam o equilíbrio, independentem, em princípio, do regime monetário-fiscal dominante. Neste sentido, um choque positivo sobre os gastos do governo amplia a demanda pelos bens intermediários vendidos em concorrência monopolística. As firmas, por sua vez, para atender a demanda mais alta aos preços vigentes, ampliam sua demanda por trabalho. Uma maior demanda por trabalho pressiona os salários reais e o custo marginal, induzindo aquelas firmas que podem atualizar seus preços naquele período, pressionando a inflação. Ainda, com rigidezes de preços, uma elevação inicial dos gastos reverbera em uma elevação inicial do produto, em todos os regimes.

Figura 5: Resposta a um choque nos gastos do governo de 2 desvios-padrões (3%).



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Contudo, o regime de políticas monetárias e fiscal desempenha um papel crítico nesta abordagem ao assumir diferentes posturas para as autoridades monetária e fiscal, que acabará por afetar a determinação das trajetórias de taxa de juros reais, do consumo e da inflação. Estas diferenças estão ilustradas na Figura 5, resultado das simulações de resposta ao impulso de um choque de dois desvios-padrões nas compras do governo, um aumento aproximado de 3% no nível de gastos, condicional a cada um dos três regimes estacionários.

Sob uma política monetária ativa e fiscal passiva (AM/PF+), a autoridade monetária responde agressivamente ao aumento da inflação, aumentando a taxa nominal em mais de um por um (linhas tracejadas) relativamente ao nível de preços. Como a Figura 4 indica, a resposta monetária aumenta persistentemente a taxa de juros real e diminui o consumo das famílias. À medida que o choque sobre os gastos se dissipa, a taxa de juros real cai e o consumo volta ao estado estacionário, ou estado de equilíbrio. Como a inflação permanece relativamente moderada, as receitas de senhoriagem desempenham um pequeno papel no controle da dinâmica da dívida, Figura 5. A política fiscal reage de forma passiva, ampliando os impostos e, conseqüentemente elevando o superávit primário, na medida em que o governo emite dívidas para financiar a elevação dos gastos governamentais. No entanto, as receitas não respondem

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

suficientemente para resultar em uma dívida monotonicamente declinante, portanto, a dívida atinge um pico em aproximadamente 12 períodos após o choque inicial.

Por sua vez, para as interações de políticas em que a política monetária é passiva (PM/PF+ e PM/PF-), em linhas sólidas, o aumento das compras do governo pressiona a demanda atual e futura, ampliando as expectativas de inflação. Neste contexto de políticas, a autoridade monetária responde fracamente ao aumento da inflação, em uma relação menor que um para um, provocando uma queda da taxa de juros real. A trajetória da taxa de juros real mais baixa diminui o retorno dos títulos, o que estimula o consumo presente das famílias no processo de escolha intertemporal. Neste caso, o aumento das compras do governo acaba por ampliar o produto numa relação superior a um para um, ampliando a produção acima do seu nível potencial, com conseqüente elevação do nível de preços acima do que o verificado no regime AM/PF+.

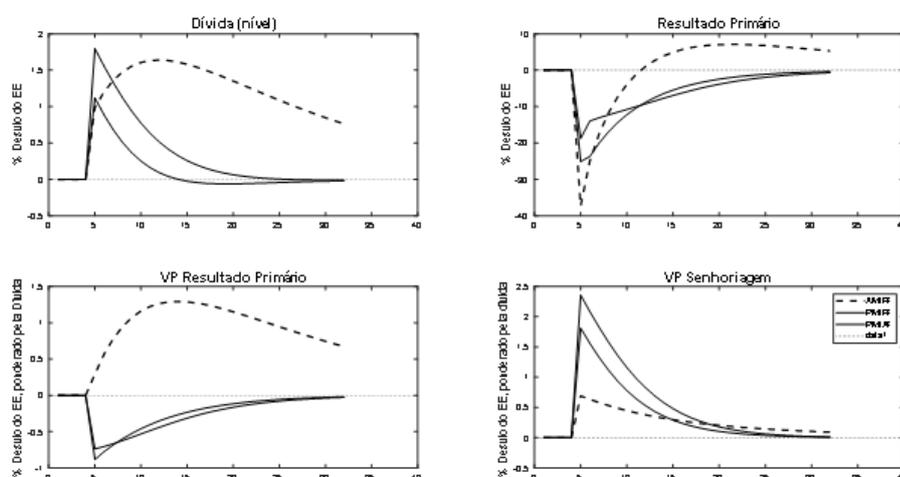
Para entender melhor a dinâmica da dívida, vale recorrer a condição de equilíbrio intertemporal da dívida, a qual indica que o valor presente dos superávits primários e da senhoriagem deve ser igual ao valor real da dívida do governo, ressaltando que esta condição deve ser válida para qualquer uma das interações de políticas. Desta forma, mantendo tudo constante, exceto os gastos do governo, a condição de equilíbrio (1) implica que um aumento nos gastos, financiado por nova emissão de dívida, reduz o valor presente dos superávits primários e cria um desequilíbrio entre o valor inicial dos passivos e o valor esperado das fontes de receitas do governo, ou seja, as variáveis do lado direito da condição de equilíbrio.

Para restaurar o equilíbrio, vários ajustes podem ocorrer. Primeiro, o valor presente dos impostos pode aumentar exatamente na quantia que os gastos do governo aumentaram, que é o ajuste que ocorre sob um regime ricardiano. Segundo, o valor presente da senhoriagem pode aumentar. Terceiro, o nível atual de preços pode subir, reavaliando os passivos existentes. No cenário de mudança de regime, todos esses ajustes ocorrem e a importância relativa de cada ajuste para restabelecer a condição de equilíbrio (1) depende do processo de interação conjunta das políticas monetária e fiscal.

A Figura 6 decompõe a dinâmica da dívida em mudanças no valor presente dos superávits primários e da senhoriagem, novamente condicionadas ao regime monetário-fiscal. O painel superior esquerdo relata os caminhos para a dívida em diferentes regimes e os dois painéis

inferiores relatam as respostas do valor presente dos superávits primários e senhoriagem. As trajetórias para superávits primários e senhoriagem são dadas em termos de mudanças percentuais, que são então ponderadas por sua parcela da dívida.

Figura 6: Resposta das variáveis fiscais a um choque nos gastos do governo de 2 d.p (3%).



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Considerando o regime AM/PF+, a elevação da dívida é suportada por um aumento nos superávits primários e na senhoriagem (linhas tracejadas). O aumento dos gastos do governo exerce uma pressão negativa sobre a trajetória de superávit primário, mas o valor presente dos superávits primários aumenta porque a política fiscal passiva aumenta os impostos acima do nível inicial de equilíbrio. Dado que neste regime (AM/PF+) tem-se uma forte reação da autoridade monetária, a taxa de juros real aumenta, então é necessário um aumento grande e persistente dos impostos para aumentar o valor presente da trajetória de superávits.

Por sua vez, em um contexto de política monetária passiva (PM/PF+ e PM/PF-), um choque fiscal amplia a dívida pública, em maior magnitude no regime AM/PF+, uma vez que em um regime de dominância monetária a autoridade fiscal ajustará sua trajetória de superávits primários para fazer frente à sustentabilidade da dívida. Em ambos os casos, o retorno da dívida ao equilíbrio é mais rápida no contexto de uma política monetária passiva, ao permitir saltos na inflação que estabilizam rapidamente a dívida, reduzindo seu valor real. Comparando os

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

regimes PM/PF+ e PM/PF-, a maior resposta do produto sob a política monetária passiva também impacta positivamente as receitas do governo com impostos, uma vez que a regra de política fiscal responde positivamente ao hiato do produto. Sob o regime PM/PF+, a resposta dos impostos ao hiato é maior do que na PM/PF-, de modo que os impostos aumentam relativamente mais, que por vez, propicia uma redução mais rápida da dívida do que a simulada no regime PM/PF-.

Os valores dos multiplicadores dos gastos do governo sobre o produto e o consumo, condicionado aos regimes de interações fiscais e monetários, estão apresentados na Tabela 6. Os resultados reforçam os achados ilustrados nas funções de impulso-resposta. Verifica-se que no regime onde a política monetária é passiva e a política fiscal é menos passiva (PM/PF-) o multiplicador é maior, seguido do caso PM/PF+. De um modo geral, observa-se que para esses regimes o multiplicador é maior do que a unidade, o que implica que o multiplicador de consumo nesses regimes é positivo, diferentemente do que ocorre com o regime de dominância monetária.

Tabela 6: Valor presente dos multiplicadores do gasto do Governo (choque de 2 d.p).

<i>Regimes</i>	<i>5 trimestres</i>	<i>10 trimestres</i>	<i>25 trimestres</i>
<i>Multiplicadores sobre o Produto</i>			
AM/PF+	0.641	0.642	0.647
PM/PF+	1.38	1.33	1.28
PM/PF-	1.58	1.54	1.50
<i>Multiplicadores sobre o Consumo</i>			
AM/PF	-0.359	-0.358	-0.353
PM/PF+	0.383	0.331	0.277
PM/PF-	0.577	0.545	0.497

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Desta forma, considerando o regime PM/PF-, uma elevação em uma unidade nas despesas do governo amplia o produto em 1,5, após 25 trimestres, o que equivale a um

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

multiplicador de 0,50 no consumo. Por sua vez, estando no regime PM/PF+, o aumento do gasto do governo amplia o produto em 1,28 vezes, gerando um multiplicador de consumo igual a 0,28. Por fim no regime AM/PF+ tem-se que o aumento de uma unidade nesses gastos no longo prazo produz um multiplicador de 0,65 no produto, tendo, portanto, um impacto negativo no consumo privado de -0,35.

Para o caso do impacto sobre o nível geral de preços, tem-se na Tabela 7 uma relação direta entre multiplicador e preços. Neste sentido, o regime PM/PF- é aquele de maior aumento nos preços, enquanto que, no regime AM/PF+ esse aumento é menor, dado o comportamento contracionista da autoridade monetária.

Tabela 7: Mudança de preços acumulada (%).

<i>Regimes</i>	<i>5 trimestres</i>	<i>10 trimestres</i>	<i>25 trimestres</i>
AM/PF+	0.29171	0.48306	0.76851
PM/PF+	1.5229	2.1176	2.4276
PM/PF-	1.9316	2.7445	3.1964

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

4.5 CONCLUSÕES

Da discussão dos resultados para a estimação das regras de políticas monetária e fiscal, nos parece que o modelo estimado se ajusta aos fatos macroeconômicos ocorridos desde a implantação do sistema e metas de inflação no Brasil em 1999.

Desde o ano 2000, verificou-se que a economia brasileira alternou continuamente por oito regimes distintos, quais sejam: i) AM/PF+ (2000:T1-2002:T3); ii) PM/PF- (2002:T4-2003:T3); iii) AM/PF- (2003:T4-2005:T2); iv) AM/PF+ (2005:T3-2007:T4); v) PM/PF+ (2008:T1-2014:T3); vi) PM/PF- (2014:T4-2016:T4); vii) AM/PF- (2017:T1-2017:T4); e viii) PM/PF- (2018:T1-2019:T4). Neste sentido, a colocação de Davig e Leeper (2006) que talvez a suposição menos plausível seja assumir que o regime político seja fixo nos parece muito razoável. A alternância de regimes nos parece fazer parte da evolução do jogo, que, como

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Davig, Leeper e Chung (2004) mostram, existe um equilíbrio limitado único, em que a teoria fiscal está sempre em funcionamento.

Do ponto de vista da política monetária, chama atenção a crise da transição de governo de 2002-2003, em que a probabilidade estimada da política monetária ter sido passiva aproximava-se de 100%, em um contexto de um círculo vicioso de juros, câmbio, risco e inflação, como observado por Blanchard (2004). Naquele contexto, a continuidade da adoção de regime que aproximava a uma dominância fiscal, por nós classificado como PM/PF- a partir de 2003, ou mesmo PM/PF+, poderia ter resultados perigosamente contraproducentes. Observando as funções de resposta ao impulso e os multiplicadores aqui apresentados, a manutenção do regime PM/PF- poderia agravar o processo de escalada da inflação. A adoção de uma agenda ativa para a política monetária a partir de 2003, ao mesmo tempo em que foram estabelecidos controles fiscais visando a sustentabilidade da dívida propiciaram uma alternância para o regime de dominância monetária, com reflexos sobre o controle da inflação. Vale recordar também que naquele momento, conforme observado no primeiro ensaio, começava o período de elevação dos preços das commodities.

Do ponto de vista da política fiscal, chama atenção a prevalência do regime passivo, ainda que graduações que beiravam à política ativa como já mencionado. Contudo, comparando a evolução da DLGC, Figura 1, com a curva de probabilidades dos regimes da política fiscal, Figura 3, percebe-se que o período classificado como PF+ situa-se sobre o longo período de queda da DLGC, entre 2005 e 2014. Ao passo, que recentemente, a partir de 2014, período de forte crescimento da dívida, sobrepõe-se ao período em que a política fiscal passou a passiva menos (PF-).

A partir da crise financeira de 2008, aparece um ponto de inflexão na política monetária, imbuídos de um sentimento de enfrentamento a crise que à época se estabelecia, medidas expansionistas sobre a liquidez da economia acabaram por configurar uma política monetária passiva (PM). Contudo, a despeito do ano atípico de 2009, as ações de política econômica implementadas no Brasil obtiveram êxito, o que se reflete na taxa de crescimento do PIB de 2010 que foi de 7,5% a.a. E desta forma, sob a sensibilidade da gestão fiscal, as receitas continuavam em ritmo crescente com uma continuada queda no indicador da dívida, configurando o regime de PF+ até 2014:T3.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

A despeito da marcação estimada para a inflexão da política fiscal em 2014:T3, faz-se relevante ressaltar que muitas das medidas econômicas no campo fiscal foram formuladas com o objetivo de não se gerar impactos a dívida líquida e, portanto, nossas estimativas desconsideram ao trabalhar com o indicador da DLGC. Adicionado a algumas medidas de elevação atípica da receita, poderia ser provável que este ponto de inflexão tenha ocorrido um pouco antes.

Seja como for, a partir de 2011, as receitas do governo já entram em nova trajetória de queda, ainda que um amplo conjunto de programas voltados ao estímulo da economia, tais como as obras do PAC, PSI e MCMV. Tendo em conta o regime PM/PF+ e os multiplicadores aqui estimados, que consideram todas as despesas do governo como consumo e, portanto, tendem a ser subestimados ao não separar os efeitos do investimento sobre a produtividade das firmas, tenderíamos a esperar que uma elevação da despesa pública teria efeito multiplicador sobre o produto e positivo sobre o consumo. Ainda que com algum reflexo negativo sobre a inflação. Curiosamente, os efeitos sobre o produto não foram verificados, ao passo que os reflexos sobre a inflação se materializaram e a inflação começou paulatinamente a subir.

Sobre a dinâmica de crescimento da economia brasileira, Catela, Almeida e Silveira (2019) avaliaram os impactos que os preços internacionais de commodities exerceram sobre o investimento, notadamente sobre a FBCF em máquinas e equipamentos no Brasil. Neste artigo aos autores encontraram uma relação positiva entre preços internacionais das commodities e investimento privado em máquinas e equipamentos, respondendo por aproximadamente 56% da variação do investimento em máquinas e equipamentos. Desta forma, a leitura dos multiplicadores aqui descritos deve ser realizada com muito cuidado, uma vez que consideram uma economia fechada.

A inflexão da política fiscal em 2014:T3, e o retorno da discussão sobre a dominância fiscal no Brasil, fizeram-se mais fortes diante do retorno do processo inflacionário o que acabou por pressionar a mudança da política monetária em 2016:T4. A política monetária mais austera, voltando a um regime de dominância monetária, acabou por recolocar a inflação dentro das metas.

Por fim, conforme pode ser observado na Figura 2, já a partir de 2018, nosso modelo aponta para uma nova reversão para a política monetária, que se alinha ao ciclo de quedas de taxas de

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

juros sem precedentes na série histórica, com quedas expressivas nas taxas de juros reais. Neste momento, sobre os desdobramentos mais recentes da atual crise brasileira, caberia a pergunta se não estaríamos novamente nos aproximando a um regime de dominância fiscal? Mais uma vez o contexto externo parece que vai definir a evolução da economia no Brasil.

Dado o objetivo inicial do presente ensaio podemos concluir que a dinâmica das interações entre as políticas monetária e fiscal estiveram envolvidas com os desequilíbrios macroeconômicos ocorridos no período, especialmente para aqueles períodos em que se observou o regime PM/PF-, aproximando-se de um regime de dominância fiscal, com retorno a uma trajetória ascendente da inflação. Contudo, a alternância para uma postura de dominância monetária acabou por recolocar a trajetória da inflação sob o controle. Desta forma, sob o ponto de vista de coordenação entre as políticas monetária e fiscal não parece haver motivo para tamanha queda no investimento e crescimento da economia, sendo mais crível creditar a recente crise a fatores externos e às características do setor produtivo nacional, os quais impactaram fortemente a dinâmica da economia brasileira.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AFONSO, A.; PETER, C. AND RICARDO, M.S. Fiscal regime shifts in Portugal. **Portuguese Economic Journal**, 10, 83-108, 2011.

ALVES, C.R.d.A.; MOURA, G.V. Interação entre política fiscal e política monetária no período pós-metas de inflação. **Encontro Nacional de Economia** (46.: 2018, aceito para apresentação 11-14 dez.: Rio de Janeiro, RJ). Anais. Rio de Janeiro: ANPEC, 2018., 2018.

ARANTES, F.; LOPREATO, F. O novo consenso em macroeconomia no brasil: A política fiscal do plano real ao segundo governo lula. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 21, n. 3, 57, 2017.

BCB, 2009 -Perspectivas Econômicas para o Brasil no Pós-Crise. Apresentação realizada pelo Presidente do Banco Central em setembro de 2009. Encontrada em: <https://www.bcb.gov.br/pec/appron/Alpes/AlpesMeirellesBanco%20Hoje%2021%2009%2009.pdf>

BARBOSA, F.H.; SOARES, J.J.S. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. In: Encontro da **ANPEC**, 2006.

BARRO, R.J. The ricardian approach to budget deficits. **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 2, p. 37–54, 1989.

BARROS, M.J.C.; LIMA, E.C.R. Estímulos fiscais e a interação entre as políticas monetária e fiscal no brasil. **ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia**, 2014.

BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. [S.l.], 56, 2004.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. In **Journal of Monetary Economics**, number 12, pages 383–398, 1983.

CARVALHO, F.A.; VALLI, M. An estimated SDGE model with government investment and primary surplus rule: The Brazilian case. **Encontro Brasileiro de Econometria**, n. 32, Salvador-BA, SBE, 2010.

CATELA, E. Y. S.; ALMEIDA, M. A. G.; SILVEIRA, J.S. International commodity price cycle and the dynamic of investments in Brazil: evidence from the 1996 – 2018 period. In: Encontro da **ANPEC**, 2019.

CEVIK, E.I.; DIBOGLU, S.; KUTAN, A.M. Monetary and Fiscal Policy Interactions: Evidence From Emerging European Economies, **Journal of Comparative Economics**, 2014.doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jce.2014.05.001>

COCHRANE, J.H. A frictionless view of us inflation. **NBER macroeconomics annual**, 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**, Wiley Online Library, v. 69, n. 1, p. 69–116, 2001.

COLEMAN, II, W.J. Equilibrium in a Production Economy with an Income Tax. **Econometrica** 59(4): 1091-1104, 1991.

DAVIES, R.B. Hypothesis testing when the nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika**, 74, 33-43, 1987.

DAVIG, T. *et al.* Fluctuating macro policies and the fiscal theory [with comments and discussion]. **NBER macroeconomics annual**, MIT Press, v. 21, p. 247–315, 2006.

DAVIG, T.; LEEPER, E.M. Generalizing the Taylor principle. **American Economic Review**, 97 (3), 607–635., 2007.

DAVIG, T. AND LEEPER, E.M. Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus. **European Economic Review**, 55(2):211–227, 2011.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

DAVIG, T.; LEEPER, E.M. AND CHUNG, H. Monetary and Fiscal Policy Switching. **Journal of Money, Credit and Banking**, forthcoming. NBER Working Paper no. 10362. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2004.

DEMPSTER, A.P.; LAIRD, N.M. AND RUBIN, D.B. Maximum likelihood estimation from incomplete data via the EM algorithm. **Journal of the Royal Statistical Society**, 39, Series B, 1–38, 1977.

DIXIT, A.K. AND STIGLITZ, J.E. Monopolistic competition and optimum product diversity. In **American Economic Review**, volume 67, pages 297–308, 1977.

DOI, T.; TAKERO, H. AND TATSUYOSHI, O. Japanese government debt and sustainability of fiscal policy, **NBER Working Paper Series**, 2012. <http://www.nber.org/papers/w17305>

FAVERO, C.A. AND GIAVAZZI, F. Inflation targeting and debt: Lessons from Brazil. **National Bureau of Economic Research**, pages 1–5, 2004.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. World Economic Outlook: Crisis and Recovery Washington (April 2009). ISBN 978-1-58906-806-3, 2015.

FRASCAROLI, B.F. AND PAES N.L. A Monetary Policy Approach of the Brazilian Case with Frictions on Prices and Wages. **Espacios**, 38 (18): 18, 2017. <http://www.revistaespacios.com/a17v38n18/a17v38n18p18.pdf>.

FRASCAROLI, B.F.; OLIVEIRA, J.d.C.T.d.; ALMEIDA, M.A.G.de. Public debt, economic policy coordination and their effectiveness: lessons from the EMU and Brazil. **Journal of Economic Policy Reform**, p. 1-17, 2019

HAMILTON, J.D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 357–384, 8, 33, 40, 42, 1989.

HAMILTON, J.D. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, 45(1–2):39–70, 1990.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

HODRICK, R.J. AND PRESCOTT, E.C. Post-war us business cycles: an empirical investigation. In **Journal of Money, Credit and Banking**, volume 29, pages 1–16, 1997.

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

LEEPER, E.M. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics**, 27(1):129–147, 1991.

LEEPER, E.M.; LEITH, C. Understanding inflation as a joint monetary–fiscal phenomenon. **Handbook of Macroeconomics**, Elsevier, v. 2, p. 2305–2415, 2016.

Lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LCP/Lcp101.htm>. Acesso em: 8 de abril de 2017.

Lei nº 12.527, de 18 de novembro de 2011 (2011). Regula o acesso a informações de instituições públicas no Brasil. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2011/lei/l12527.htm>. Acesso em: 20 de março de 2017.

Lei nº 12.850, de 2 de agosto de 2013. Define organização criminosa e dispõe sobre a investigação criminal, os meios de obtenção da prova, infrações penais correlatas e o procedimento criminal. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2013/lei/l12850.htm>. Acesso em: 25 de março de 2017.

LOYO, E. Tight money paradox on the loose: A fiscalist hyperinflation. **Technical report, JFK School of Government**, Harvard University, mimeo, 1999.

MANKIW, N.G. The savers-spenders theory of fiscal policy. **American Economic Review**, v. 90, n. 2, p. 120-125, 2000.

MINISTÉRIO DA FAZENDA - BRASIL: Superando a Crise. Apresentação realizada pelo Ministro da Fazenda em setembro de 2009. Encontrada em:

<https://www.fazenda.gov.br/centrais-de-conteudos/apresentacoes/arquivos/2009/p150909.pdf9>

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? **Journal of Applied Econometrics**, 24 (6), 960–992, 2009.

MOURA, G.V. Multiplicadores Fiscais e Investimento em Infraestrutura. **Revista Brasileira de Economia**, 69 (1), p. 75-104, ISSN: 0034-7140. DOI 10.5935/0034-7140.20150004.

MOREIRA, T.B.S.; SOUZA, G.S.; ALMEIDA, C.L. Fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: **The brazilian case**. 2007.

NUNES, A. AND PORTUGAL, M. Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o brasil pós-metas de inflação. **Encontro De Economia da ANPEC**, 37, 2009.

ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M.S. Fiscal and monetary interaction in brazil. XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria, **Sociedade Brasileira de Econometria**, p. 323–384, 2011.

RESENDE, A.L. Juros, moeda e ortodoxia: Teorias monetárias e controvérsias políticas. [S.l.]: **Editora Schwarcz**, 13, 15, 57, 60, 2017.

SARGENT, T.J. AND WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. In **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, 1981.

TANNER, E. AND RAMOS, A.M. Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from brazil, 1991–2000. In **Applied Economics**, volume 35, pages 859–873, 2003.

TAYLOR, J.B. Reassessing Discretionary Fiscal Policy. **Journal of Economic Perspectives**, 14(3): 21-36, 2000.

VEREDA, L.; CAVALCANTI, M.A.F.H. Modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) para a economia brasileira: Versão 1. [Dynamic Stochastic Model of General Equilibrium (DSGE) for the Brazilian Economy: Version 1]. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**, Textos para Discussão, Nº 1479, 2010.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

VEREDA, L.; CAVALCANTI, M.A.F.H. Propriedades Dinâmicas de um Modelo DSGE com Parametrizações Alternativas para o Brasil. **Ipea**, (Texto pra Discussão, n. 1588), 2011.

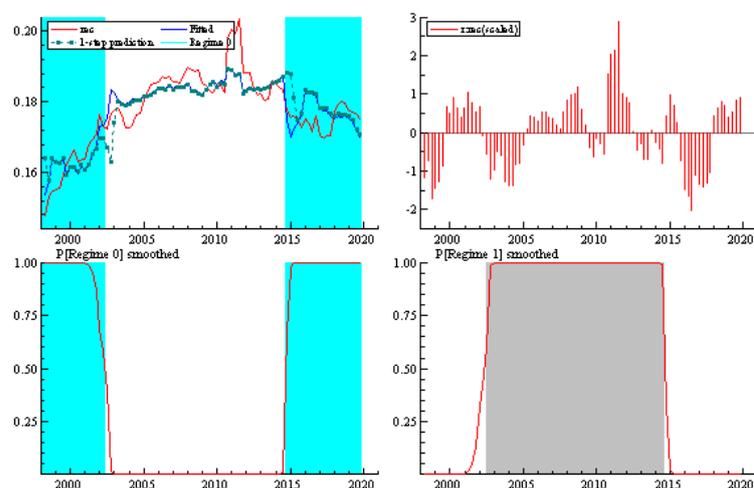
WALSH, C.E. Monetary theory and policy. [S.l.]: **MIT press**, 12, 2017.

WOODFORD, M. Control of the public debt: A requirement for price stability? in **The Debt Burden and its Consequences for Monetary Policy**. [S.l.]: Springer, p. 117–158. 12, 19, 1996.

WOODFORD, M. Interest and prices: foundations of theory of monetary policy. **Princeton**: University Press, 2003.

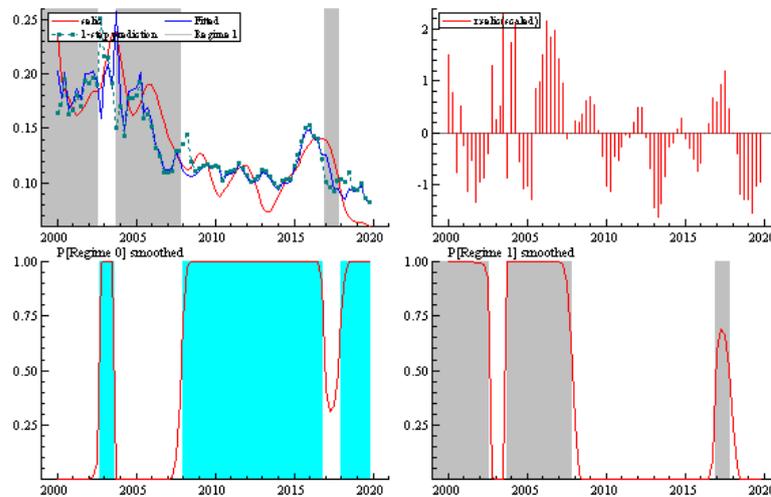
APÊNDICE

Figura A.1: Ajuste do modelo para regra fiscal.



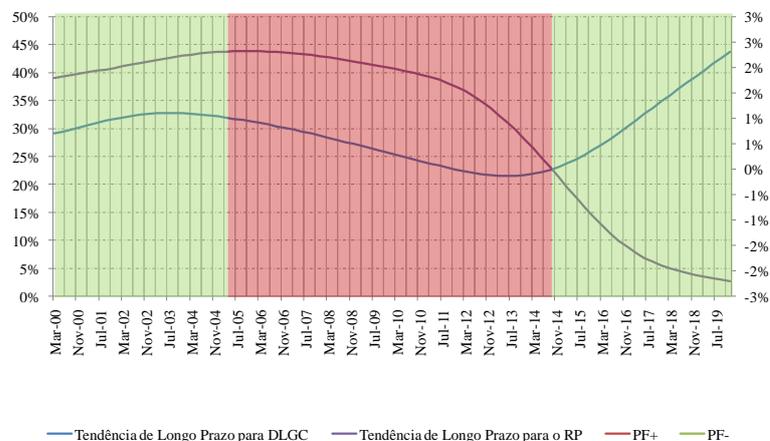
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Figura A.2: Ajuste do modelo para regra monetária.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

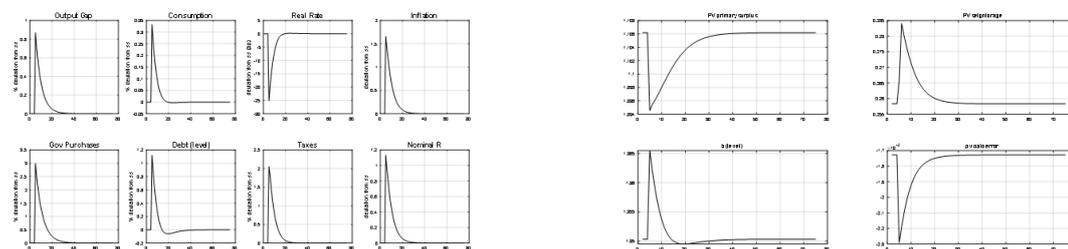
Figura A.3: Regimes da política fiscal e DBGC e resultado primário.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. Observação: Tendências de longo prazo obtidas por meio do filtro HP.

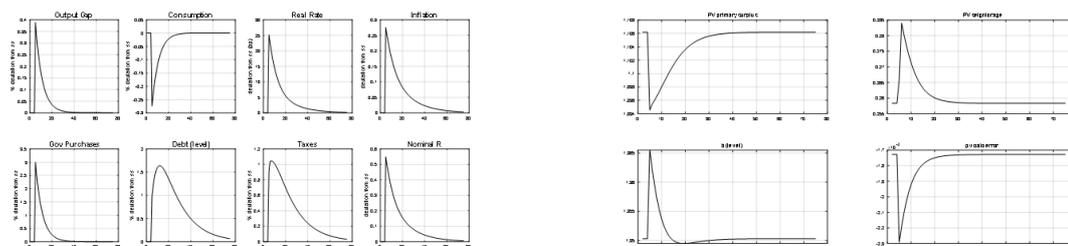
Figura A.4: Funções de impulso resposta – regime AM/PF+.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021



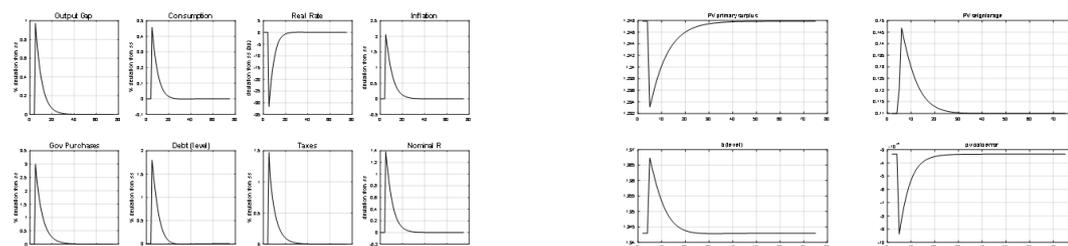
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Figura A.5: Funções de impulso resposta – regime PM/PF+.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Figura A.6: Funções de impulso resposta – regime PM/PF-.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

**ALTERAÇÕES TRIBUTÁRIAS, IMPACTO FISCAL E CRESCIMENTO
ECONÔMICO**

Dayson Pereira Bezerra de Almeida

Resumo

Decisões de política fiscal – em particular, de política tributária – têm impacto real sobre a atividade do setor privado. Nesse sentido, uma conclusão central do estudo da tributação é que impostos afetam o comportamento e distorcem escolhas de empresas, trabalhadores e investidores; assim, o sistema tributário de um país – e, portanto, mudanças desse sistema – tem reflexos sobre o crescimento econômico da nação. No Brasil, alterações da legislação tributária que acarretem redução de receitas federais devem obedecer ao mandamento da neutralidade fiscal, garantindo-se a compensação equivalente ao decréscimo estimado na receita. Para tanto, é necessário delimitar o *quantum* correspondente à perda de arrecadação, de modo que a tarefa de elaborar estimativas de impacto ganha especial contorno na efetivação de controles fiscais voltados à promoção do equilíbrio das contas públicas. Esta monografia demonstra que o método estático de estimação do impacto fiscal, aliado ao desenho jurídico que obriga a compensação imediata dos efeitos da medida sobre a arrecadação, desestimula a produção de regras tributárias voltadas a promoção de eficiência e crescimento econômico. O resultado foi obtido mediante a utilização de modelo de equilíbrio geral, estilizado e calibrado para a economia brasileira, em que a estratégia de simulação envolveu choques permanentes sobre as alíquotas médias dos impostos sobre consumo, sobre a renda do trabalho e sobre a renda do capital. Comparadas as distintas metodologias de cálculo, concluiu-se que estimativas estáticas superestimam perdas de arrecadação diante de cortes de impostos, quando comparadas a resultados derivados da metodologia dinâmica de estimação. Esta última, por seu turno, permite capturar e diferenciar os efeitos positivos que reduções da carga tributária, conforme a base de incidência, trazem sobre estoque de capital, oferta de trabalho, consumo e investimento agregados da economia, o que resulta em um maior crescimento econômico no longo prazo. Estimativas dinâmicas conferem clareza sobre as consequências extrafiscais que alterações no sistema tributário podem trazer à economia do país e, ao oferecer uma mensuração mais precisa dos reflexos fiscais da alteração normativa, qualificam o debate e a decisão política no país.

Palavras-chave: Tributação. Crescimento. Impacto fiscal. Estimativas dinâmicas.

1 INTRODUÇÃO

Como ensinam Mauskopf e Reifschneider (1997), o crescimento econômico, no longo prazo, depende dos avanços tecnológicos, da oferta de trabalho e da produtividade dos fatores da economia. Adicionalmente, uma conclusão central do estudo da tributação é que “impostos afetam o comportamento e distorcem escolhas de empresas, trabalhadores e investidores” (U.S.A., 2004, p. 117). Essas respostas comportamentais dos agentes econômicos alteram, então, os determinantes do crescimento, de maneira que a tributação torna-se componente essencial na política de crescimento de uma nação.

Os canais específicos que compõem o mecanismo de transmissão da política tributária variam conforme o desenho e a incidência do tributo em análise. De maneira geral, teoria econômica e pesquisas empíricas convergem no sentido de que uma carga tributária excessiva é prejudicial ao crescimento econômico, com especial destaque para tributação sobre empresas, apontada como a mais danosa entre as alternativas para coleta de impostos (JOHANSSON *et al*, 2008).

A necessidade de arrecadação de recursos para fazer frente ao patamar de despesas públicas é, contudo, um dado da realidade. Considerando, então, a exigência de promover o financiamento e a solvência do Estado, o sistema normativo brasileiro impõe restrições à aprovação de alterações tributárias que possam reduzir a receita pública: é necessário calcular a perda potencial de receita e garantir a neutralidade fiscal da proposta nos três primeiros anos de vigência da medida.

Nesse contexto, surge a temática da estimativa de impacto fiscal, com as premissas inerentes às metodologias envolvidas na consecução de tal processo, e os reflexos que os resultados da estimação podem acarretar sobre o destino da proposta em discussão: a depender da metodologia utilizada no processo de elaboração das estimativas, o número obtido ao final pode, ou não, estar dentro das possibilidades financeiras do Estado. Desse modo, o impacto

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

orçamentário de alterações tributárias pode direcionar e mesmo constranger o processo de tomada de decisão política.

A doutrina aponta, basicamente, duas metodologias utilizadas na construção de estimativas: trata-se dos processos estático e dinâmico de estimação de impacto. O primeiro deles assume que o comportamento dos agentes não será afetado pela mudança normativa; o método é criticado por distanciar-se da realidade e, além disso, guardar um viés que dificulta a aprovação de medidas tendentes a reduzir a carga tributária. Estimativas dinâmicas, por seu turno, oferecem “estimativas do efeito de alterações tributárias sobre emprego, salários, investimento, arrecadação e produto agregado da economia” (HODGE, 201, p. 1), mas estão sujeitas a incertezas e dificuldades diversas, entre as quais a exígua janela temporal imposta pela legislação nacional para o cômputo – e neutralização – dos efeitos fiscais da mudança normativa, o que reduz a importância prática de tal método, uma vez que os efeitos que pretende capturar ocorrem precipuamente no longo prazo.

A presente pesquisa buscou, então, lançar luz sobre a temática em questão, propondo-se a comparar as distintas metodologias de cálculo e, assim, verificar a validade dos argumentos teóricos encontrados na literatura. Nesse compasso, utilizou-se um modelo de equilíbrio geral, estilizado e calibrado para a economia brasileira. Especificamente, nos moldes de Chacón (2016), a estratégia envolveu a simulação de choques permanentes sobre as alíquotas médias dos impostos sobre consumo, sobre a renda do trabalho e sobre a renda do capital, examinando-se os resultados assim obtidos.

A partir do exercício de simulação empreendido, concluiu-se que estimativas estáticas, de fato, superestimam perdas de arrecadação diante de cortes de impostos, o que dificulta a aprovação de medidas tendentes a reduzir a carga tributária. Ademais, o atual desenho do sistema de controle fiscal acaba por favorecer uma visão de curto prazo sobre os efeitos da mudança normativa, desconsiderando desdobramentos de mais longo prazo sobre o ambiente econômico, que poderiam ser mensurados pela metodologia dinâmica de estimação de impacto. Nesse sentido, a pesquisa sublinha a importância da discussão sobre estimativas de impacto fiscal, registrando as consequências que escolhas metodológicas e normativas trazem ao processo decisório no país.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Além deste capítulo introdutório, o texto está compartimentado em outros seis capítulos, na seguinte conformidade: o segundo capítulo esclarece a relação entre tributação e crescimento econômico, indicando evidências empíricas que confirmam as previsões teóricas acerca das minúcias em tal relacionamento; no capítulo 3 aborda-se o papel do sistema tributário diante da necessidade de garantir a solvência do Estado, apontando os mecanismos normativos de controle fiscal em vigor; em seguimento, o capítulo 4 introduz a temática da metodologia de cálculo do impacto fiscal decorrente de alterações tributárias, identificando forças, fraquezas e desafios relacionados ao método dinâmico de estimação; texto dedica-se, então, ao detalhamento do modelo utilizado para efetivar a pesquisa; o sexto capítulo expõe os resultados alcançados e, por fim, apresentam-se as considerações finais.

2 TRIBUTAÇÃO E CRESCIMENTO ECONÔMICO

O desenho do sistema tributário de um país toma em consideração diversas finalidades e atende a diferentes anseios. A esse exemplo, Fjeldstad (2013), em lista não exaustiva, aponta que repousa sobre referido sistema a exigência de suprir as seguintes necessidades:

- a) aumentar a arrecadação para financiar gastos sociais e com infraestrutura;
- b) conceber impostos que conciliem eficiência, crescimento e equidade;
- c) diminuir isenções, ampliando a base tributária e combatendo corrupção e evasão;
- d) reduzir a tributação sobre os mais pobres;
- e) desenhar tributos robustos a estratégias de transferência de lucros (*profit shifting*) no contexto de uma economia global;
- f) atentar para implicações sobre incentivos, com vistas a melhoria da qualidade da governança.

Sistemas tributários, então, são usados para promover vários objetivos, bem como endereçar questões de cunho econômico e social (OCDE, 2008). Nesses termos, o entendimento do que seria a tarefa precípua do sistema tributário é mutável, variando conforme a perspectiva que se deseje adotar. De acordo com Martinez-Vazquez e Bird (2014, p. 5):

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

No centro da abordagem econômica, por exemplo, está a preocupação de que tributos podem estar causando ineficiências ao distorcer a alocação de recursos, retardando, então, o crescimento. Um argumento com maior saliência política pode apontar, simplesmente, que o sistema tributário não está arrecadando receitas suficientes para fazer face ao nível de despesas públicas – em infraestrutura e serviços sociais – necessárias à promoção do crescimento e desenvolvimento.

Subjacente às aparentes divergências, contudo, está o reconhecimento uníssono de que a tributação é um componente essencial na política de crescimento de uma nação.

Myles (2000, p. 1) oferece lição que permite melhor enxergar como estão relacionados tributação e crescimento:

O crescimento econômico é a base do aumento da prosperidade. Investimento em capital (físico e humano), implementação de novas técnicas de produção e introdução de novos produtos são os fundamentos do processo de crescimento. Mediante seus efeitos sobre o retorno do investimento ou sobre a rentabilidade esperada da pesquisa e desenvolvimento, a tributação pode afetar quais escolhas são feitas e, em última análise, a própria taxa de crescimento.

Para a OCDE (2008, p. 5):

Tributos afetam as decisões das famílias sobre poupança, oferta de trabalho e investimento em capital humano, bem como decisões de empresas sobre produção, criação de emprego, investimento e inovação, além da escolha de ativos por parte de investidores. O que importa em tais decisões é não apenas a carga tributária, mas também o modo que os diferentes instrumentos são desenhados e combinados para gerar receitas (...). Os efeitos da carga e da estrutura tributária sobre o comportamento dos agentes econômicos têm reflexos potenciais sobre os padrões de vida da população.

Nesse sentido, mudanças na tributação (seja no nível das alíquotas, seja na própria estrutura do sistema tributário), têm o condão de alterar o patamar ou a taxa de crescimento do produto interno do país (MYLES, 2000).

Assim, sistemas tributários impactam o PIB ao sensibilizar determinantes de tal agregado, como produtividade e nível de utilização da força de trabalho (OCDE, 2008).

2.1. Teoria e evidências empíricas

Do ponto de vista teórico, os canais específicos que compõem o mecanismo de transmissão da política tributária variam conforme o desenho e a incidência do tributo em análise.

O aumento da alíquota marginal do imposto sobre a renda do indivíduo, por exemplo, reduz a oferta de trabalho em suas margens intensiva (número de horas trabalhadas) e extensiva (decisão pela busca de emprego), e induz menor acúmulo de capital humano, bem como a opção por ocupações mais agradáveis, embora menos produtivas ou pior remuneradas; a existência de parcelas isentas ou dedutíveis, provoca a mudança na forma de compensação pelo trabalho e a preferência pelo consumo de itens dedutíveis, respectivamente (Feldstein, 2006).

No caso da tributação sobre a renda do capital, “qualquer combinação de impostos que reduz o retorno líquido dos poupadores causa uma perda de eficiência ao distorcer o nível de consumo que resulta de uma dada taxa de poupança” (FELDSTEIN, 2006, p. 13).

Altas alíquotas sobre rendimentos oriundos de investimentos reduzem a taxa de acumulação do capital e, por conseguinte, o crescimento; um menor crescimento, por seu turno, prejudica o padrão de vida futuro da sociedade, além de diminuir o potencial de arrecadação de receitas públicas. Mais detalhadamente, várias distorções podem advir da estrutura da tributação sobre o capital:

a alocação de capital entre empresas sujeitas a diferentes regimes jurídico-tributários, a decisão das companhias em pagar dividendos ou reter lucros, o *mix* na composição dos instrumentos de financiamento (dívida ou ações), a realização de ganhos de capital, a localização geográfica de empreendimentos. A estrutura tributária afeta cada uma dessas decisões (FELDSTEIN, 2006, p. 14).

Com efeito, a diferenciação tributária entre empresas, setores econômicos e diferentes tipos de ativos influencia a alocação do capital, de maneira que o investimento pode ocorrer onde houver maior favorecimento tributário – não necessariamente a escolha eficiente, o que exacerba a má-alocação do capital. A existência de mecanismos de dedução de despesas

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

financeiras na apuração do resultado encoraja o uso de instrumentos de dívida, em detrimento do financiamento em mercado aberto, o que torna as empresas mais vulneráveis aos ciclos de negócios. (FELDSTEIN, 2006).

Na mesma linha, como a decisão por realizar ganhos é essencialmente voluntária, a taxa sobre ganhos de capital pode postergar a atitude de venda de ativos, novamente recrudescendo a ineficiência alocativa:

Estudos estatísticos baseados em declarações individuais de imposto de renda mostram que indivíduos evitam a venda de ações e a realização de ganhos, particularmente quando tributos sobre o ganho de capital são altos. A decisão individual de um investidor no sentido de não vender um ativo apreciado reduz os recursos disponíveis para novos negócios e empreendimentos em crescimento. Tal atitude também deixa o investidor com um *portfólio* sujeito a maior risco, comparativamente à alternativa desejada, uma vez que ele reteve desnecessariamente o ativo apreciado (FELDSTEIN, 2006, p. 20).

Conforme a Johansson *et al* (2008), tributos sobre propriedade – impostos anuais, sobre transferência de ativos ou sobre transações financeiras – variam em termos de efetividade e de distorções que impõem sobre o funcionamento do mercado:

a) em geral, impostos recorrentes sobre a propriedade são menos ineficientes; contudo, caso mantidos em níveis muito baixos, podem encorajar a subutilização de terra e, por conseguinte, contribuir para um quadro de escassez de oferta de imóveis em determinadas áreas. Ademais, a isenção aplicada a certas classes de ativos, como fundos de pensão, interfere na formação do portfólio do indivíduo.

b) a tributação sobre transações financeiras, de seu lado, é altamente distorciva, uma vez que desestimula a realização de operações voltadas a promover uma melhor alocação de ativos.

c) impostos sobre a transferência de propriedade, *e.g.*, aqueles incidentes sobre herança, são comparativamente mais eficientes, pois parte do patrimônio transferido foi acumulado voluntariamente ao longo da vida, como um seguro futuro contra a incerteza da data do óbito – a existência do tributo não provocaria mudança relevante no comportamento do agente.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

No que tange à tributação sobre o consumo, tem-se neutralidade em relação à taxa de poupança:

Como impostos sobre consumo aplicam a mesma alíquota sobre consumo presente e futuro (uma vez que a alíquota seja mantida constante), eles não influenciam a taxa de retorno da poupança e a escolha do indivíduo sobre o quanto poupar, como ocorre com impostos sobre a renda (Johansson *et al.*, 2008, p. 18).

Deve-se registrar, contudo, que impostos sobre consumo podem afetar temporariamente a oferta de trabalho, ao reduzirem o poder real de compra dos salários – tal fenômeno ocorreria especialmente no curto prazo, considerando a transferência de parte do tributo para salários e demais custos trabalhistas (Johansson *et al.*, 2008).

Além das conclusões delineadas acima, obtidas pela pesquisa teórica que investiga como a tributação pode afetar a economia, há também a evidência empírica extraída de estudos que buscam quantificar a magnitude deste efeito. Myles (2000) esclarece que o surgimento da teoria de crescimento endógeno possibilitou o desenvolvimento de modelos que tornavam explícito o processo gerador de crescimento, permitindo mensurar os efeitos da tributação sobre a tomada de decisão dos agentes e, via de consequência, sobre o próprio crescimento da economia. Como defende o autor, “a modelagem das decisões individuais que contribuem para o crescimento permite a análise da incidência tributária e a predição dos seus efeitos sobre o crescimento” (MYLES, 2000, p. 141).

Nessa toada, para investigar o relacionamento entre tributação e crescimento, Lucas (1990) lançou mão de um modelo de crescimento endógeno que admitia investimento em capital humano: o autor concluiu que zerar a alíquota do imposto sobre capital provoca um aumento superior a 30% no estoque de capital, além de um impulso de 6% no consumo e de 5,5% no bem-estar social.

King e Rebelo (1990), fazendo uso de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, estenderam a pesquisa de Lucas (1990) para o cenário de uma economia aberta, obtendo o seguinte resultado: um aumento dos tributos sobre capital e trabalho, de 20% para 30%, reduz a taxa de crescimento em 1,52 p.p.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Partindo de um modelo que incorpora investimento em capital humano e gastos com pesquisa e desenvolvimento como *drivers* do crescimento, Einarson e Marquis (1997) concluíram que uma diminuição de 10% na alíquota do imposto sobre a renda do trabalho eleva a taxa de crescimento em 0,28 p.p.

Engen e Skinner (1996) calcularam o efeito da tributação agregada sobre oferta de trabalho, investimento e produtividade: os resultados indicam que um corte de 5% nas alíquotas marginais, e de 2,5% nas alíquotas médias, de todos os impostos, elevaria a taxa de crescimento em 0,22 p.p. ao ano.

De acordo com Nickell (2004), um aumento de 10% na cunha fiscal (diferença entre o custo da mão-de-obra e o salário líquido do trabalhador) reduz em até 3% o nível de emprego da população economicamente ativa. Para a OCDE (2005), o movimento simétrico – queda de 10% na cunha fiscal – elevaria a taxa de emprego em 3,7 p.p., em média.

Em adição, Johansson *et al* (2008) apresentam os seguintes achados:

1. para uma queda de 5% na alíquota marginal do imposto sobre a renda dos indivíduos (tomando como paradigma um imposto médio de 14,3% e marginal de 26,3%), estima-se um aumento de 1% do PIB *per capita* no longo prazo;

2. simulações que contemplam uma redução de 5% na tributação sobre o lucro de empresas (de 35% para 30%) indicam que, no longo prazo, haveria um aumento de 1,9% na taxa de investimento em capital da economia;

3. reduzir a tributação sobre empresas aumenta a produtividade total dos fatores (*Total Factor Productivity*, ou TFP, na sigla em inglês): a taxa média de crescimento anual da TFP em setores com alta lucratividade seria 0,4 p.p. maior diante de um corte de 5% na carga tributária incidente sobre firmas.

Considerando a estrutura como um todo do sistema tributário, os autores resumizam:

A tributação sobre empresas é, entre todas as alternativas, a mais danosa para o crescimento, seguida por impostos sobre a renda dos indivíduos e, por fim, sobre o consumo. Tributos recorrentes sobre propriedade têm, aparentemente, impacto menor. Uma reforma tributária neutra do ponto de vista da arrecadação e orientada ao crescimento deveria, então, mover parte da base de receitas para instrumentos menos distorcivos (Johansson *et al*, 2008, p. 2).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Com o objetivo de investigar o efeito dinâmico de mudanças na carga tributária sobre o PIB, Blanchard e Perotti (1999) conceberam um modelo estrutural de vetores autoregressivo (SVAR), mediante o qual concluíram choques tributários têm resultado negativo sobre o produto. Especificamente, o aumento de uma unidade monetária em impostos reduz todos os componentes do PIB do setor privado: o consumo é reduzido em 0,35 unidade após 5 trimestres; o investimento cai 0,36 unidade logo após o choque.

A revisão da literatura até aqui exposta autoriza o seguinte remate:

Quanto um país tributa, o que tributa, como determina a política tributária, a extensão em que o nível e a estrutura da tributação estão relacionados à política de gastos, como os impostos são administrados e como política e administração tributária se ajustam ao ambiente em constante mudança que o mundo globalizado apresenta – tais matérias não são simples questões esotéricas relegadas a especialistas em finanças públicas. Ao contrário, são (...) liames vitais entre o que um país deseja alcançar via suas instituições políticas e o que, na verdade, foi e pode ser alcançado (MARTINEZ-VAZQUEZ *et al*, 2014, p. 1).

Por tais razões, é importante ter discernimento sobre os custos de eficiência impostos pela tributação (FELDSTEIN, 2006), e “investigar como estruturas tributárias podem ser melhor desenhadas para promoção de crescimento econômico é central à formulação de políticas públicas” (Johansson *et al*, 2008, p. 5).

3 ALTERAÇÕES TRIBUTÁRIAS E EQUILÍBRIO FISCAL

A par das considerações expostas na seção anterior, é evidente que “sistemas tributários são, principalmente, destinados a angariar as receitas que devem financiar as despesas públicas” (JOHANSSON *et al*, 2008, p. 5). Tal relação, a propósito, é formalizada com rigor por intermédio da restrição orçamentária do governo, da qual se conclui ser a receita um componente essencial na garantia da sustentabilidade da política fiscal ao longo do tempo (WALSH, 2010):

$$g_t + r_{t-1}b_{t-1} = t_t + (b_t - b_{t-1}) + s_t$$

em que g_t representa as despesas do governo com bens, serviços e transferências, $r_{t-1}b_{t-1}$ indica o pagamento de juros reais sobre o estoque da dívida (b_{t-1}), t_t denota a receita

tributária, a expressão entre parênteses ($b_t - b_{t-1}$) é a variação no estoque da dívida, ou seja, novas emissões, e s_t , a receita com senhoriagem.

O sistema tributário é estruturado, então, tendo como pano de fundo a necessidade de promover o financiamento e a solvência do Estado. É natural, portanto, que modificações nesse mesmo sistema sejam feitas em acordo com tal premissa. Nesse contexto, no caso brasileiro, foi concebido um conjunto de restrições impostas por normas fiscais como forma de assegurar o contínuo equilíbrio entre receitas e despesas públicas. Detalham-se brevemente, a seguir, as balizas impostas por dois relevantes diplomas legais que compõem o sistema normativo de controle fiscal: a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) e a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO).

3.1. Lei de Responsabilidade Fiscal

A Lei Complementar 101/2000, ou Lei de Responsabilidade Fiscal, no afã de evitar riscos ao equilíbrio das contas públicas, dispõe que “constituem requisitos essenciais da responsabilidade na gestão fiscal a instituição, previsão e efetiva arrecadação de todos os tributos da competência constitucional do ente da Federação” (BRASIL, 2000, art. 11). A norma estabelece também limites e condições no que tange à renúncia de receita⁸⁶:

Art. 14. A concessão ou ampliação de incentivo ou benefício de natureza tributária da qual decorra renúncia de receita deverá estar acompanhada de estimativa do impacto orçamentário-financeiro no exercício em que deva iniciar sua vigência e nos dois seguintes, atender ao disposto na lei de diretrizes orçamentárias e a pelo menos uma das seguintes condições:

I - demonstração pelo proponente de que a renúncia foi considerada na estimativa de receita da lei orçamentária, na forma do art. 12⁸⁷, e de que não afetará as metas de resultados fiscais previstas no anexo próprio da lei de diretrizes orçamentárias;

⁸⁶ A renúncia compreende anistia, remissão, subsídio, crédito presumido, concessão de isenção em caráter não geral, alteração de alíquota ou modificação de base de cálculo que implique redução discriminada de tributos ou contribuições, e outros benefícios que correspondam a tratamento diferenciado (LRF, art. 12, § 1º)

⁸⁷ Art. 12. As previsões de receita observarão as normas técnicas e legais, considerarão os efeitos das alterações na legislação, da variação do índice de preços, do crescimento econômico ou de qualquer outro fator relevante e serão acompanhadas de demonstrativo de sua evolução nos últimos três anos, da projeção para os dois seguintes àquele a que se referirem, e da metodologia de cálculo e premissas utilizadas.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

II - estar acompanhada de medidas de compensação, no período mencionado no caput, por meio do aumento de receita, proveniente da elevação de alíquotas, ampliação da base de cálculo, majoração ou criação de tributo ou contribuição (BRASIL, 2000).

Vê-se, portanto, que o ato de concessão de benefício tributário que implique potencial redução da receita pública, ou aumento da disponibilidade econômica do contribuinte (OLIVEIRA, 2013), deve ter seu impacto orçamentário-financeiro estimado. Uma vez delimitado o *quantum* que se pretende renunciar, há que se garantir a neutralidade fiscal da medida dentro do triênio, seja via incorporação do decréscimo nas projeções de receita da Lei Orçamentária Anual, seja mediante a instituição de medidas compensatórias, a teor dos incisos I e II transcritos.

As limitações que regulam a elaboração do ato de renúncia alinham-se, portanto, ao ideal do regime de responsabilidade fiscal, de maneira que a LRF representa um importante instrumento voltado à preservação do equilíbrio intertemporal das contas públicas.

Não obstante, como lembra Santa-Helena:

A LRF restringe-se a regular as renúncias de receitas tributárias, não trata de renúncias de outras receitas públicas correntes como as patrimoniais, imobiliárias, mobiliárias ou de dividendos, para não se falar das renúncias receitas de capital, como operações de crédito ou alienação de bens. Tal lacuna foi colmatada pelas LDOs que regulam igualmente renúncias de receitas financeiras, creditícia ou patrimonial (2009, p. 196).

O regramento constante da Lei de Diretrizes Orçamentárias, no pertinente a alterações na legislação que provocam redução de receitas públicas, é objeto da subseção a seguir.

3.2. Lei de Diretrizes Orçamentárias

As Leis de Diretrizes Orçamentárias tradicionalmente contemplam capítulo destinado a regular o exame da adequação orçamentária e financeira das alterações na legislação. No dizer de Almeida (2018):

Em poucas palavras, o objetivo do exame de compatibilidade e adequação é conciliar os processos legislativos ordinário e orçamentário, de modo a aferir a capacidade da lei de meios em

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

absorver os impactos derivados da vontade política do legislador – daí a importância de se conhecer, de antemão, o impacto fiscal da proposição em exame.

Particularmente, conforme mandamentos da Lei 13.707/2018 (LDO para 2019):

Art. 114. As proposições legislativas e as suas emendas, conforme o art. 59 da Constituição, que, direta ou indiretamente, importem ou autorizem diminuição de receita ou aumento de despesa da União, deverão estar acompanhadas de estimativas desses efeitos no exercício em que entrarem em vigor e nos dois exercícios subsequentes, detalhando a memória de cálculo respectiva e correspondente compensação para efeito de adequação orçamentária e financeira, e compatibilidade com as disposições constitucionais e legais que regem a matéria.

(...)

Art. 116. Somente será aprovado o projeto de lei ou editada a medida provisória que institua ou altere receita pública quando acompanhado da correspondente demonstração da estimativa do impacto na arrecadação, devidamente justificada (grifo nosso) (BRASIL, 2018).

Da leitura dos dispositivos acima, percebe-se replicação parcial do que prescreve a LRF em relação à necessidade de apresentação da estimativa dos impactos orçamentário e financeiro, de demonstração da origem dos recursos requeridos e de atendimento à neutralidade fiscal; há, porém, clara ampliação no alcance dos dispositivos, uma vez que, desta feita, toda e qualquer redução na receita pública – e não apenas os decréscimos oriundos de renúncias tributárias – deve obedecer aos ditames da norma.

As Leis de Diretrizes Orçamentárias da União, portanto, reforçam a cada ano a preocupação com o equilíbrio entre receitas e despesas, inclusive expandindo a esfera de alcance dos mecanismos de controle estabelecidos pela LRF.

3.3. Convergências e lacunas do sistema normativo

Como visto, LRF e LDO materializam preocupações no sentido de preservar o agregado de receitas públicas ou, quando menos, o tamanho do hiato entre receitas e despesas durante cada exercício financeiro. Nota-se, porém, a despeito do discutido na seção anterior, que ambas as normas, ao estabelecerem requisitos mandatórios para alteração de normas que

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

impactam a receita do Estado, não tratam explicitamente da questão atinente à eficiência do sistema tributário e seus reflexos sobre o ambiente econômico.

A proeminência dada à questão fiscal pela legislação em referência é de todo compreensível, máxime quando se recorda que a LRF foi concebida em cenário de persistente desequilíbrio financeiro dos entes federados, com déficits fiscais recorrentes, estoque crescente da dívida pública e altos custos de rolagem, ao lado de vulnerabilidades cambiais que prejudicavam a estabilidade macroeconômica (LOUREIRO E ABRUCIO, 2004). À norma, então, conferiu-se a atribuição de:

construir compromisso em favor de um regime fiscal capaz de assegurar o equilíbrio intertemporal das contas públicas, entendido como bem coletivo, do interesse geral da sociedade brasileira, por ser condição necessária para a consolidação da estabilidade de preços e a retomada do desenvolvimento sustentável (BRASIL, 1999).

Assim, governadas pelas disposições de referidas leis, alterações no sistema tributário de referência devem se manter fiéis ao mandamento de equilíbrio fiscal. Para tanto, é essencial conhecer o impacto financeiro das mudanças propostas. Desse modo, a tarefa de elaborar estimativas de impacto ganha especial contorno quando se consideram inteiramente os reflexos e peculiaridades a ela inerentes – tópico sobre o qual se discorre na seção adiante.

Antes, porém, vale o registro de outro ponto comum observado entre LRF e LDO: as disposições discutidas acima têm no Congresso Nacional seu destinatário primeiro, ou preferencial. Há, nisso, um traço distintivo relevante, uma vez que, via de regra, “leis (...) regulam as relações entre as pessoas, os poderes e os deveres do Estado e dos governantes, os direitos individuais e coletivos, enfim, (...) disciplinam a vida em sociedade de uma maneira geral” (PACHECO, 2013, p. 11). Em geral, portanto, a atividade legislativa se ocupa com a produção de normas voltadas à regulação da atividade administrativa do Estado, das interações entre governo e indivíduos ou entre as pessoas em comunidade; por seu turno, os mandamentos inaugurados por LRF e LDO impõem limites à própria processualística da elaboração legislativa e, nesse ínterim, enxergam o Congresso Nacional como ator relevante e real garantidor da efetividade dos mecanismos de controle em tela.

4 ESTIMATIVAS DE IMPACTO ESTÁTICAS E DINÂMICAS

As seções anteriores apresentaram, inicialmente, os potenciais efeitos da tributação sobre o crescimento econômico do país e, em seguimento, a preocupação do sistema normativo em garantir que alterações tributárias não se afastem do princípio do equilíbrio fiscal. Na presente seção, discute-se a diferenciação técnica e conceitual entre estimativas de impacto estáticas e dinâmicas e argumenta-se que a elaboração das citadas estimativas deve ter em conta o aspecto da eficiência tributária, conciliando crescimento econômico e responsabilidade fiscal.

4.1. A múltipla finalidade das estimativas de impacto

Nos termos da legislação vigente, as estimativas de impacto orçamentário e financeiro instrumentalizam o controle fiscal necessário à sustentabilidade das contas públicas – é necessário quantificar o impacto fiscal da mudança normativa proposta para, então, delimitar a extensão requerida da respectiva medida compensatória, de modo a não perturbar a trajetória fiscal previamente estabelecida.

Observe-se, contudo, que o conjunto normativo que alberga a necessidade de elaboração de estimativas concede a tal produto caráter não apenas formal, ou instrumental: a obrigatoriedade de que se apresentem estimativas de impacto consubstancia-se em uma restrição forte à produção legislativa, dado que a falha em cumprir o requisito é prejudicial à aprovação da matéria no parlamento, nos termos do art. 116 da LDO 2019, acima transcrito.

Em reforço, a recente promulgação da Emenda Constitucional nº 95, de 2016⁸⁸, conferiu *status* constitucional às disposições previstas na LRF e na LDO, no que concerne à necessidade de apresentação da estimativa de impacto diante de iniciativas que tenham repercussão nos orçamentos da União, *verbis*: “Art. 113. A proposição legislativa que crie ou altere despesa obrigatória ou renúncia de receita deverá ser acompanhada da estimativa do seu impacto orçamentário e financeiro” (BRASIL, 2016).

⁸⁸ A Emenda Constitucional 95, de 15 de dezembro de 2016 (EC 95), acresceu ao Ato das Disposições Constitucionais Transitórias (ADCT) os artigos 106 a 114, instituindo o Novo Regime Fiscal no âmbito dos Orçamentos Fiscal e da Seguridade Social da União, a vigorar por vinte exercícios financeiros (entre 2017 e 2036, inclusive).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Estimativas de impacto, portanto, “ocupam posição chave na implementação de controles orçamentários obrigatórios” (D’AMICO e LASH, 2015, p. 1), tais como os pertinentes a alterações tributárias com repercussão sobre a receita pública. Nesse sentido, o impacto orçamentário de proposições legislativas pode direcionar e mesmo constranger o processo de tomada de decisão política:

regras fiscais trouxeram estimativas sobre receitas e despesas ao centro do processo político. Para além de influenciar a legislação indiretamente, por intermédio da informação que oferecem, as estimativas, agora, determinam diretamente se determinadas proposições legislativas podem ser aprovadas (AUERBACH, 1996, p. 146).

O valor informacional que estimativas de impacto agregam ao debate público (e político) é, então, outro ponto a se destacar. Consoante Fichtner e McLaughlin (2015, p. 10):

Uma maior completude das informações acerca do impacto das ações congressuais informará os cidadãos e permitirá que membros do Congresso compreendam melhor como suas ações irão afetar seus eleitores. (...) Sem uma avaliação de impacto da legislação (...) um grande número de políticas imprudentes ou mal concebidas pode ser adotado e acarretar danosas consequências, resultando não apenas em perdas econômicas, mas também na erosão da confiança pública na capacidade do governo em desempenhar seu papel de uma maneira eficiente e justa.

Como reforçam D’Amico e Lash (2015), a existência de números acerca do custo fiscal da alteração legislativa proposta permite o debate qualificado do mérito da matéria no Congresso, clarificando os reflexos orçamentários da medida.

Pelo exposto, estimativas de impacto orçamentário e financeiro servem-se a qualificar a produção legislativa, pois “importantes decisões congressuais não podem ser adotadas na ausência de informação completa e adequada no que diz respeito aos seus efeitos sobre a economia e o orçamento” (FICHTNER e MaCLAUGHIN, 2015, p. 10). A obrigatoriedade de apresentação de estimativas é relevante, ainda, na promoção do equilíbrio fiscal do Estado.

Bem se vê que o tema, a serviço de tão nobres fins, é merecedor de cuidadoso escrutínio; afinal, a magnitude do impacto estimado pode determinar o destino de proposições em exame no Congresso Nacional. Como ensina Mitchell (2002, p. 1):

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

a escolha de como estimar receitas tem implicações importantes. No curto prazo, métodos mais acurados de estimação facilitariam a implementação de reduções de alíquotas tributárias. No longo prazo, a migração para um sistema tributário mais simples e justo seria mais célere se fossem considerados os impactos benéficos da reforma sobre o desempenho da economia.

A depender da metodologia utilizada no processo de elaboração de estimativas de impacto, o número obtido ao final pode, ou não, estar dentro das possibilidades orçamentárias do Estado. Este assunto é, então, introduzido no subtópico a seguir.

4.2. Metodologia de cálculo: em favor de estimativas dinâmicas

De acordo com as já debatidas disposições da LRF e da LDO, faz-se necessário que as estimativas de impacto orçamentário e financeiro se façam acompanhar das premissas e metodologia de cálculo utilizada para sua elaboração.

A literatura internacional identifica duas metodologias utilizadas na construção de estimativas: trata-se dos processos estático e dinâmico de estimação de impacto.

Como explica Bozio, estimativas estáticas, mecânicas, ou convencionais, captam os efeitos orçamentários mais simples de determinada alteração na política, que surgem antes de qualquer resposta comportamental dos agentes envolvidos: “se uma alíquota tributária dobra, a receita dobra (...); a característica central [desse método de estimativa] é assumir que o comportamento não será afetado pela mudança normativa” (BOZIO, 2009, p. 6).

Nesses termos, a estimativa estática de mudanças propostas à legislação tributária é empreendida “sob a assunção implícita de que tais mudanças não provocam nenhum efeito mensurável no nível do produto, nos preços, nas taxas de juros ou na renda” (MAUSKOPF e REIFSCHNEIDER, 1997, p. 631). Por outra via, “a trajetória de crescimento do produto interno bruto permanece inalterada quando o governo altera tributos” (MANKIWI, 2018, p. 1).

Vale registrar que a Receita Federal do Brasil – entidade responsável pela elaboração dos demonstrativos fiscais de gastos tributários no país – declara que utiliza, na mensuração de renúncias fiscais, o método de “perda de arrecadação”, que nada mais é que uma estimativa convencional de impacto (BRASIL, 2019). De fato, a sistemática em comento

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

simula uma tributação normal sobre o volume das operações desoneradas que efetivamente ocorreram, ou esperadas para o futuro, mantendo os demais fatores constantes. Por definição, não leva em consideração as alterações de comportamento dos contribuintes (BRASIL, 2019) (grifamos).

A simplicidade envolvida nos cálculos confere elevado grau de transparência ao método estático de estimativa de impacto fiscal. Por outro lado, uma dificuldade fundamental, inerente a tal método, é que as premissas em que se apoia são “patentemente falsas” (MANKIWI, 2008, p. 1). Exemplificando:

em alguns contextos, a ideia de que não haverá mudança comportamental é incoerente. Se uma família experimenta uma redução tributária, a quantia equivalente ao aumento em sua renda real será, por definição, gasta ou poupada. Assumir que consumo e poupança serão mantidos constantes não é apenas implausível, mas desprovido de qualquer sentido (BOZIO, 2009, p. 5).

De fato, como visto anteriormente, a pesquisa econômica teórica e empírica corrobora largamente o estreito relacionamento entre tributação e crescimento econômico. Nesse sentido, é natural que a tarefa de estimação de impacto fiscal de alterações tributárias tome em consideração este fato indisputável.

Mais a mais, é muito importante conhecer, em antecipação, qual medida entre as alternativas possíveis para redução da carga tributária acarretará a menor perda de receita e/ou o maior benefício ao crescimento econômico. Estimativas estáticas não são capazes de prover tal informação, de modo que decisões que tomam por base tal metodologia arriscam escolher políticas que impactam em demasia o nível de arrecadação, recrudescendo o desequilíbrio fiscal (HODGE, 2015).

Por fim, consoante apontam Mitchell (2002), Auerbach (2005), Feldstein (2008) e D’Amico e Lash (2015) estimativas convencionais superestimam a receita tributária que seria obtida por aumento de impostos (por desconsiderar reflexos negativos que mais impostos trazem à atividade econômica e, então, à arrecadação) e, também, a eventual perda de receita decorrente de cortes em tributos (por negligenciar movimento de estímulo ao crescimento econômico, com desdobramentos positivos sobre o montante de receita arrecadado). Nesse

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

passo, a metodologia é criticada por guardar um viés que dificulta a aprovação de medidas tendentes a reduzir a carga tributária.

De modo a superar as inconsistências verificadas na metodologia estática, a metodologia dinâmica de cálculo do impacto fiscal oferece “estimativas do efeito de alterações tributárias sobre emprego, salários, investimento, arrecadação e produto agregado da economia” (HODGE, 201, p. 1). Para tanto, estimativas dinâmicas (ou *dynamic scoring*, na expressão em inglês)

consideram inteiramente os efeitos econômicos de políticas públicas no cálculo de seus reflexos orçamentários. Impostos e despesas do governo têm múltiplos efeitos econômicos. Indivíduos podem responder modificando seu comportamento de várias maneiras: se, e quão duro, irão trabalhar, quando deixarão o sistema educacional, o que irão comprar, quanto poupar e em que ativo, quanto irão assumir em termos de risco (...). Essas reações podem, então, desencadear efeitos adicionais, alterando oferta, demanda e preços de mercado para bens e serviços (...). Tudo isso afeta receitas e despesas do governo, de modo que é esse encadeamento de consequências que determina o custo real de alterações normativas (BOZIO, p. 3).

Assim, no exemplo anterior, se o aumento na renda disponível é gasto, o governo arrecadará imposto sobre o consumo; se o destino da renda extra for a poupança, poderá haver aumento da arrecadação com imposto sobre a renda derivada dos juros da aplicação financeira (BOZIO, 2009). Tais incrementos na receita pública irão contrabalancear, ainda que parcialmente, a perda inicial de arrecadação provocada pela redução tributária.

Em defesa da adoção de estimativas dinâmicas, Mauskopf e Reifschneider (1997) argumentam que estimativas de impacto devem, idealmente, ter como base as melhores projeções acerca das condições macroeconômicas; se mudanças na política fiscal têm efeitos previsíveis e mensuráveis sobre preços, produto e renda, estes efeitos precisam ser considerados pelos envolvidos no desenho da política. D’Amico e Lash ecoam o ponto (2015, p. 24-25):

Estimativas dinâmicas oferecem mais informações sobre qual impacto uma determinada legislação provocará – e mais informação é, normalmente, uma condição necessária para se alcançar a melhor conclusão. (...) esse argumento se espalha aos campos da eficiência, da transparência e da legitimidade governamental. Legisladores devem possuir a melhor informação a seu dispor quando tomam decisões que afetam seus eleitores.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Além do ganho informacional, a metodologia dinâmica tem a vantagem de receber o apoio de atores de diferentes espectros políticos: aqueles em favor da redução no tamanho do estado têm nela uma ferramenta útil para demonstrar os efeitos adversos do aumento de imposto, bem como os benefícios da redução de alíquotas; por outro lado, defensores de maior intervenção estatal lançam mão de estimativas dinâmicas para exibir os dividendos de medidas de apoio ao emprego e de pacotes de estímulo para auxiliar a recuperação da economia durante crises (D'AMICO e LASH, 2015).

Estimativas dinâmicas, portanto, valorizam a importância de se ter conta a reação mais geral da economia diante de mudanças na legislação tributária, melhor explicitando custos e benefícios da alteração proposta. Naturalmente, a tarefa de mensurar efeitos de segunda ordem e impactos macroeconômicos de alterações legislativas não é trivial e, como explicam D'Amico e Lash (2015, p. 24), “a exata magnitude desses efeitos é sensível a várias suposições no processo de modelagem econômica”. A subseção adiante aborda as dificuldades associadas à metodologia em questão.

4.3. Estimativas dinâmicas: minúcias e desafios

Conforme lecionam Gravelle (2007), Feldstein (2008) e D'Amico e Lash (2015), como a metodologia de estimação dinâmica considera a retroalimentação (ou *feedback*) da alteração normativa sobre condições macroeconômicas e, destarte, sobre a posição fiscal do governo, a natureza (e a magnitude) dos efeitos mensurados pode ser compartimentalizada em três óticas distintas:

1. efeitos de curto prazo, ou keynesianos, que admitem estímulo à demanda – e, por conseguinte, sobre o produto – via redução nos custos decorrente de cortes tributários. São temporários e derivam do incentivo à utilização de indivíduos e demais recursos em situação de subemprego. Referido choque sobre a demanda poderia ocorrer mesmo em uma reforma neutra do ponto de vista fiscal, desde que houvesse uma mudança na distribuição da carga tributária, reduzindo o peso da tributação sobre indivíduos de baixa renda, que têm maior propensão marginal ao consumo;

2. efeito financiamento, sobre o déficit do governo, do qual pode advir o fenômeno de *crowding out* de investimentos privados diante de uma redução de impostos financiada via

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

aumento de endividamento público. Nesse cenário, um aumento no déficit eleva o custo fiscal da alteração proposta: juros sobre a nova dívida provocam um aumento direto da despesa pública; déficits inibem investimento e reduzem o estoque de capital da economia, prejudicando o PIB no longo prazo e o nível potencial de receitas fiscais a serem extraídas do produto; déficits também aumentam a percepção de risco dos títulos públicos e, por conseguinte, os juros sobre eles incidentes, elevando o custo do serviço da dívida (GRAVELLE, 2007).

3. efeitos de longo prazo, (ou *supply side effects*), que decorrem de mudanças na oferta de trabalho, na poupança e no investimento de uma economia, em resposta à alteração tributária. Em geral, são duradouros, guardam maior magnitude e demandam mais tempo para se materializar, quando comparados a estímulos sobre a demanda (BOZIO, 2009).

Gravelle (2014, p. 5) lembra que “estes diferentes efeitos podem ser difíceis de separar (por exemplo, déficits aumentam a taxa de juros, que podem causar alterações na taxa de poupança – e isso é um efeito sobre a oferta)”. Pode-se, contudo, tentar isolar cada um dos efeitos mediante uma análise de sensibilidade do modelo adotado para examinar o caso concreto.

Além disso, e como dito, tais efeitos serão diferentemente mensurados conforme se adotem diferentes premissas na modelagem do ambiente macroeconômico. Tome-se o caso dos efeitos de curto prazo: “a efetividade – e as implicações sobre a receita – de políticas de estímulo fiscal (...) serão distintas caso se considere que se está em uma recessão ou, alternativamente, em uma expansão” (BOZIO, 2009, p. 12), de maneira que o nível de inflação e o estado da economia são importantes no processo de estimação do impacto fiscal. Isso significa que uma mesma alteração normativa pode acarretar impactos distintos, conforme o momento em que a mudança é proposta. Mais que isso: caso o ambiente econômico experimente evoluções relevantes entre a proposição e a aprovação da medida, a estimativa elaborada ao início do processo sofrerá perda de precisão decorrente da utilização de cenário extemporâneo.

Há que se considerar, ainda, qual será a reação de outros agentes formuladores de políticas, em diferentes esferas de poder ou espectros de atuação; nesse particular, é especialmente importante a decisão da autoridade monetária diante da inovação normativa. Como explica Gravelle (2014, p. 16):

a magnitude, e mesmo a existência, do efeito advindo de um estímulo, no curto prazo, depende das hipóteses sobre o comportamento do banco central do país. A autoridade monetária pode adotar

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

medidas para compensar o estímulo fiscal, contraindo a base monetária ou, noutro sentido, neutralizar um aperto fiscal expandindo a oferta de moeda para manter o produto constante. Ela também pode acomodar a mudança, mantendo as taxas de juros constantes, recrudescendo o estímulo ou a contração fiscal ou, ainda, adotar uma solução intermediária. Se, contudo, o banco central tiver uma meta para o produto, a política fiscal seria meramente mais um fator a ser contrabalanceado, e cortes ou aumentos em tributos não afetariam o PIB.

Feldstein (2008, p. 3) arremata: “o possível efeito de um estímulo fiscal oriundo de uma alteração tributária deve ser examinado caso a caso, examinando-se a provável reação do banco central à mudança proposta”.

Em se tratando do efeito financiamento, é primordial a definição sobre de que forma – e em quanto tempo – a perda orçamentária será recomposta, no caso de um corte de impostos. O resultado estimado de uma redução de receita financiada pelo aumento da base tributária, ou redução equivalente em despesas públicas, será distinto daquele em que o cálculo assumiu um aumento do déficit do governo como decorrência da mudança. Gravelle (2007, p. 3) esclarece o ponto:

uma redução tributária pode ser financiada por aumento do déficit (caso em que haveria um estímulo econômico), por uma redução compensatória de despesas (o que, provavelmente, teria leve efeito contracionista) ou por um aumento em outros tributos. (...) [No curto prazo] qualquer análise que admite a existência de um estímulo assume implicitamente que o corte de tributos foi financiado via aumento da dívida.

Por fim, efeitos de longo prazo são fortemente dependentes dos parâmetros adotados na modelagem. Como explicado anteriormente, as mudanças econômicas permanentes advindas de alterações tributárias derivam da resposta comportamental dos agentes em relação à oferta de trabalho e à poupança, bem como da possibilidade de substituição entre trabalho e capital. Tais respostas, por seu turno, variam de acordo com o salário líquido após impostos, com a taxa de retorno do capital, e com as elasticidades da poupança, da oferta de trabalho, e da substituição entre fatores (GRAVELLE, 2007). De se ver, portanto, que a magnitude escolhida para as elasticidades em questão, no processo de calibragem do modelo, goza de papel não desprezível na definição do impacto fiscal calculado de acordo com a metodologia dinâmica de estimação.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Bozio (2009) aponta outras fontes de incerteza relacionadas à modelagem de estimativas dinâmicas:

a) grau de abertura econômica: implicações macroeconômicas de equilíbrio geral são afetadas por um contexto marcado por alto grau de mobilidade de bens, pessoas e capital; preços determinados em um mercado global podem ser pouco afetados por políticas internas de países relativamente pequenos, com pouca relevância para o comércio global;

b) expectativas: a capacidade dos agentes econômicos em antever os desdobramentos futuros decorrentes da mudança normativa é crítica na determinação de seu comportamento e, portanto, dos efeitos sobre a arrecadação;

c) multiplicador fiscal: a magnitude e a direção do multiplicador fiscal em uma economia são determinantes para a previsão do impacto fiscal de medidas tributárias no curto prazo;

As dificuldades acima apontadas não devem, contudo, obstaculizar o avanço metodológico no sentido da adoção de estimativas dinâmicas. Com efeito, não se deve rejeitar todo o corpo teórico e empírico a favor do método em razão da complexidade envolvida na tarefa. Como assevera Auerbach (2005, p. 423), “os atuais métodos de análise econômica e modelagem avançaram (...) para o desenvolvimento de uma nova geração de sofisticados modelos” – ferramental esse capaz de aferir a magnitude da resposta dos agentes econômicos e seus efeitos sobre a arrecadação. Ademais, Williams, (2015, p. 1) anota que “há incerteza mesmo sobre o efeito estático de uma proposta”. Assim, os custos adicionais impostos pela metodologia dinâmica são justificáveis “caso a estimativa dinâmica seja de ordem de magnitude ou de direção diferente daquela elaborada de modo convencional” (D’AMICO e LASH, 2015, p. 35).

Uma abordagem possível que, em certa medida, busca conciliar a utilidade da informação produzida e os desafios em tela, é que a estimação dinâmica seja requerida apenas em casos emblemáticos, a exemplo do que ocorre no caso norte-americano: o Regimento Interno da Câmara dos Deputados (*Rules of the House of Representatives*) daquele país estabelece que estimativas apresentadas ao Congresso pelo *Congressional Budget Office* (CBO) devem incorporar, “na medida do possível, efeitos orçamentários de mudanças no produto, no emprego, no estoque de capital e em outras variáveis macroeconômicas”, em virtude da alteração legislativa em exame (U.S.A., 2015, p. 28); a realização de estimativas dessa natureza

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

é requerida sempre que o impacto orçamentário em um exercício financeiro, mensurado pelo método estático, for igual ou superior a 0,25% do PIB do projetado para o respectivo ano.

Há, por outro lado, um obstáculo mais concreto que tende a diminuir a importância prática da metodologia dinâmica de estimação do impacto de alterações tributárias: trata-se da exígua janela temporal imposta pela legislação para o cômputo – e neutralização – dos efeitos fiscais da mudança normativa.

Rememore-se que, a teor do art. 14 da LRF, a estimativa de impacto orçamentário-financeiro deve ser apresentada com relação ao exercício financeiro em que a medida deva iniciar sua vigência, bem como para os dois anos subsequentes. O mesmo art. 14, inc. II, determina, ademais, que são mandatórias as medidas de compensação voltadas à manutenção da neutralidade fiscal – o produto de tais medidas deve, também, materializar-se no mesmo período. Os dispositivos, então, impõem uma rigidez para o caso de renúncia de receita, isto é, que a elaboração de estimativa não considere qualquer estímulo advindo do efeito financiamento explicado acima – dada a obrigatoriedade de preservação do resultado fiscal. Restaria considerar, portanto, eventuais efeitos de curto e longo prazo.

Nessa situação – alteração tributária neutra do ponto de vista fiscal –, “efeitos sobre a demanda, no curto prazo, (...) são insignificantes” (GRAVELLE, 2007, p. 3), não sendo apropriado considerá-los diante de alterações permanentes na política tributária (GRAVELLE, 2014).

O foco, assim, recai sobre os efeitos de longo prazo, no lado da oferta da economia. Referiu-se anteriormente que efeitos de longo prazo derivam de alterações na oferta de trabalho, na poupança, e na produtividade dos fatores da economia. A lentidão na resposta da oferta agregada reflete, então, a dificuldade de se modificar tais vetores. Mauskopf e Reifschneider (1997, p. 631) esclarecem com maior vagar:

Por exemplo, mudanças em políticas governamentais de apoio à educação e pesquisa podem alterar a taxa de progresso tecnológico – mas isso ocorre lentamente, dado o tempo necessário ao desenvolvimento dos novos produtos. Similarmente, enquanto o governo pode influenciar o nível de estoque de capital mediante gastos em infraestrutura, incentivos fiscais (...), o processo de acumulação de capital é, por natureza, vagaroso. Baseado em estimativas sobre a função de produção agregada, um aumento do PIB potencial de 1% demandaria uma elevação de 3% no estoque de capital. Um aumento do estoque de capital de tal monta, em um ano, necessitaria de um acréscimo

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

de 30% no nível de investimento – algo dificilmente crível, uma vez que a elaboração de novos planos de investimento, a instalação de novas plantas e a entrada em operação do maquinário demandam tempo considerável. Finalmente, embora seja teoricamente possível alterar a oferta de trabalho agregada rapidamente, via mudanças na taxa de retorno do trabalho após impostos, persistência de hábitos, custos de ajustamento e restrições institucionais tornam provável que tais efeitos se manifestem ao longo de um período mais prolongado de tempo.

No mesmo sentido:

indivíduos se adaptam diante de mudanças nas condições econômicas dadas pela tributação (...). A adaptação ao novo ambiente econômico usualmente acontece de modo suave, e é caracterizada por certo intervalo de tempo até que o processo esteja completo. Devido a isso, é evidente que a influência, ou o impacto, de impostos pode ser defasado (MACEK, 2014, p. 321).

Surge, então, o problema do descasamento entre o horizonte temporal em que os efeitos econômicos serão observados e o período de três anos iniciais que guia o exame de adequação e compatibilidade fiscal da mudança proposta. Assim, o sistema de controle fiscal vigente acaba por favorecer uma visão de curto prazo sobre os reflexos da mudança normativa, desconsiderando desdobramentos de mais longo prazo sobre o ambiente econômico, que poderiam ser mensurados pela metodologia dinâmica de estimação de impacto. Com efeito, legisladores são levados a decidir em meio a um regramento que ignora as consequências macroeconômicas permanentes da norma e concentra-se em eventuais impactos imediatos da medida. Reforça-se, no processo legislativo, o viés que desestimula a produção de regras tributárias voltadas à promoção de eficiência e crescimento econômico – ou, por outra abordagem, que incentiva uma produção legislativa prejudicial ao desenvolvimento.

A legislação destinada a promover melhorias de longo prazo no estado geral da economia “não será avaliada de maneira favorável pelo método convencional de estimação e, portanto, será alvo de grande oposição do ponto de vista orçamentário” (D’AMICO e LASH, 2015, p. 26). Contudo, como lembra Mankiw (2018, p. 1), “embora a avaliação congressional examine, usualmente, o período de cinco ou dez anos à frente (...) temos que nos preocupar como as políticas afetam a próxima geração, e não apenas a próxima eleição”.

Diante desse contexto, o presente estudo busca oferecer contribuição no sentido de explicitar a potencial disparidade entre os valores derivados de estimativas de impacto, conforme a metodologia adotada, e as consequências naturais decorrentes de tais discrepâncias. Para tanto, recorreu-se a modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE, na sigla em inglês), estilizado e calibrado para a economia brasileira, cujo detalhamento é apresentado na seção adiante.

5 MODELO

Uma vez superada a exposição conceitual sobre diferenças metodológicas envolvidas na elaboração de estimativas estáticas e dinâmicas, incertezas e desafios envolvidos; depois de apontadas as limitações que o sistema normativo de controle fiscal impõe ao processo de estimação de impacto fiscal, esta seção dedica-se a detalhar o modelo adotado para empreender simulações que permitem quantificar as diferenças no resultado do cálculo do impacto, oferecendo evidência de que o método escolhido tem reflexo não desprezível sobre o processo de elaboração e aprovação da norma tributária.

Preliminarmente, é útil recorrer ao auxílio de Gravelle (2014), que apresenta quatro categorias de modelos econômicos passíveis de uso na tarefa de elaboração de estimativas dinâmicas de impacto fiscal:

1. modelos de curto prazo, também referidos como modelos IS-LM, tipicamente utilizados para antever a magnitude do estímulo sobre a demanda agregada, no curto prazo; não preveem efeitos financiamento ou de longo prazo;
2. modelos neoclássicos de crescimento (ou modelos de Solow): assumem pleno emprego e não incorporam efeitos de curto prazo, embora possam prever reflexos decorrentes de variações no déficit público e nos determinantes da oferta agregada, no longo prazo;
3. modelos de crescimento intertemporal, em que indivíduos alocam lazer e consumo ao longo do tempo, com mudanças na oferta de trabalho e na poupança como *drivers* de mudanças na oferta da economia; capturam apenas efeitos de sobre a oferta, uma vez que

também assumem pleno emprego e, além disso, neutralidade fiscal (a valor presente) da alteração da política em estudo;

4. modelos híbridos, que combinam efeitos de estímulos no curto prazo com modelos de crescimento (por exemplo, uma associação entre um modelo IS-LM e um modelo de Solow); admitem desemprego via rigidez salarial.

Do *menu* em questão, tendo em conta os objetivos do presente estudo, adotou-se um modelo de crescimento intertemporal. Mais especificamente, conforme Chacón (2016), lançou-se mão de modelo DSGE para uma economia fechada – assumindo-se, então, ausência de fluxo internacional de capitais e equilíbrio entre oferta e demanda no curto e longo prazos, com preços ajustando-se a tais circunstâncias. A escolha por tal classe de modelo justifica-se pela aderência da ferramenta ao experimento conduzido, uma vez que modelos DSGE permitem a realização de simulações e posterior análise de efeitos de mudanças na política, a partir de reações comportamentais de agentes econômicos dotados de expectativas racionais. Os blocos que compõem o modelo são explicitados nas subseções a seguir.

5.1. Famílias

Na economia modelo, cada família – ilustrada por um agente representativo – maximiza sua utilidade (U) escolhendo sequências de consumo (C_t) e lazer ($1 - L_t$), consoante a seguinte forma funcional:

$$U(C_t, 1 - L_t) = \gamma \log C_t + (1 - \gamma) \log(1 - L_t) \quad (1)$$

onde o parâmetro γ ($0 < \gamma < 1$) indica a proporção de consumo privado em relação à renda total. A restrição orçamentária é dada por

$$(1 + \tau_t^c)C_t + S_t = (1 - \tau_t^l)W_tL_t + (1 - \tau_t^k)R_tK_t + G_t \quad (2)$$

em que τ_t^c , τ_t^l e τ_t^k representam impostos sobre consumo, renda do trabalho e renda do capital, respectivamente, com alíquotas assumidas constantes, podendo ser interpretadas como alíquotas marginais médias; S_t equivale à poupança, W_t é o salário, L_t a fração de tempo dedicada ao trabalho, R_t a taxa de retorno do capital e K_t o estoque privado desse capital; finalmente, G_t são transferências do governo recebidas pelos consumidores.

A equação (3) representa a lei de movimento do capital:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (3)$$

Denota-se por δ a taxa de depreciação do capital – considerada dedutível nesse sistema tributário – e por I_t o investimento bruto do período.

Nesse contexto, do problema de maximização da família, sujeito à restrição orçamentária exibida em (2), resultam as condições de primeira ordem em relação a consumo, trabalho e capital:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_t} : \gamma \frac{1}{c_t} : - \lambda_t(1 - \tau_t^c) = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_t} : - (1 - \gamma) \frac{1}{1 - L_t} : - \lambda_t(1 - \tau_t^l)W_t = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K_t} : \beta^t \lambda_t [(1 - \tau_t^k)(R_t - \delta) + 1] - \lambda_{t+1} \beta^{t-1} = 0 \quad (6)$$

β é a taxa de desconto do consumidor e $\beta^t \lambda_t$, o multiplicador de Lagrange associado à restrição orçamentária no período t .

5.2. Firms

Firms alugam capital e empregam trabalho com o objetivo de maximizar o lucro em cada período, tomando os preços dos fatores como dados. A seguinte função de produção, do tipo Cobb-Douglas, com retornos constantes de escala, denota o produto total da economia no período t :

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (7)$$

onde A_t é uma medida da produtividade total de fatores, e $0 < \alpha < 1$, a participação do capital na produção.

O problema de maximização da firma é

$$\max_{(K_t, L_t)} \Pi_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - R_t K_t - W_t L_t \quad (8)$$

com as seguintes condições de primeira ordem:

$$\frac{\partial \Pi_t}{\partial K_t} : R_t - \alpha A_t K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \Pi_t}{\partial L_t} : W_t - (1 - \alpha) A_t K_t^\alpha L_t^{-\alpha} = 0 \quad (10)$$

5.3. Governo

O governo obtém recursos mediante a cobrança de impostos sobre consumo, renda do trabalho e renda do capital; por simplicidade, considera-se que as receitas públicas retornam à economia na forma de uma sequência exógena de transferências do tipo *lump-sum* (G_t); assume-se, ainda, que o orçamento do governo é equilibrado a cada período, seguindo a dinâmica abaixo:

$$\tau_t^c C_t + \tau_t^l W_t L_t + \tau_t^k (R_t - \delta_k) K_t = G_t \quad (11)$$

5.4. Equilíbrio

Combinando-se as condições de equilíbrio para firmas e famílias, tem-se que:

$$\frac{(1+\tau_t^c)C_t}{(1+\tau_{t-1}^c)C_{t-1}} = \beta[(1 - \tau^k)(\alpha A_t K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} - \delta) + 1] \quad (12)$$

$$\frac{C_t}{1-L_t} = \frac{\gamma}{(1-\gamma)} \frac{(1-\tau_t^l)}{(1+\tau_t^c)} (1 - \alpha) A_t K_t^\alpha L_t^{-\alpha} \quad (13)$$

Por fim, a restrição agregada de recursos da economia deve ser satisfeita:

$$C_t + I_t = Y_t \quad (14)$$

5.5. Calibração

O conjunto de parâmetros estruturais do modelo foi calibrado de acordo com estudos anteriores aplicados à economia brasileira, quando disponíveis. O fator de desconto

intertemporal (β) seguiu Areosa e Coelho (2015); a taxa de depreciação (δ), o parâmetro tecnológico (α) e o parâmetro de preferências sobre o consumo (γ) foram obtidos de Chacón (2016); por fim, as alíquotas tributárias sobre consumo, renda do trabalho e renda do capital são taxas médias efetivas calculadas por Almeida *et al* (2017) – nesse particular, após as simulações, a carga tributária total derivada de tais alíquotas médias equivaliu a 38,4% do PIB, diante dos 32,4% efetivamente observados em 2017 (BRASIL, 2018b). A tabela 1 adiante sumariza o exposto.

Tabela 1 - Calibração

Parâmetro	Valor
α	0.350
β	0.970
δ	0.060
γ	0.450
τ^c	0.219
τ^l	0.286
τ^k	0.194

Fonte: Elaboração própria

5.6. Estimação dos impactos de alterações tributárias

Para ilustrar a discrepância entre os valores de estimativas de impacto conforme a metodologia escolhida adotou-se como estratégia a simulação de choques permanentes, dentro do *framework* apresentado acima, sobre as alíquotas médias dos impostos sobre consumo, sobre a renda do trabalho e sobre a renda do capital; em um primeiro exercício, cada um dos referidos tributos experimentou perturbação relativa de magnitude da ordem de 10% em suas respectivas alíquotas, observando-se a trajetória de variáveis macroeconômicas de interesse; a segunda simulação partiu de estimativas estáticas calculadas em R\$ 50 bilhões para cada tributo,

parametrizando-se a queda nas alíquotas médias de modo a comparar os efeitos fiscais e econômicos derivados do choque. Os resultados são exibidos no capítulo adiante.

6 RESULTADOS

Neste capítulo comentam-se os resultados da simulação empreendida com o uso do modelo descrito na seção anterior. A primeira subseção apresenta as conclusões alcançadas diante do choque de 10% nas alíquotas médias de cada tributo. Posteriormente, exibe-se a comparação entre os cálculos derivados das distintas metodologias, diante de um impacto (perda) estático calculado em R\$ 50 bilhões.

6.1. Redução de 10% nas alíquotas médias dos tributos

Ao final do capítulo apresenta-se figura que ilustra os efeitos do choque permanente nas alíquotas médias dos tributos sobre consumo, renda do capital e renda do trabalho. A economia experimenta uma transição entre o estado anterior à mudança e o novo equilíbrio: as reduções de alíquotas sobre renda do trabalho e do capital induzem alterações na oferta de trabalho e na taxa de poupança, respectivamente, o que afeta o produto da economia e o estoque de capital nos períodos subsequentes; a perturbação no nível do estoque de capital, por seu turno, modifica as taxas de retorno sobre capital e trabalho (salários) e provoca novo ajustamento na taxa de poupança e na oferta de trabalho – esse processo repete-se até atingido o novo estado estacionário, em que o PIB é mais elevado⁸⁹.

⁸⁹ Naturalmente, pode-se antever movimento inverso caso fossem elevadas as alíquotas tributárias: um aumento da tributação sobre renda do trabalho, por exemplo, pode acarretar elevação dos custos trabalhistas, levando à substituição de trabalho por capital, o que reduz a produtividade marginal deste último; no longo prazo, então, observa-se aumento no desemprego e desaceleração no crescimento da economia, ao lado de maior pressão sobre despesas públicas associadas a políticas de desemprego, deteriorando a posição fiscal do Estado.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

No caso da redução da alíquota da tributação sobre consumo, há aumento do poder de compra da renda disponível das famílias, o que equivale a um aumento do retorno sobre o trabalho; observam-se maiores níveis na oferta de trabalho, no investimento e no consumo – resultando, portanto, em impacto positivo sobre o produto da economia no longo prazo. As variações percentuais sobre o produto, atingido o novo equilíbrio, são detalhadas na tabela adiante:

Tabela 2: Efeitos de longo prazo sobre o PIB derivados de reduções em alíquotas

Variável	Consumo (τ^c)	Renda do Trabalho (τ^l)	Renda do Capital (τ^k)
PIB (Y)	1,25%	2,88%	0,66%

Fonte: Elaboração própria

No que concerne ao impacto sobre a receita pública, parametrizando-se os resultados conforme o PIB brasileiro em 2018, notam-se diferenças relevantes no valor obtido quando comparados os métodos de estimação estático e dinâmico, conforme tabela a seguir:

Tabela 3: Impactos estáticos e dinâmicos derivados da redução de alíquotas

Tributo	Metodologia Estática		Metodologia Dinâmica	
	%PIB	R\$ bilhões	%PIB	R\$ bilhões
Consumo (τ^c)	-1,7%	-114,0	-1,2%	-83,5
Renda do Trabalho (τ^l)	-1,9%	-130,0	-0,8%	-57,5
Renda do Capital (τ^k)	-0,3%	-17,9	-0,1%	-5,6

Fonte: Elaboração própria

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Observa-se que os valores resultantes da estimativa dinâmica, em termos de perda de arrecadação, são sempre inferiores ao calculado via método convencional: equivalem a 73,3%, 44,2% e 31,6% do montante estático para queda de 10% na tributação sobre consumo, renda do trabalho e renda do capital, respectivamente. Tais diferenças provém, justamente, do efeito *feedback* resultante da resposta comportamental dos agentes econômicos, que acarreta ganhos de arrecadação em virtude de um PIB mais elevado – fato que acaba por compensar, parcialmente, a perda de receita inicialmente prevista em um cenário de produto constante. O experimento, portanto, confirma o viés apontado pela literatura (MITCHELL, 2002; AUERBACH, 2005; FELDSTEIN, 2008; D'AMICO e LASH, 2015), no sentido de que estimativas estáticas superestimam a perda de receita decorrente de cortes em tributos, dificultando a aprovação de medidas tendentes a reduzir a carga tributária.

Adicionalmente, conforme ilustra a figura 1 ao final do capítulo, a retomada parcial da trajetória da receita não se completa nos três primeiros períodos após o choque, demandando cerca de 30 períodos para atingir patamar próximo à estabilidade do novo equilíbrio. É dizer: embora a perda de arrecadação decorrente da redução tributária seja recuperada, em parte, a partir do maior crescimento econômico, tal fenômeno não ocorre no curto prazo – o que é natural, dado que alterações na oferta de trabalho, na poupança e na produtividade dos fatores da economia ocorrem de modo suave e demandam tempo para se materializar em sua inteireza.

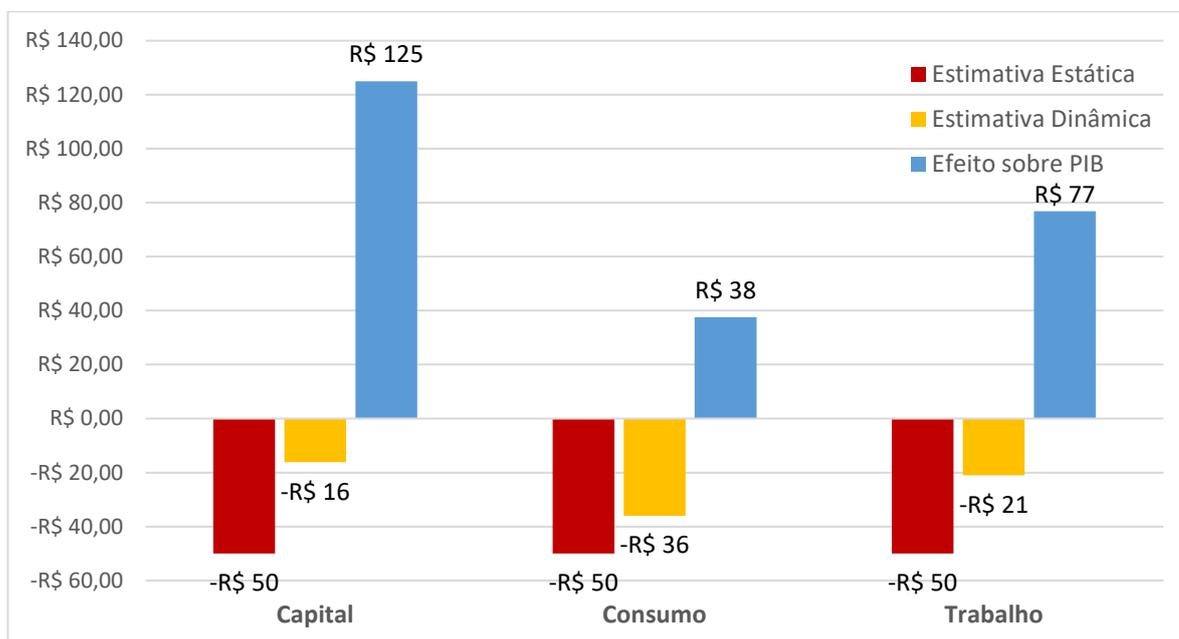
Nesse passo, evidencia-se o problema referido anteriormente, de descasamento entre o horizonte temporal requerido para a plena concretização dos efeitos econômicos decorrentes da alteração tributária e o período de três anos iniciais que, conforme exigência do sistema normativo vigente, guia o exame de compatibilidade fiscal da proposta. O viés acima mencionado – que surge da adoção da metodologia estática no processo de estimação de impacto – acaba reforçado pelo desenho legal que impõe miopia ao processo decisório, desestimulando a edição de regras tributárias voltadas à promoção de eficiência e crescimento econômico.

Diante de tais constatações, e de modo a internalizar no processo decisório o ganho informacional derivado do processo dinâmico de estimação de impacto, a apresentação de referidas estimativas de mais longo prazo como informações suplementares ajudaria, então, a contornar a rigidez normativa do sistema de controle fiscal, garantindo, ao mesmo tempo, que os atores-chave tenham, a seu alcance, a melhor informação disponível.

6.2. Perda estática de R\$ 50 bilhões

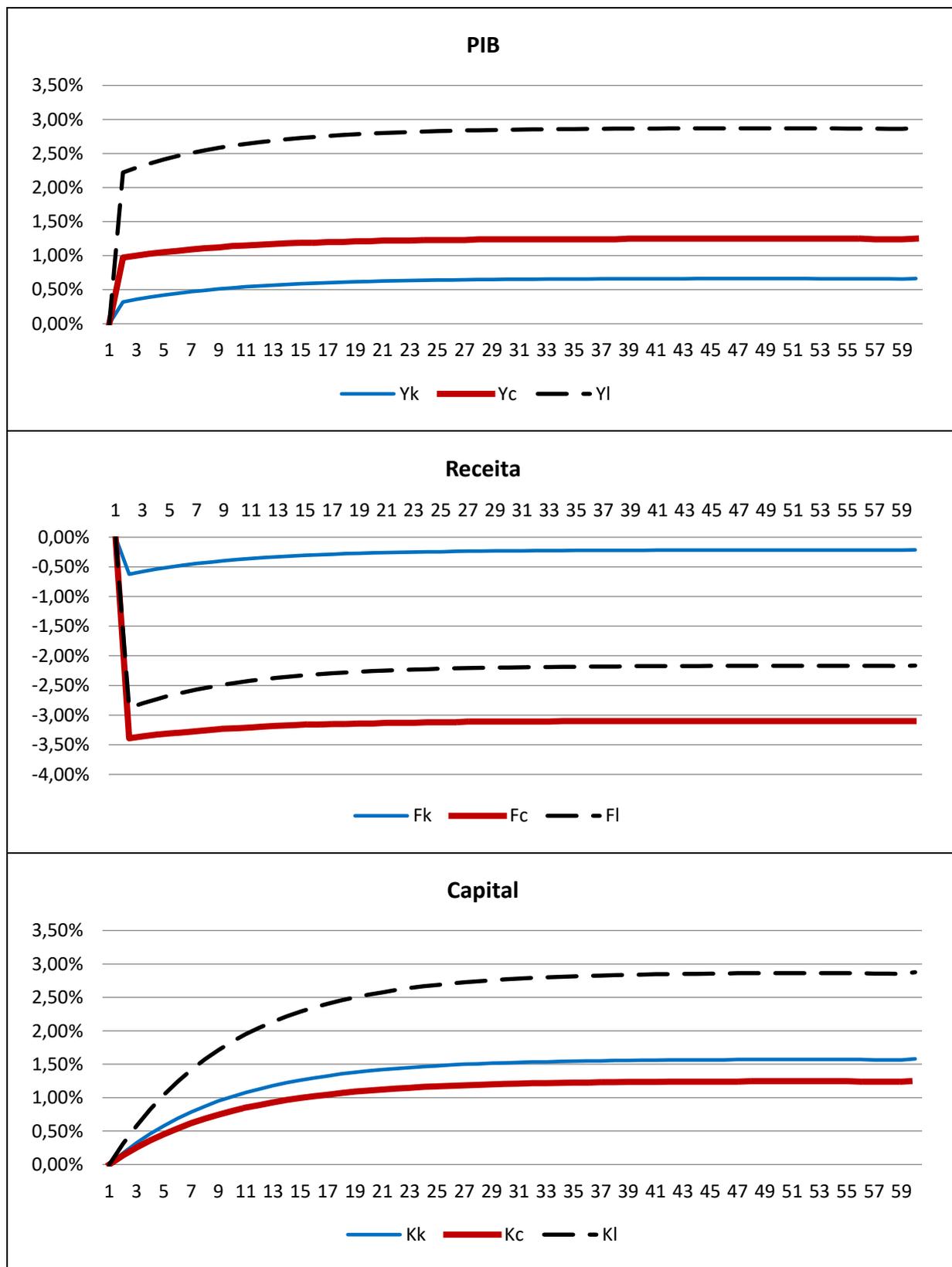
Diferentemente do procedimento adotado na subseção anterior – quando foi estipulada uma redução arbitrária nas alíquotas dos tributos sobre consumo, renda do trabalho e renda do capital –, a presente simulação partiu da premissa de que a perda de arrecadação deveria limitar-se a R\$ 50 bilhões (por razões de espaço fiscal, digamos), calculados segundo a metodologia convencional. As reduções nas alíquotas de cada tributo foram então calibradas para que o resultado estático do cálculo perfizesse referido montante. Segundo o método estático de estimação do impacto, as novas alíquotas médias seriam, assim, 20,9% para tributação incidente sobre consumo, 27,5% sobre renda do trabalho e 14% sobre renda do capital. De posse de tais números, procedeu-se exercício de simulação mediante o uso do modelo de equilíbrio geral descrito anteriormente, com vistas a obter as estimativas dinâmicas derivadas de alterações tributárias com tais magnitudes. Assim concebido, o exercício permite a comparação, com clareza, das distintas consequências fiscais e econômicas, conforme o caminho (tributo e método) que se deseje tomar, além de ressaltar a deficiência do método estático em diferenciar, via impacto fiscal, as diversas alternativas de alteração tributária. O gráfico 1 ilustra os resultados:

Gráfico 1: Impactos sobre receita e PIB
conforme método e base de incidência (R\$ bilhões)



Novamente, e como esperado, é possível perceber que o cálculo dinâmico indica uma menor perda de arrecadação em todos os cenários. Mais importante, conclui-se que, partindo-se de uma mesma base, isto é, limitando-se as perdas de arrecadação a R\$ 50 bilhões (desconsiderado o efeito *feedback*), a redução tributária sobre a renda do capital provoca o maior ganho em termos de crescimento econômico, adicionando R\$ 125 bilhões (1,81%) ao PIB de equilíbrio; os cortes de alíquotas na tributação sobre renda do trabalho e sobre consumo elevam o PIB em R\$ 77 bilhões (1,11%) e R\$ 37 bilhões (0,54%), respectivamente. Os resultados confirmam estudos empíricos presentes na literatura, que dão conta ser a tributação sobre capital a mais danosa para o crescimento econômico, seguida por impostos sobre renda do trabalho e, por fim, sobre consumo das famílias (JOHANSON *et al.*, 2008).

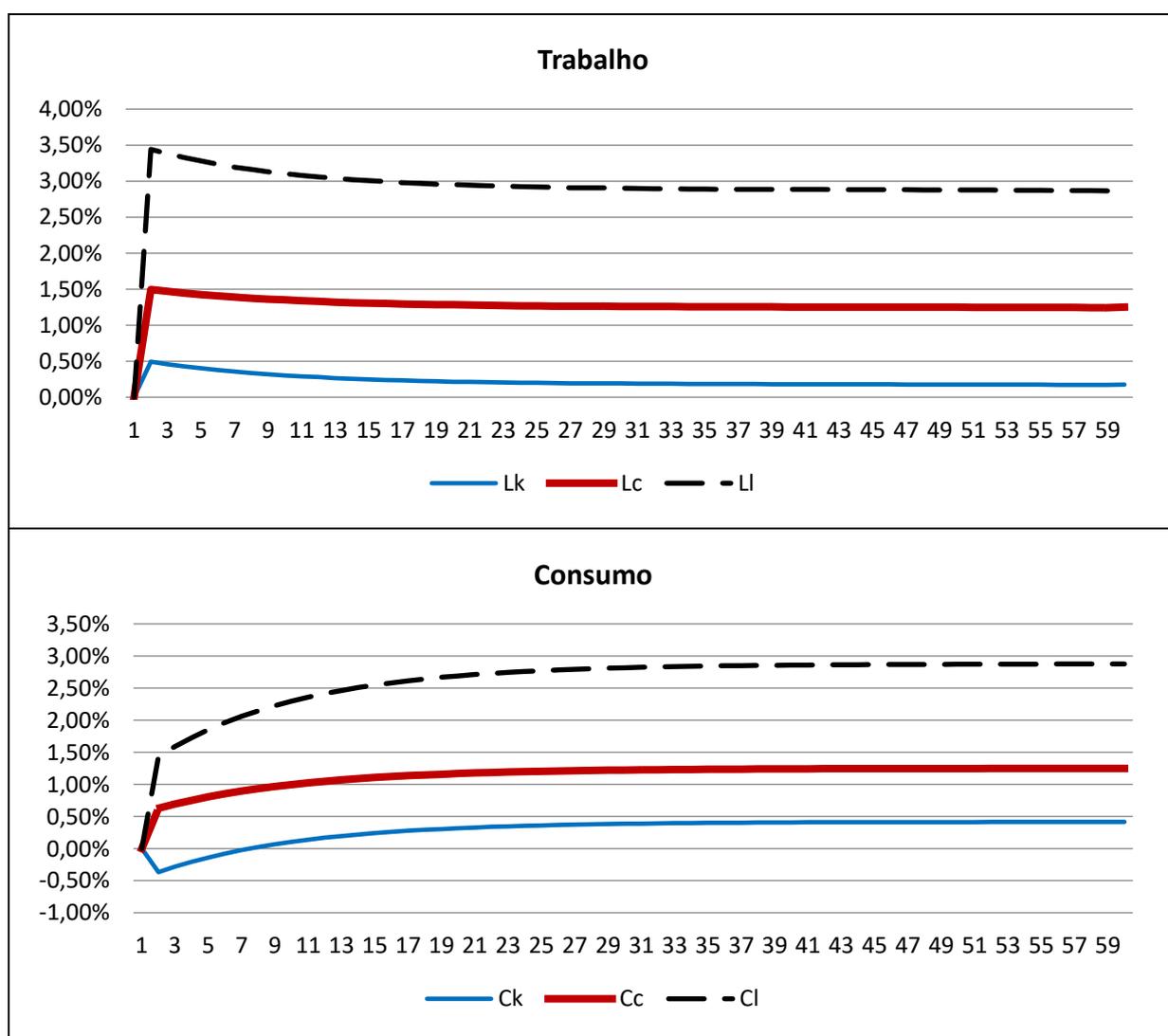
Figura 1: Trajetória de transição ao novo equilíbrio após choque

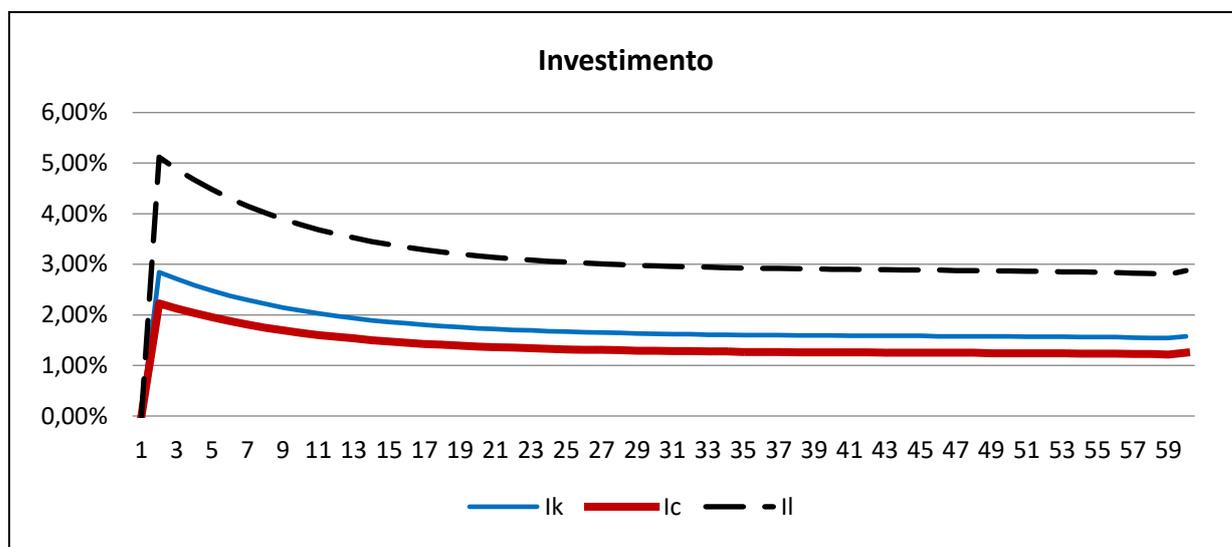


Nota: desvio (%) em relação ao estado estacionário pré-reforma; “k, c, l” designam as variáveis de interesse após choque na alíquota média da tributação sobre renda do capital, consumo e renda do trabalho, respectivamente.

(continua...)

Figura 1: Trajetória de transição ao novo equilíbrio após choque





Nota: desvio (%) em relação ao estado estacionário pré-reforma; “k, c, l” designam as variáveis de interesse após choque na alíquota média da tributação sobre renda do capital, consumo e renda do trabalho, respectivamente.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O sistema tributário é um componente essencial no desenho, implementação, e consecução dos objetivos da política de desenvolvimento de uma nação. Tendo em conta essa premissa – que possui larga aceitação teórica e empírica na pesquisa econômica –, o presente estudo buscou sublinhar os potenciais ganhos que a incorporação de estimativas dinâmicas traz ao processo de decisão, no contexto de alterações tributárias que acarretam perdas de receitas fiscais.

Especificamente, propôs-se uma comparação entre as metodologias de cálculo estática e dinâmica – ambas passíveis de uso quando da elaboração de estimativas de impacto fiscal – de modo a destacar possibilidades, limites e consequências advindas da escolha por um dos citados métodos, no intuito de contribuir com o aperfeiçoamento do sistema de controle fiscal vigente no país. Para levar a termo referido objetivo, fez-se uso de modelo de equilíbrio geral estilizado e calibrado para a economia brasileira; a ferramenta permitiu a realização de simulações, na forma de choque permanentes sobre as alíquotas médias dos tributos sobre consumo, sobre a renda do trabalho e sobre a renda do capital, com posterior observação da

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

trajetória e magnitude das perturbações causadas sobre variáveis macroeconômicas de interesse.

Os resultados obtidos alinham-se a conclusões encontradas na literatura, indicando que estimativas estáticas, ao superestimar perdas de arrecadação diante de cortes de impostos, dificultam a aprovação de medidas voltadas à redução da carga tributária, imprimindo um viés sobre o sistema de controle do equilíbrio fiscal: os valores resultantes da estimativa dinâmica, em termos de perda de arrecadação, são sempre inferiores ao calculado via método convencional – equivalem a 73,3%, 44,2% e 31,6% do montante estático para queda de 10% das alíquotas médias dos tributos sobre consumo, sobre a renda do trabalho e sobre a renda do capital, respectivamente.

Também em convergência com estudos anteriores, demonstrou-se que estimativas dinâmicas permitem capturar e diferenciar os efeitos positivos que reduções da carga tributária, conforme a base de incidência, trazem sobre estoque de capital, oferta de trabalho, consumo e investimento agregados da economia, o que resulta em um maior crescimento econômico no longo prazo. Com efeito, cálculos derivados de citada metodologia (limitando-se a perda máxima de arrecadação a R\$ 50 bilhões, segundo a abordagem estática) apontam que a redução tributária sobre a renda do capital provoca o maior ganho em termos de crescimento econômico, adicionando R\$ 125 bilhões (1,81%) ao PIB de equilíbrio; os cortes de alíquotas na tributação sobre renda do trabalho e sobre consumo elevam o PIB em R\$ 77 bilhões (1,11%) e R\$ 37 bilhões (0,54%), respectivamente.

Não obstante os ganhos acima apontados, a pesquisa evidenciou que a exígua janela temporal (três anos) imposta pela legislação para o cômputo e neutralização dos efeitos fiscais da alteração tributária causa um problema de descasamento entre o horizonte temporal requerido para a plena concretização dos efeitos econômicos decorrentes da inovação normativa e o paradigma que guia o exame de compatibilidade orçamentária da proposta. O viés que surge da adoção da metodologia estática no processo de estimação de impacto acaba, assim, reforçado pelo desenho legal que impõe miopia ao processo decisório, desestimulando a edição de regras tributárias voltadas à promoção de eficiência e crescimento econômico.

No momento em que a discussão sobre a reforma tributária ganha novamente espaço no debate nacional, é ainda mais relevante ter clareza sobre as consequências extrafiscais

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

que alterações no sistema podem trazer à economia do país; paralelamente, a esmerada mensuração dos reflexos fiscais da alteração normativa é essencial no processo de viabilização mesma da mudança, especialmente tendo em conta o desequilíbrio das contas públicas observado nos anos recentes. Apesar das dificuldades apontadas, estimativas dinâmicas contribuem decisivamente nesse sentido e, por essa razão, deve-se avançar na adoção de referida prática, qualificando o debate e a decisão política no país.

8. REFERÊNCIAS

Adam, S.; Bozio, A. **Dynamic Scoring**. OECD Journal on Budgeting, vol. 2009/2. 2009.

Almeida, D. P. B. **Impactos Econômicos e Fiscais da Atuação do Congresso Nacional: o caso da Reforma Trabalhista à luz de um Modelo DSGE**. In: XXII Prêmio Tesouro Nacional 2017: Finanças Públicas: coletânea de monografias premiadas. Ministério da Fazenda, Secretaria do Tesouro Nacional. Brasília-DF, 2018.

Almeida, V.; Divino, J. A.; Gadelha, S. R. B.; Maranhão, A. **Alíquotas Tributárias Efetivas Médias para a Economia Brasileira: Uma Abordagem Macroeconômica**. Revista Brasileira de Economia, v. 71, n. 2, p. 153-175. Mar-Jun. 2017.

Areosa, W. D.; Coelho, C. A. **Utilizando um modelo DSGE para avaliar os efeitos macroeconômicos dos recolhimentos compulsórios no Brasil**. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 45, n. 3, p. 407-435. Dez. 2015.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Auerbach, A. J. **Dynamic Revenue Estimation**. Journal of Economic Perspectives, vol. 10, n. 1, p, 141-157. Winter, 1996.

_____. **Dynamic Scoring: An Introduction to the Issues**. American Economic Review, v. 95, (2), p. 421-425. 2005.

Blanchard, O.; Perotti, R. **An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output**. National Bureau of Economic Research. Working Paper 7269. July 1999.

BRASIL. Ministério do Orçamento e Gestão, Ministério da Fazenda, Ministério da Previdência e Assistência Social. **Exposição de Motivos Interministerial n. 106, de 13 de abril de 1999**. Submete à consideração do Presidente da República Projeto de Lei Complementar que estabelece o regime de gestão fiscal responsável; dispõe sobre os princípios fundamentais e normas gerais das finanças públicas, conforme o art. 163 da Constituição; regula o art. 169 da Constituição e altera a Lei Complementar 64. de 18 do maio de 1990. Brasília, Distrito Federal, 1999.

_____. **Lei Complementar n. 101, de 4 de maio de 2000**. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Brasília, Distrito Federal. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/lcp101.htm. Acesso em: 29 jul. 2019 (2000).

_____. Constituição (1988). **Emenda Constitucional n. 95, de 15 de dezembro de 2016**. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para instituir o Novo Regime Fiscal, e dá outras providências. Brasília, Distrito Federal. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc95.htm. Acesso em: 31 ago. 2019 (2016).

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

_____. **Lei n. 13.707, de 14 de agosto de 2018.** Dispõe sobre as diretrizes para a elaboração e execução da Lei Orçamentária de 2019 e dá outras providências. Brasília, Distrito Federal. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2018/lei/L13707.htm. Acesso em: 29 jul. 2019. (2018).

_____. Ministério da Fazenda. Receita Federal do Brasil. **Carga Tributária no Brasil – 2017: Análise por Tributos e Bases de Incidência.** Brasília, Distrito Federal, 2018 (2018b).

_____. Ministério da Economia. Receita Federal do Brasil. **Metodologia de Cálculo dos Gastos Tributários (V1.0).** Brasília, Distrito Federal, 2019.

Chacón, J. L. T. **Introduction do Dynamic Macroeconomic General Equilibrium Models.** Vernon Press. 2016.

D'Amico, Z.; Lash, J. **Dynamic Scoring: Challenges and Advantages of Macroeconomic Revenue Estimation and Scoring.** Harvard Law School: Briefing Papers on Federal Budget Policy. Briefing Paper n. 52. May 2015.

Einarsson, T.; Marquis, M. H. **Fiscal policy under alternative mechanisms of endogenous growth.** University of Iceland, Institute of Economic Studies, Working Paper n. W97:08. 1997.

Engen, E. M.; Skinner, J. **Taxation and economic growth.** National Bureau of Economic Research. Working Paper 5826. 1996.

Feldstein. M. **The Effect of Taxes on Efficiency and Growth.** National Bureau of Economic Research. Working Paper 12201. May 2006.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

_____. **Effects of Taxes on Economic Behaviour**. National Bureau of Economic Research. Working Paper 13745. Jan 2008.

Fichtner, J.; McLaughlin, P. **Legislative impact accounting: Rethinking How to Account for Policies' Economic Costs in the Federal Budget Process**. Mercatus Working Paper. June, 2015.

Fjeldstad, O. **Taxation and development: A review of donor support to strengthen tax systems in developing countries**. WIDER Working Paper, n. 2013/010. 2013.

Gravelle, J. G. **Issues in Dynamic Revenue Estimating**. Congressional Research Service Report n. 31949. May 2007.

_____. **Dynamic Scoring for Tax Legislation: A Review of Models**. Congressional Research Service Report n. 43381. July 2014.

Hodge. S. A. **Dynamic Scoring Made Simple**. Tax Foundation. Feb. 2015.

Johansson, A.; Heady, C.; Arnold, J.; Brys, B.; Vartia, L. **Taxation and Economic Growth**. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD). Economics Department Working Paper n. 620. 2008.

King, R. G.; Rebelo, S. **Public policy and endogenous growth: developing neoclassical implications**. Journal of Political Economy, vol. 98, p. S126–50. 1990.

Loureiro, M. R.; Abrucio, F. L. **Política e Reformas Fiscais no Brasil Recente**. Revista de Economia Política, vol. 24, n. 1 (93), p. 50-72. Jan.-mar. 2004.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Lucas, R. E. **Supply-side economics: an analytical review**. Oxford Economic Papers, vol. 42, p. 293–316. 1990.

Macek, R. **The Impact of Taxation on Economic Growth: Case Study of OECD Countries**. Review of Economic Perspectives, vol. 14, issue 4, p. 309-328. 2014.

Mankiw, G. N. **Dynamic Scoring in Congress Is Defensible but Slippery**. Economic View. The New York Times. 25 dez. 2018.

Martinez-Vazquez, J.; Bird, R. M. **Sustainable development requires a good tax system**. In *Taxation and Development: The Weakest Link?* Chapter 1, p. 1-24. Edward Elgar Publishing. 2014.

Mauskopf, E.; Reifschneider, D. **Dynamic Scoring, Fiscal Policy and the Short-Run Behaviour of the Macroeconomy**. National Tax Journal, vol. 50, n. 3, p. 631-655. Sept. 1997.

Mitchell, D. J. **The Correct Way to Measure the Revenue Impact of Changes in Tax Rates**. The Heritage Foundation: Backgrounder, n.1544. May, 2002.

Myles, G. D. **Taxation and Economic Growth**. Fiscal Studies, vol. 21, n. 1, p. 141–168. 2000.

Nickell, S. **Employment and Taxes**. CEP Discussion Paper 634. 2004.

Oliveira, W. **Curso de Responsabilidade Fiscal**. Vol. I. Editora Fórum. Belo Horizonte, 2013.

Caderno de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-235, jan. 2021

Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE). **OECD Jobs Strategy: Lessons from a Decade's Experience, Main Report**, Economics Department Working Paper n. 1. 2005.

Pacheco, L. B. **Como se Fazem as Leis**. 3ª. ed. Câmara dos Deputados – Centro de Informação e Documentação. Edições Câmara. Brasília – DF, 2013.

Santa Helena, E. Z. **Competência parlamentar para geração e controle de despesas obrigatórias de caráter continuado e de gastos tributários**. Brasília: Edições Câmara, 2009. 342 p.

United States of America (U.S.A.). **Economic Report of the President**. United States Government Printing Office. Washington, 2004.

_____. House of Representatives. **Rules of the House of Representatives: One Hundred Fourteenth Congress**. Jan. 2015.

Walsh, C. E. **Monetary theory and policy**. The MIT Press, 3rd ed. Cambridge, 2010.

Williams, B. **Dynamic Scoring Forum: California's Dynamic Revenue Estimating Experience**. TaxVox, mar. 2015.

