

CONSOLIDAÇÃO FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA: SUBSÍDIOS PARA UM REGIME FISCAL PÓS-PANDEMIA^{1,2,3}

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha⁴

Geraldo Sandoval Góes⁵

Este estudo tem por objetivo geral reexaminar o processo de consolidação fiscal e seus impactos na sustentabilidade da dívida pública brasileira entre o primeiro trimestre de 2002 e o quarto trimestre de 2021. Foram utilizadas três metodologias: i) análise de estacionariedade, usando testes de raízes unitárias; ii) método de momentos generalizados para estimação de função de reação fiscal, considerando resultado fiscal estrutural (RFE) e inclusão de quebra estrutural; e iii) modelo VAR, visando estimar relações de causalidade e efeitos de choques exógenos de política fiscal. Os resultados obtidos indicaram que a dívida pública é sustentável, e que níveis de dívida elevados induzem reações fiscais estruturais estabilizadoras. A análise multivariada aponta a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre as principais variáveis, e os choques exógenos indicam sustentabilidade fiscal. Portanto, a consolidação fiscal baseada em cortes de despesas tem se mostrado uma estratégia crível para redução da dívida pública e ancoragem de expectativas.

Palavras-chave: consolidação fiscal; sustentabilidade da dívida pública; resultado fiscal estrutural.

FISCAL CONSOLIDATION AND PUBLIC DEBT SUSTAINABILITY: SUBSIDIES FOR A POST-PANDEMIC FISCAL REGIME

This study aims to re-examine the fiscal consolidation process and its impacts on the sustainability of the Brazilian public debt between the first quarter of 2002 and the fourth quarter of 2021. Three methodologies were used: stationarity analysis using unit root tests; generalized moments method for estimating the fiscal reaction function considering structural fiscal result and inclusion of structural break; and, VAR model aiming to estimate causality relationships and effects of exogenous fiscal policy shocks. The results obtained indicated that the public debt is sustainable, and that high debt levels induce stabilizing structural fiscal reactions. The multivariate analysis points to the existence of a Granger bi-causality relationship between the main variables, and the exogenous shocks indicate fiscal sustainability. Therefore, fiscal consolidation based on expenditure cuts has proven to be a credible strategy for reducing the public debt and anchoring expectations.

Keywords: fiscal consolidation; public debt sustainability; structural fiscal balance.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp66arta3>

2. As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a visão e o posicionamento da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) ou do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Quaisquer erros remanescentes ou omissões neste estudo são de exclusiva responsabilidade dos autores.

3. Os autores agradecem ao corpo editorial da Revista Planejamento e Políticas Públicas e aos seus dois pareceristas anônimos, aos participantes do Ninth Latin American Workshop in Law and Economics, e aos participantes do 51º Encontro Nacional de Economia (Anpec), pelos valiosos comentários e pelas sugestões de aprimoramentos deste estudo.

4. Auditor-Federal de finanças e controle da STN; e professor do mestrado profissional em economia, políticas públicas e desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP). *E-mail:* sergio.gadelha@idp.edu.br. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/2146234312605522>. Orcid: 0000-0002-4685-8438.

5. Pesquisador na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail:* profsandovalgoes@gmail.com. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7533982909369803>.

CONSOLIDACIÓN FISCAL Y SOSTENIBILIDAD DE LA DEUDA PÚBLICA: SUBSIDIOS PARA UN RÉGIMEN FISCAL POSTPANDEMIA

Este estudio tiene como objetivo reexaminar el proceso de consolidación fiscal y sus impactos en la sostenibilidad de la deuda pública brasileña entre el primer trimestre de 2002 y el cuarto trimestre de 2021. Se utilizaron tres metodologías: análisis de estacionariedad utilizando pruebas de raíz unitaria; método de momentos generalizados para estimar la función de reacción fiscal considerando el resultado fiscal estructural e inclusión del quiebre estructural; y modelo VAR que busca estimar las relaciones de causalidad y los efectos de shocks exógenos de política fiscal. Los resultados obtenidos indicaron que la deuda pública es sostenible y que los altos niveles de deuda inducen reacciones fiscales estructurales estabilizadoras. El análisis multivariado apunta a la existencia de una relación de bicausalidad de Granger entre las principales variables, y los shocks exógenos indican sostenibilidad fiscal. Por lo tanto, la consolidación fiscal basada en recortes de gastos ha demostrado ser una estrategia creíble para reducir la deuda pública y anclar las expectativas.

Palabras clave: consolidación fiscal; sostenibilidad de la deuda pública; resultado fiscal estructural.

JEL: E62; H30; H60.

1 INTRODUÇÃO

O processo de consolidação fiscal contribui para um crescimento econômico que seja sustentável, trazendo estabilidade no médio e no longo prazo. No curto prazo, a consolidação fiscal pode gerar um efeito expansionista em relação à atividade econômica. O aumento da confiança nas contas públicas colabora para a redução da “percepção de risco” em relação ao país, podendo contribuir para a diminuição das taxas de juros de longo prazo. Ao elaborar um processo de consolidação fiscal, os formuladores de políticas devem tomar várias decisões importantes, tais como: o tamanho da melhoria desejável no resultado primário ou na relação dívida/produto interno bruto (PIB); a composição entre cortes de gastos e aumentos de impostos; e a velocidade de implementação desse processo (Alesina e Perotti, 1995; 1997; 1998; Alesina e Ardagna, 2010).

Apesar disso, acontecimentos recentes despertaram um interesse renovado nos efeitos macroeconômicos da consolidação fiscal, dado que os aumentos da dívida pública em proporção do PIB, observados desde a crise sanitária provocada pela pandemia de covid-19 (coronavírus), têm resultado em escolhas políticas difíceis diante das restrições orçamentárias (Balasundharam *et al.*, 2023). Essa crise levou países desenvolvidos e em desenvolvimento de todo o mundo a implementarem robustos pacotes de estímulo fiscal para mitigar os custos econômicos desse choque global. As ações fiscais discricionárias levaram a um aumento estrutural das despesas governamentais (por exemplo, subsídios a empresas e transferências de renda para as famílias) e a uma queda nas receitas (por exemplo, desonerações tributárias), ampliando assim os déficits públicos. A queda da atividade econômica, em decorrência dos *lockdowns* impostos por razões sanitárias, pressionou os resultados fiscais por meio de um mecanismo de estabilizadores automáticos.

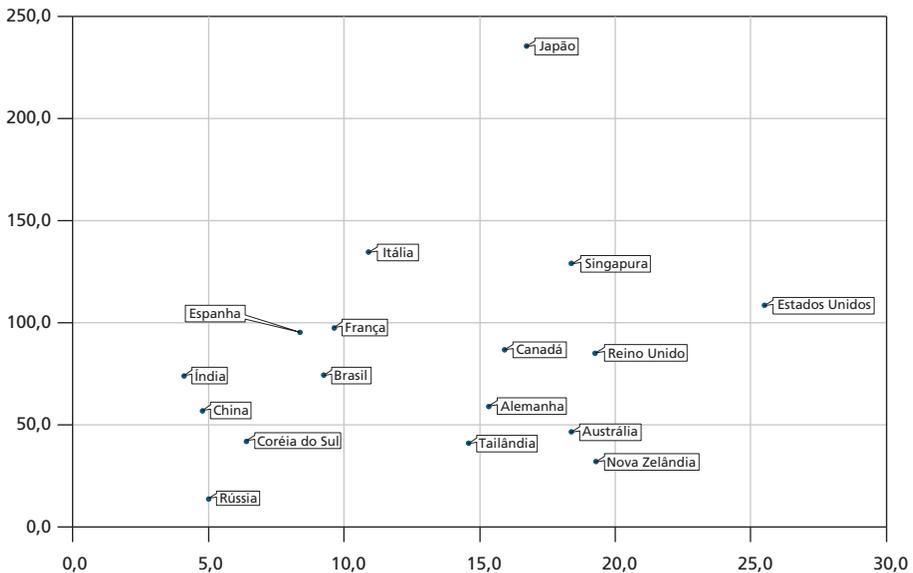
Estes acontecimentos resultaram não apenas em uma deterioração dos resultados fiscais em 2020, como também em um aumento da dívida pública, representando assim um desafio particular para esses países (FMI, 2021). Formuladores de políticas terão que fazer um esforço fiscal substancial para consolidar as finanças públicas e estabilizar a dinâmica da dívida pública.

Em termos mundiais, a resposta da política fiscal para essa crise sanitária foi a maior e mais rápida que já ocorreu em tempos de paz mundial, sendo caracterizada por duas fases. Há uma primeira fase aguda, em que o apoio fiscal é inestimável para proteger vidas e garantir meios de subsistência e, nesse contexto, a resposta da política fiscal se concentrou no apoio à renda privada, na preservação das relações de trabalho e no fortalecimento dos sistemas de saúde. Isso foi conseguido por meio dos seguintes instrumentos: por meio de robustas transferências diretas de renda para as famílias, aumento dos benefícios de seguro-desemprego, subsídios salariais e aumento do financiamento dos sistemas de saúde pública.

Por sua vez, na fase de recuperação, quando as infecções estavam sendo controladas com o avanço da vacinação em massa, nas nações industrializadas, o apoio fiscal foi direcionado para impulsionar investimentos, incluindo infraestrutura pública, investimento “verde”, bem como incentivos para apoiar o investimento privado e o consumo. Entretanto, em diversos mercados emergentes e economias em desenvolvimento, incluindo o Brasil, esse apoio fiscal estritamente relacionado ao combate à pandemia foi reduzido paulatinamente, e ao mesmo tempo se retomaram políticas de consolidação fiscal por meio do controle de despesas visando à sustentabilidade da dívida pública (FMI, 2021; Balasundharam *et al.*, 2023). Nesse último grupo de países, o impacto adverso da pandemia reforçou ainda mais o compromisso de seus governos com os objetivos de austeridade fiscal e sustentabilidade da dívida pública em médio e longo prazo, tornando-se ainda mais premente o avanço na agenda de reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade. Assim, a continuidade do processo de consolidação fiscal, aliada com a agenda de reformas econômicas, é essencial para a retomada da confiança dos agentes econômicos, dos investimentos e do crescimento econômico sustentável que dê suporte à geração de empregos e de renda, além de maior nível de bem-estar para a população brasileira. Uma análise interessante sobre a resposta fiscal à pandemia em diferentes países é ilustrada no gráfico 1.

GRÁFICO 1

Dívida bruta do governo geral (em 2019) e resposta fiscal à covid-19 (a partir de 2020)
(Em % do PIB)



Fontes: Fundo Monetário Internacional (FMI): banco de dados do relatório Monitor Fiscal relacionado às medidas fiscais dos países em respostas à pandemia de covid-19 (disponível em: <https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Fiscal-Policies-Database-in-Response-to-COVID-19>. Acesso em: 19 nov. 2021); para o Brasil, Banco Central do Brasil (BCB): Sistema Gerenciador de Séries Temporais¹ (disponível em: <https://www.bcb.gov.br/>. Acesso em: 12 nov. 2021); para os demais países, FMI – *Database* do relatório *World Economic Outlook*, out. 2021 (disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2021/October>. Acesso em: 8 nov. 2021).

Nota: ¹ Entre 2001 e 2007: série "4537 – DBGG, metodologia utilizada até 2007". Entre 2008 e 2020: série "13762 – DBGG, metodologia utilizada a partir de 2008".

Obs.: DBGG – Dívida bruta do governo geral.

O primeiro tipo de resposta fiscal foi observado nas economias avançadas com estabilizadores automáticos⁶ fortes, incluindo benefícios de seguro-desemprego mais generosos e esquemas de subsídios salariais pré-financiados projetados para manter relações de emprego, em que se exigiram medidas fiscais adicionais menores, a fim de fornecer o mesmo apoio à renda privada que outras economias com estabilizadores automáticos mais fracos. Ou seja, as economias avançadas que forneceram robustas respostas fiscais diretas também tenderam a ser aquelas com dívida governamental pré-pandemia mais baixa e déficits fiscais menores. À medida que a pandemia avançava, outros governos tornaram-se cada vez mais dispostos

6. Os estabilizadores automáticos são políticas governamentais que ajustam automaticamente os gastos e as receitas do governo para apoiar a atividade econômica em diferentes estágios do ciclo de negócios. Por exemplo, durante crises econômicas, os gastos do governo aumentam naturalmente à medida que mais pessoas recebem os benefícios do seguro-desemprego (que sustentam a renda familiar e o consumo), enquanto, ao mesmo tempo, as receitas do governo derivadas de impostos sobre a renda familiar, empresarial e consumo tendem a cair, especialmente quando os impostos são progressivos.

a estender e aumentar seu apoio fiscal, devido a sua eficácia no início da crise e ao baixo custo de financiamento desse apoio por meio da emissão de títulos do governo.

O segundo tipo de resposta fiscal foi constatado nos mercados emergentes e nas economias em desenvolvimento, em que as medidas de apoio fiscal direto foram, em média, menores em escala se comparadas com as economias avançadas. Isso refletiu mais restrições de financiamento experimentadas por alguns governos, incluindo o alto custo da emissão de novos títulos (Alberola *et al.*, 2020). Essas restrições de financiamento tornaram mais difícil, para muitas dessas economias, apoiar seus sistemas de saúde e segmentos economicamente vulneráveis de suas populações.

É importante ressaltar o terceiro tipo de resposta fiscal, que inclui o caso brasileiro: em comparação com os países desenvolvidos e em desenvolvimento com elevada relação dívida/PIB em 2020, os esforços fiscais no Brasil voltados ao enfrentamento da pandemia estão entre os mais altos, em termos percentuais do PIB. De fato, apesar de apresentar um endividamento aproximadamente em torno de 70% do PIB, essa resposta fiscal, mensurada em despesas como proporção do PIB, situou-se em níveis próximos a países de economias avançadas, como França e Itália. Apesar desse expressivo esforço fiscal em 2020, o governo federal manteve sua diretriz de responsabilidade fiscal e implementação da agenda reformista, reforçando o compromisso com o processo de consolidação fiscal por meio do controle das despesas.

A correção dos desequilíbrios fiscais e a redução da dívida pública tornam-se agora uma prioridade para a maioria dos países no período pós-pandemia. Entretanto, o processo de consolidação fiscal em curso no Brasil tem levantado um importante questionamento: quais são os efeitos do processo de consolidação fiscal – o qual foi iniciado a partir da instituição do teto de gastos pela Emenda Constitucional nº 95/2016, posteriormente acompanhado pela implementação de reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade – sobre a dinâmica da trajetória da dívida pública?

A hipótese norteadora desta pesquisa reside no fato de que o Brasil tem gerado resultado fiscal estrutural (RFE) compatível com a estabilização da relação dívida/PIB, evidenciando que o processo de consolidação fiscal em curso no Brasil é crível e fiscalmente sustentável, ancorando as expectativas dos agentes.

Este estudo tem por objetivo geral reexaminar o processo de consolidação fiscal e seus impactos na sustentabilidade da dívida pública no caso brasileiro entre o primeiro trimestre de 2002 e o quarto trimestre de 2021. Em termos de objetivos específicos, foram utilizadas três abordagens metodológicas distintas: i) análise da sustentabilidade da dívida pública, mediante testes de raízes unitárias; ii) estimação de uma função de reação fiscal, por meio do estimador do método de momentos generalizados; e iii) análise multivariada, a partir da estimação de

um modelo vetorial autorregressivo (modelo VAR), envolvendo análise de causalidade de Granger em bloco, funções de impulso-resposta generalizadas (FIRG), e decomposição da variância dos erros de previsão (ADV).

Um corpo bastante amplo da literatura se relaciona a questões de quando e como os formuladores de políticas realizam ajustes macroeconômicos. Antes de conectar este estudo com a literatura sobre o tema, os seguintes aspectos merecem destaque em termos de delimitação do escopo. Primeiro, enquanto uma questão central da literatura é explicar a escolha entre ajustes internos e ajustes externos, o foco desta pesquisa está voltado aos primeiros, especificamente, os ajustes fiscais implementados no Brasil na forma de corte de gastos. Segundo, enquanto a literatura sobre ajustes fiscais tem focado, na maior parte, em seus impactos no crescimento econômico (Alesina, Favero e Giavazzi, 2015; Guajardo, Leigh e Pescatori, 2014), neste estudo, o foco é a análise dos impactos da consolidação fiscal sobre a sustentabilidade da dívida pública em relação ao contexto recente de teto de gastos e ao advento da pandemia, tendo em vista a falta de estudos e resultados sobre esse contexto.

A motivação para se realizar este estudo se deve ao aumento acentuado do indicador dívida/PIB e a crescente preocupação com a sustentabilidade das finanças públicas, os quais impuseram a necessidade de um rigoroso ajuste fiscal e estratégias críveis de redução da dívida pública. Além disso, a literatura sobre consolidação fiscal geralmente determina os períodos de consolidação e de expansão fiscal usando critérios baseados em oscilações do resultado fiscal ciclicamente ajustado ou RFE (Heylen, Hoebeek e Buysse, 2013). Portanto, analisar a relação entre RFE e dívida pública é tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. A literatura sobre política fiscal tem fornecido uma série de indicações sobre os determinantes de consolidações fiscais bem-sucedidas, em particular no que diz respeito a: sua composição (isto é, consolidações fiscais baseadas em cortes de despesas *versus* aumento de receitas, ou ambos); a natureza (consolidação gradual ou acentuada); e o papel desempenhado pelas medidas econômicas (flexibilização monetária, desvalorização/depreciação real da moeda nacional, reformas estruturais e do arcabouço fiscal) e pela influência das condições macroeconômicas (posição de início no ciclo econômico), que são de relevância direta para orientar a formulação da política fiscal no momento atual. Entretanto, essa literatura permanece omissa no Brasil acerca da análise da sustentabilidade da dívida pública por meio do uso de uma medida estrutural de política fiscal.

Os principais resultados obtidos neste estudo podem ser resumidos como se seguem: i) a análise de estacionariedade e a estimação da função de reação fiscal estrutural indicaram que a dívida pública é sustentável no médio e no longo prazo; ii) a análise multivariada destacou a existência de uma relação de bi-causalidade, no sentido de Granger, existente entre DBGG e RFE, em proporção do PIB; e

iii) os choques fiscais indicam sustentabilidade fiscal, conforme resultados das FIRG e da ADV.

O restante deste estudo encontra-se organizado da seguinte forma. A segunda seção revisa a literatura teórica e empírica sobre os impactos da consolidação fiscal sobre a sustentabilidade da dívida pública. A terceira seção introduz o arcabouço conceitual para se testar a sustentabilidade fiscal. A quarta seção descreve a metodologia a ser utilizada. A quinta seção detalha a descrição das variáveis e o tratamento dos dados, bem como fatos estilizados da economia brasileira. A sexta seção discute os resultados empíricos encontrados. Por fim, a sétima seção fornece as considerações finais com as recomendações de política.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A literatura sobre consolidação fiscal se concentra na importância relativa dos vários fatores que impulsionam a adoção e a implementação de ajustes fiscais. No que se refere ao início dos programas de consolidação fiscal, tanto a situação das finanças públicas como as condições econômicas prevaletentes no momento dessa consolidação têm sido consideradas, na maioria dos trabalhos empíricos, como determinantes importantes (Perotti, 1999; Giavazzi, Jappelli e Pagano, 2000; Alesina, Campante e Tabellini, 2008). Em particular, de acordo com Guichard *et al.* (2007) e Barrios, Langedijk e Pench (2011), é provável que as consolidações fiscais sejam implementadas quando a postura fiscal se encontre afetada por um elevado endividamento público, mas a economia doméstica esteja tendo um desempenho relativamente bom em comparação com outros países. Ambas as condições também são vistas como fundamentais para aumentar o tamanho da consolidação fiscal e, assim, aumentar a probabilidade de seu sucesso (Afonso e Jalles, 2011; Hagen, Hallett e Strauch, 2002).

Outros fatores que afetam a probabilidade de ajustes fiscais bem-sucedidos incluem: i) o momento da adoção das medidas de austeridade fiscal; ii) o tamanho do ajuste fiscal; e iii) a composição do ajuste fiscal. Em relação ao efeito do tempo, as consolidações fiscais “graduais” têm demonstrado serem mais bem-sucedidas que os ajustes pontuais. Contudo, em uma situação de elevados níveis de endividamento e, em um ambiente de baixo crescimento econômico, os ajustes pontuais podem ser mais eficazes (Barrios, Langedijk e Pench, 2011). De forma similar, Hagen, Hallett e Strauch (2002) encontram evidências de “fadiga” de consolidação, ou seja, quando um episódio de consolidação fiscal perdura por um período relativamente longo, a probabilidade de reversão do processo de ajuste fiscal é maior. Quanto ao tamanho do programa de consolidação fiscal, ajustes severos sinalizam o compromisso do governo em alcançar a sustentabilidade de longo prazo da dívida pública (Giavazzi e Pagano, 1996; Hagen, Hallett e Strauch, 2002).

No caso dos efeitos de composição, diversos estudos mostram que, em comparação a ajustes fiscais, que dependem de aumentos de impostos e cortes no investimento público, os programas de consolidação fiscal orientados em corte de gastos correntes – especialmente, cortes nas despesas com pessoal – têm maior chance de sucesso em salvaguardar o crescimento econômico e trazer as economias para uma trajetória sustentável da dívida pública (Alesina e Perotti, 1995; 1997; 1998; McDermott e Wescott, 1996; Buti e Sapir, 1998; Agnello, Castro e Sousa, 2013). Esse resultado se deve à natureza pró-crescimento dos cortes de gastos governamentais *vis-à-vis* aumentos de carga tributária (Ardagna, 2004; Alesina e Ardagna, 2010), bem como o impacto da queda das taxas de juros de curto e longo prazo sobre custos e preços, que acabam por estimular o consumo e impulsionar o crescimento do PIB (Ahrend, Catte e Price, 2006).

Outra vertente da literatura tem se concentrado na possibilidade de que as consolidações fiscais possam ter repercussões positivas para a atividade econômica. Se houver preocupações com a sustentabilidade das finanças públicas, um ajuste fiscal crível pode ter efeitos expansionistas, pois o setor privado antecipa uma carga tributária futura menor. Além disso, há evidências de que ajustes fiscais críveis podem estar associados a uma expansão, não a uma contração, do PIB, à medida que a riqueza do setor privado aumenta devido a impostos e taxas de juros mais baixos, estimulando o investimento privado e aumentando a produção doméstica (Alesina e Perotti, 1995; Alesina e Ardagna, 2010).

No caso brasileiro, diversos estudos investigaram o tema consolidação fiscal sob diferentes vertentes. Por exemplo, Rocha e Rocha (2008) analisaram a persistência das consolidações fiscais dos estados brasileiros no período de 1986 a 2001, e os resultados não paramétricos sugeriram que a probabilidade de que a consolidação fiscal seja mantida cai rapidamente depois do primeiro ano e decresce dramaticamente depois do segundo ano.

Gadelha (2011) analisou se no Brasil a política fiscal possuía efeitos keynesianos, não keynesianos ou wagnerianos em relação ao produto agregado da economia, e os resultados obtidos evidenciaram a prevalência da hipótese keynesiana nos investimentos públicos, destacando-se sua importância em estimular o crescimento econômico de longo prazo. No curto prazo, os resultados indicaram a necessidade de se controlar a trajetória crescente das demais despesas correntes, dos benefícios previdenciários e da dívida pública, bem como elevar os gastos com investimentos públicos e transferências governamentais para enfrentar os efeitos adversos da crise financeira internacional de 2008 a 2009.

Além disso, diversos estudos analisaram a sustentabilidade da dívida pública no caso brasileiro por meio da estimação de funções de reações fiscais. Destacam-se as seguintes contribuições: i) Mello (2005) analisou dados mensais da economia

brasileira entre 1995 e 2004, e encontrou evidências de que todos os níveis de governo reagem a mudanças no endividamento público ajustando suas metas de superávit primário; ii) Cavalcanti e Silva (2010) analisaram os efeitos da política fiscal na economia brasileira no período de 1995 a 2008, a partir da estimação de um modelo VAR que considerasse explicitamente o papel da dívida pública na determinação da política fiscal; iii) no espírito de Bohn (2005; 2007), Simonassi, Arraes e Sena (2014) prosseguiram com a agenda de pesquisa de Issler e Lima (2000) e constataram situação de solvência fiscal no Brasil a partir de 1994; iv) Tabosa *et al.* (2016), ao analisarem a capacidade dos Estados brasileiros em manter uma trajetória sustentável da dívida, encontraram evidências de que não há uma política fiscal estadual ativa de geração de superávit primário ao aumento da dívida pública; e v) Campos e Cysne (2019) avaliaram a sustentabilidade da dívida pública no Brasil usando dados mensais de janeiro de 2003 a junho de 2016, com base na estimação de funções de reação fiscal com coeficientes variantes no tempo.

Três métodos de estimação foram aplicados: filtro de Kalman, suavização de *spline* penalizada e cointegração variável no tempo. Os resultados obtidos indicaram que a dívida pública brasileira atingiu uma trajetória insustentável nos últimos anos da amostra. E, recentemente, Moreira e Monte (2023) usaram regressões segundo o método dos momentos generalizado (GMM) para analisar a sustentabilidade da dívida pública brasileira no período 2003-2019, e os resultados obtidos evidenciaram a prevalência de regras fiscais pró-cíclicas, divergindo assim do princípio de sustentabilidade da dívida pública segundo Bohn (2005; 2007).

Recentemente, Salomão Neto (2023) testou a hipótese de austeridade expansionista para o Brasil entre o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2020 por meio de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas não lineares (*nonlinear autoregressive distributed lags* – NARDL). Entre os resultados obtidos, verificou-se a existência de uma relação de longo prazo entre: o PIB; a dívida pública bruta e líquida; os impostos totais, diretos e indiretos; além das despesas totais, obrigatórias e discricionárias. Em relação aos modelos de correção de erros, os choques de curto prazo que afetam a economia brasileira se dissipam. Todavia, a dinâmica de ajustamento é muito lenta para todas as variáveis. Finalmente, a análise dos multiplicadores dinâmicos indica que políticas de austeridade no Brasil, empreendidas no lado da despesa, dos impostos ou da dívida pública, são expansionistas.

Este estudo traz três contribuições à literatura sobre consolidação fiscal no Brasil. A primeira delas consiste em um reexame da dinâmica de sustentabilidade da dívida pública ao longo do processo de consolidação fiscal em curso, usando dados do RFE, uma vez que existe uma ausência de pesquisas sobre uma clara relação entre o tamanho dos esforços dessa consolidação e as mudanças na relação dívida/PIB. A literatura internacional determina os períodos de consolidação

fiscal usando critérios baseados em oscilações de indicadores fiscais específicos, como o orçamento fiscal ajustado ao ciclo econômico ou o RFE. No que se refere à segunda contribuição, a sustentabilidade da política fiscal é analisada por meio da abordagem conjunta de duas metodologias consagradas nessa vertente de pesquisa: a restrição orçamentária intertemporal do governo; e a reação fiscal em relação à trajetória do endividamento público. Na terceira contribuição, analisa-se o comportamento dinâmico das variáveis fiscais por meio de duas metodologias distintas, mas complementares: método dos momentos generalizados e modelos VAR.

3 ARCABOUÇO CONCEITUAL PARA SE TESTAR SUSTENTABILIDADE FISCAL

3.1 Restrição orçamentária intertemporal do governo

Na primeira abordagem, testes de sustentabilidade da dívida pública são baseados na restrição orçamentária intertemporal do governo em sua forma de valor presente. Isto é, a sustentabilidade fiscal exige que o orçamento do governo seja equilibrado intertemporalmente. Uma breve explicação de uma estrutura formal para derivar as condições suficientes para sustentabilidade é dada a seguir, baseada em Quintos (1995). Assim, a sustentabilidade fiscal pressupõe um equilíbrio intertemporal do orçamento, em que a restrição orçamentária de determinado período é dada pela equação (1):

$$B_t - B_{t-1}(1 + r) = G_t - R_t \quad (1)$$

Na equação, R_t é a receita governamental no período t ; G_t é o gasto governamental; B_t é o estoque de dívida pública; e r é a média da taxa real de juros da dívida. Por meio de substituição recursiva e, em seguida, tomando-se as primeiras diferenças, a equação (1) se torna:

$$\Delta B_t = G_t - R_t = \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s+1} \times [(\Delta R_{t+s} - \Delta G_{t+s}) - \Delta(r_{t+s} - r)B_{t+s-1}] + \lim_{s \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s+1} \times \Delta B_{t+s} \quad (2)$$

Se o governo obedece a sua restrição orçamentária intertemporal, então o valor presente esperado dos superávits primários futuros deve ser igual ao valor corrente da dívida. Isso resulta que:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s+1} E_t(\Delta B_{t+s}) = 0 \quad (3)$$

Na equação (3), E_t é o operador de esperança condicional na informação disponível no tempo t . Uma maneira de se verificar a hipótese da sustentabilidade

fiscal é testar se a dívida pública é estacionária em suas primeiras diferenças (ΔB_t).⁷ Alternativamente, pode-se testar cointegração na seguinte regressão:

$$R_t = \alpha + \beta G_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Na equação (4), ε_t é um termo de erro ruído branco gaussiano independente e identicamente distribuído, com média zero e variância constante: $\varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$.

A equação (4), juntamente com a equação (2), implica que as primeiras diferenças da dívida pública (ou seja, a variação da dívida pública) podem ser escritas como:

$$\Delta B_t = G_t - R_t = (1 - \beta)G_t - \alpha - \varepsilon_t \quad (5)$$

Quintos (1995) assume que o estoque da dívida pública (B_t) é integrado na primeira ou segunda diferenças, ou seja, I(1) ou I(2), e nesse caso a análise de sustentabilidade pode ter três cenários possíveis, descritos a seguir.

- 1) Se o estoque da dívida pública é estacionário em primeiras diferenças (ΔB_t), então a sustentabilidade é dita ser “forte”. A equação (5) implica que o coeficiente β precisa ser necessariamente igual a um, ao passo que ε_t precisa ser estacionário em nível [I(0)], caracterizando-se cointegração entre as séries de receita e de despesa governamentais. A sustentabilidade forte é consistente com a ideia de que os déficits não podem ser persistentes.
- 2) Se o estoque da dívida pública é estacionário em segundas diferenças [I(2)], então a sustentabilidade é dita “fraca”. Mas, desde que o governo esteja gastando mais do que suas receitas, eventualmente irá incorrer em dificuldades no gerenciamento de sua dívida. Portanto, o único requisito nesse caso é que $0 < \beta < 1$. Nesse caso, em que G_t e R_t são cointegrados, a elasticidade de longo prazo menor do que um da receita relativa ao gasto pode ser um indicativo de risco (*default* da dívida pública).
- 3) Insustentabilidade, quando $\beta \leq 0$, implicando que os déficits têm sido acumulados a uma taxa maior que a taxa de crescimento da economia, de modo que a restrição orçamentária intertemporal do governo seria violada.

3.2 Funções de reações fiscais

A abordagem metodológica para testar se a restrição orçamentária intertemporal é, ou não, válida por meio de testes de raiz unitária predominou por muito tempo, tendo como trabalho seminal Hamilton e Flavin (1986), o qual contribuiu de forma analítica ao aplicar testes de raízes unitárias no estoque da dívida como análise estatística de sustentabilidade da dívida. Apesar do uso frequente de testes

7. Assumindo-se que o estoque da dívida pública segue um passeio aleatório sem deslocamento, tem-se que: $B_t = B_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow B_t - B_{t-1} = \varepsilon_t \Rightarrow \Delta B_t = \varepsilon_t$.

de raízes unitárias e de cointegração para se analisar a sustentabilidade da dívida pública, diversos estudos (por exemplo, Uctum, Thurston e Uctum, 2006) argumentam que esses testes podem não ser suficientes para rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade na presença de quebras estruturais na condução da política fiscal. Ou seja, esses testes podem apresentar resultados questionáveis se houver razões para acreditar que determinado país experimentou uma mudança estrutural na gestão fiscal e de endividamento. Bohn (1998; 2005; 2007) demonstra que há uma série de processos estocásticos que violam as condições de estacionariedade e cointegração, mas satisfazem a restrição orçamentária intertemporal.⁸

Outra abordagem apontada como complementar aos testes de raízes unitárias e de cointegração consiste na estimação de funções de reação fiscal, a qual avalia como governos respondem a variações na dívida pública por meio de variações no resultado primário. A restrição orçamentária intertemporal do governo é dada pela equação (6):

$$\Delta B_t = -S_t + \rho B_{t-1} \quad (6)$$

Nessa equação B_t é a dívida pública; S_t é o superávit primário; e ρ é a taxa de juros incidente na dívida pública. A restrição orçamentária intertemporal do governo impõe restrições à relação de longo prazo entre receitas e despesas, e sua sustentabilidade implica que o mercado não tolera esquemas de Ponzi, em que novas dívidas são geradas sistematicamente para pagar o serviço da dívida.

A função de reação do governo considera que, se existe uma relação positiva entre o superávit primário e o nível da dívida pública – isto é, se os governos reagem sistematicamente ao crescimento das dívidas, aumentando o superávit fiscal atual –, há uma condição suficiente para que a trajetória da dívida seja revertida. Em Uctum, Thurston e Uctum (2006), tal função de reação fiscal é dada por:

$$S_t = \mu + \alpha B_{t-1} + \beta g_t + \gamma r_t + v_t \quad (7)$$

Na equação (7), g_t e r_t são desvios dos níveis normais de despesas e receitas, respectivamente. Espera-se que o superávit diminua com um aumento do gasto governamental transitório ($\beta < 0$) e eleve com aumentos da receita ($\gamma > 0$). A condição de sustentabilidade é dada por $\alpha > 0$.

8. De maneira resumida, os principais problemas clássicos em pesquisa aplicada ao usar testes de raízes unitárias para análise de sustentabilidade da dívida pública são: i) problema de potência dos testes de raiz unitária, os quais são afetados aos erros do tipo I e II; e ii) divergências de resultados entre esses testes.

4 METODOLOGIA

4.1 Testes de raízes unitárias

A estimação de modelos (uniequacional e multivariado) a ser implementada requer a análise de estacionariedade das séries temporais, a qual será desenvolvida pela aplicação de testes de raízes unitárias. Os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MZ_{α}^{GLS}), propostos por Elliot, Rothenberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001), são aplicados com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries de tempo. Esses testes superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979; 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988). As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979; 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: i) a ineficiência da extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS); e ii) a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, Elliot, Rothenberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como a estatística t para testar a hipótese nula de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária. Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem, quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série. Isso gera distorções e motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (Maic) para a seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagens.

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$. Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens Maic produz testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos tradicionais Teste Aumentado de Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller Test – ADF) e Teste de Phillips-Perron (Phillips-Perron Test – PP). Os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e MZ_{α}^{GLS} estão reportados em Ng e Perron (2001).

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e MZ_{α}^{GLS} possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se enviesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária. O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Foram considerados três modelos de quebra estrutural. O modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. O modelo C, que é conhecido como *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos, nível e tendência.

Pesquisas posteriores adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados. Nesse contexto, Vogelsang e Perron (1998) desenvolveram um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos *innovation outlier* (IO) e *additive outlier* (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (*crash model*), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais. Assim, os 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.

Por sua vez, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002; 2003) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõem uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível é acrescentada ao termo determinístico do processo gerador de dados. Os termos determinísticos são extraídos por GLS e, em seguida, aplica-se um teste ADF às séries ajustadas. Valores críticos do teste encontram-se tabulados por Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002).

4.2 Análise uniequacional

A função de reação fiscal será estimada usando-se o GMM, por causa da potencial endogeneidade de variáveis explicativas. O estimador GMM permite que modelos econômicos sejam diretamente parametrizados, evitando-se suposições desnecessárias sobre a distribuição dos erros (Hansen, 1982; Hamilton, 1994, p. 409-415). Defina r como o número de condições de ortogonalidade (ou condições de momento) e a sendo o número de parâmetros. Seja w_t um vetor ($h \times 1$) de variáveis aleatórias do modelo observadas na data t ; θ é um vetor ($a \times 1$) de parâmetros desconhecidos a serem estimados; e $h(\theta, w_t)$ é uma função vetor valorada ($r \times 1$), $h(\mathbb{R}^a \times \mathbb{R}^h) \rightarrow \mathbb{R}^r$. Se w_t é uma variável aleatória, $h(\theta, w_t)$ também o será. Seja θ_0 o valor verdadeiro de θ , caracterizado pela propriedade

de que $E[h(\theta_0, w_t)] = 0$. Seja $\mathcal{Y}_t \equiv (w'_T, w'_{T-1}, \dots, w'_1)'$ um vetor $(Th \times 1)$ contendo todas as observações na amostra de tamanho T .

Deve-se escolher θ de tal modo que o momento amostral $g(\theta; \mathcal{Y}_t)$ esteja tão perto quanto possível para o momento populacional de zero. O estimador GMM $\hat{\theta}_T$ é o valor de θ que minimiza a seguinte função objetivo:

$$\hat{\theta}^{GMM} = \underbrace{\arg \min_{\theta} Q(\theta; \mathcal{Y}_t)}_{\theta} = [g(\theta; \mathcal{Y}_t)]' W_T [g(\theta; \mathcal{Y}_t)] \quad (8)$$

Na equação (8), a função $g(\theta; \mathcal{Y}_t) \equiv \sum_{t=1}^T h(\theta, w_t)/T$ é o vetor $(r \times 1)$ de condições de ortogonalidade que representa a média amostral de $h(\theta_0, w_t)$ e deve ser comparado a $E[h(\theta_0, w_t)]$, $g: \mathbb{R}^a \rightarrow \mathbb{R}^r$. O termo $\{W_T\}_{T=1}^{\infty}$ é uma sequência de matrizes ponderadas simétricas definidas positivas $(r \times r)$ que podem ser uma função dos dados \mathcal{Y}_t . Pode-se assumir que os r instrumentos são pré-determinados, no sentido de que esses instrumentos são ortogonais ao termo de erro corrente.

A fim de operacionalizar o estimador GMM, o número de momentos (r), deve ser maior do que o número de parâmetros (a). Hansen (1982) desenvolveu um teste para identificar se um determinado momento adicional contribui para a estimação do vetor de parâmetros θ . A hipótese nula do teste de Hansen-Sargan, $H_0: h(\theta, w_t) = 0$, baseia-se na pressuposição de que as condições de sobreidentificação (ou condições de momento) são válidas. Nesse sentido, a inclusão de mais de um momento não implica rejeição da hipótese nula, de modo que esse momento adicional é ortogonal aos resíduos da regressão.

4.3 Análise multivariada

A análise multivariada se baseia na estimação de um modelo VAR envolvendo todas as variáveis utilizadas neste estudo. O modelo VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \zeta_t \quad (9)$$

Na equação (9), X_t é um vetor de variáveis estacionárias; p é o número de defasagens; A_0 é um vetor de interceptos; A_i são matrizes de coeficientes; e ζ_t é um vetor de resíduos não autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos usuais critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (9).

O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis, assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de x_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-causa x_t (Granger, 1969). A causalidade de Granger da variável x_t para a variável y_t é avaliada testando a hipótese nula de que

os coeficientes da variável x_t em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que y_t é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x_t Granger-causa a variável y_t .

Além da causalidade de Granger, nessa etapa duas outras técnicas econométricas serão utilizadas na análise multivariada: as funções impulso-resposta (FIR) e a análise de ADV.

As FIR 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. Desta 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 FIR 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 FIR (Enders, 2010).

Com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, utiliza-se a FIRG. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR. Segundo Lutkepohl (1991), o método convencional para a análise da FIR 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), assim como Pesaran e Shin (1998), desenvolveram a FIRG 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 FIRG fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado; e ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a FIRG permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

A ADV é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Mediante esse 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 (Enders, 2010). A ADV 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.

5 DADOS E FATOS ESTILIZADOS

5.1 Descrição dos dados e tratamento das variáveis

Visando analisar ajustes fiscais exógenos, a maior parte da literatura se baseia em indicadores fiscais específicos, tais como o resultado orçamentário ciclicamente ajustado e o RFE. Neste estudo, foram utilizados na estimação econométrica os dados trimestrais acumulados das séries temporais das seguintes variáveis, compreendendo o período do primeiro trimestre de 2002 ao quarto trimestre de 2021: i) RFE, em proporção do PIB; ii) hiato do produto, em proporção do PIB potencial; e iii) DBGG, em proporção do PIB. Na Secretaria de Política Econômica (SPE), foram obtidas as séries históricas dos dados trimestrais acumulados das duas primeiras variáveis, as quais se encontram atualizadas com a publicação do boletim e da nota metodológica *Resultado fiscal estrutural 2021*.⁹ Em particular, a metodologia empregada para a estimação do PIB potencial, e hiato do produto correspondente, envolve função de produção combinada com estimativas econométricas. Ademais, segue a metodologia adotada nos resultados fiscais estruturais de 2018 e 2019, motivada por Souza Júnior e Caetano (2013), tendo como base a função de produção Cobb-Douglas, com retornos constantes de escala. Os níveis de equilíbrio são obtidos com o filtro HP ou por suavização de médias móveis. Além disso, cada série utilizada na estimação do hiato do produto é dessazonalizada usando o método X-13 ARIMA SEATS.

Por sua vez, os dados trimestrais acumulados da série temporal da DBGG, em proporção do PIB, foram obtidos junto ao Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BCB: entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2006, foram utilizados os dados da série “4537 – DBGG em porcentagem do PIB (metodologia utilizada até 2007)”; e entre o quarto trimestre de 2006 e o quarto trimestre de 2021, foram utilizados os dados da “série 13762 – DBGG (metodologia utilizada a partir de 2008)”. Ambas as séries foram ajustadas sazonalmente segundo o método Seasonal and Trend Decomposition using Loess (STL): decomposição de tendência sazonal usando LOESS.

O resultado primário do setor público consolidado é um importante indicador da condução da política fiscal em um país, principalmente no Brasil no período pós-Plano Real. Mas é preciso lembrar que, qualquer que seja o país, ao longo do ciclo orçamentário, esse indicador fiscal é afetado pelo ciclo econômico e por

9. Mais informações sobre a elaboração dos dados de séries históricas de RFE, PIB potencial e hiato do produto podem ser obtidas na nota metodológica do *Resultado fiscal estrutural*, disponibilizada em: <https://www.gov.br/fazenda/pt-br/assuntos/politica-fiscal/atuacao-spe/resultado-fiscal-estrutural>. Acesso em: 10 fev. 2024.

eventos fiscais não recorrentes. Esses dois fatores podem afetar os resultados econométricos de funções de reações fiscais, não refletindo corretamente os esforços realizados em direção à consolidação fiscal e à sustentabilidade da dívida pública. Por sua vez, o componente estrutural do resultado primário permite conhecer melhor o desempenho da política fiscal.

Contudo, deve-se destacar também que a ausência de um tratamento similar na série de DBGG em proporção do PIB, no que se refere à exclusão dos efeitos dos ciclos econômicos e dos eventos fiscais não recorrentes, poderá resultar em uma assimetria de informações que deve ser considerada na análise dos resultados deste estudo.

5.2 Fatos estilizados

Em linhas gerais, um dos objetivos centrais da política fiscal brasileira no médio prazo é o controle da trajetória de crescimento da dívida pública em proporção do PIB. Desde 2018, o Brasil iniciou um processo de consolidação fiscal combinado com reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade,¹⁰ tendo como um dos principais focos o equilíbrio fiscal, o aumento da produtividade e o crescimento econômico sustentável.

A SPE do Ministério da Economia (ME) publicou o boletim *Resultado fiscal estrutural 2021*, bem como nota metodológica atualizada.¹¹ Destacou-se que

as estimativas referentes a 2021 indicam um resultado fiscal estrutural do Setor Público Consolidado de 2,37% do PIB em 2021 (R\$ 206 bilhões, aproximadamente). Para se chegar a esse resultado, retira-se do resultado fiscal convencional abaixo da linha (isto é, o resultado primário do setor público consolidado), que atingiu superávit de 0,75% do PIB para 2021, o efeito dos eventos fiscais não recorrentes (que contribuíram em 1,16% do PIB para o resultado estrutural) e o efeito cíclico derivado do nível de atividade econômica e das flutuações do preço internacional do barril de petróleo (que contribuíram em 0,47% do PIB). Para fins de comparação, em 2020, o RFE calculado foi de -0,49% do PIB (Brasil, 2022b).

Pelo lado das receitas, esse resultado é explicado pelo aumento da arrecadação em todas as esferas de governo, mesmo após a correção pelo ciclo econômico e efeitos não recorrentes. No lado das despesas, o destaque para esse resultado positivo é a atuação conjunta do teto de gastos e da nova Previdência, ambos instituídos

10. As reformas estruturais e microeconômicas referem-se a políticas que alteram a forma como a economia está organizada. Essas reformas incluem: i) a abertura da economia ao comércio internacional; ii) o aumento da concorrência internacional; iii) o investimento estrangeiro direto; iv) a transferência de ativos estatais para o setor privado (por meio de privatizações); v) a desregulamentação do mercado de produtos e serviços; e vi) medidas destinadas a flexibilizar o mercado de trabalho. Em suma, são políticas que visam aumentar a participação e integração dos mercados na organização da economia.

11. Disponível em: <https://www.gov.br/fazenda/pt-br/assuntos/politica-fiscal/atualizacao-spe/resultado-fiscal-estrutural>. Acesso em: 3 jun. 2022.

pelas Emendas Constitucionais nºs 95/2016 e 103/2019, respectivamente, bem como vedação a reajustes salariais em 2020 e 2021, trazida pela Lei Complementar nº 173. Por exemplo, a nova Previdência, que trouxe uma série de modificações no sistema previdenciário brasileiro ao reduzir as insuficiências geradas pelo modelo de repartição e conter o ritmo de crescimento das despesas previdenciárias, possibilitou a geração de uma economia de recursos que pode ultrapassar R\$ 800 bilhões em dez anos.¹² Por sua vez, conforme informado no anexo de metas fiscais anuais da Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) de 2023, o teto de gastos representa

um elemento essencial na atual estratégia de ajuste fiscal pois disciplina a expansão das despesas primárias e induz a canalização dos recursos públicos para os programas governamentais com maior retorno para a sociedade. A manutenção do teto de gastos segue como uma premissa fundamental de regime fiscal crível de médio e longo prazos, pois não apenas proporciona a ancoragem para a trajetória das despesas como também força o debate acerca da alocação orçamentária dos recursos (Brasil, 2022a).

Destaca-se também a digitalização dos serviços públicos, que contribuiu para uma redução significativa das despesas em mais de R\$ 4 bilhões anuais, tornando o Estado mais eficiente.¹³ A nova Previdência e o teto de gastos definido pelo novo regime fiscal, aliados à austeridade na condução da política fiscal, geraram um ambiente de menor risco fiscal com queda dos juros de equilíbrio e expectativas de inflação ancoradas.

De fato, a literatura tem destacado que, por serem politicamente mais custosas, as consolidações fiscais baseadas em cortes de gastos fornecem um sinal mais forte ao setor privado de que o governo pretende melhorar sua situação fiscal (Ardagna, 2004). Da mesma forma, Alesina e Ruy (2013, p. 8) argumentam que “as evidências sugerem que os tipos de pacotes de ajuste fiscal com maior probabilidade de reduzir a dívida são aqueles que são fortemente ponderados para reduções de gastos e não aumentos de impostos”. Em resumo, ajustes fiscais baseados em cortes de gastos se tratam de medidas que contribuem para a consistência do processo de consolidação fiscal, bem como para o melhor planejamento fiscal de médio e longo prazo.

O impulso fiscal reporta a diferença entre o RFE em dois anos. “O esforço fiscal estrutural do setor público consolidado correspondeu a um impulso fiscal estrutural de -2,87% do PIB em 2021, decomposto da seguinte forma: -1,92% do PIB (governo central), -0,96% do PIB (estados, Distrito Federal e municípios) e 0,01% do PIB (empresas estatais)” (Brasil, 2022b).

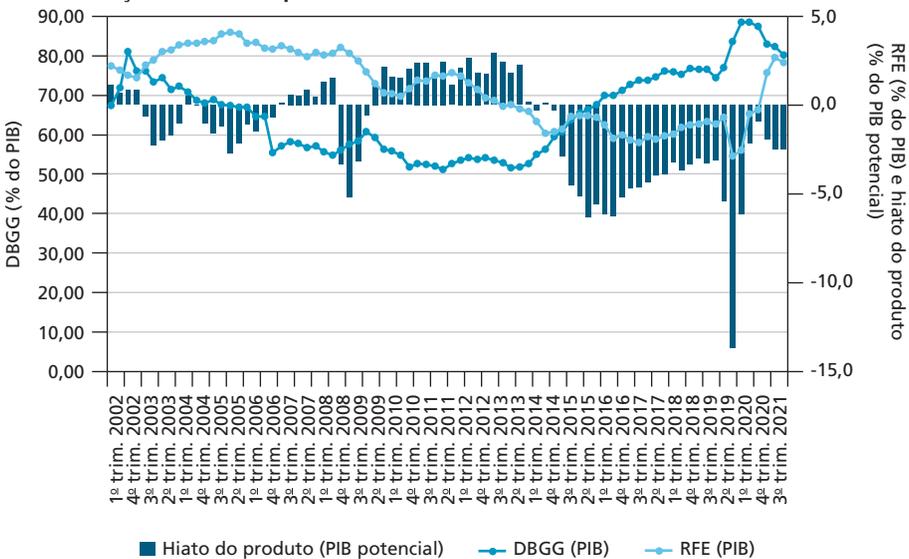
12. Disponível em: <https://www.gov.br/economia/pt-br/aceso-a-informacao/acoes-e-programas/caminho-da-prosperidade/equilibrio-das-contas-publicas>. Acesso em: 14 jun. 2022.

13. Disponível em: <https://www.gov.br/economia/pt-br/aceso-a-informacao/acoes-e-programas/caminho-da-prosperidade/eficiencia-dos-servicos-publicos>. Acesso em: 16 jun. 2022.

A definição de consolidação fiscal mais utilizada na literatura, baseada em Alesina e Perotti (1997), bem como em Alesina e Ardagna (2010), é a melhoria do RFE primário em 1,5 ponto percentual (p.p.) do PIB em um único ano (*cold shower* ou *front-loaded*), ou uma melhoria de, pelo menos, 1,5 p.p. do PIB em três anos, sem deterioração anual superior a 0,5 p.p. (consolidação gradual ou *back-loaded*). Essa definição tem sido aceita e utilizada por diferentes instituições, como a Comissão Europeia (Barrios, Langedijk e Pench, 2010) e o FMI (Escolano *et al.*, 2014).

Essa variação negativa no RFE representa uma melhoria nas condições de solvência do setor público consolidado, refletindo-se no comportamento de outras variáveis econômicas, como a redução da DBGG em proporção do PIB, conforme gráfico 2. Além disso, esse resultado contribui para a ancoragem das expectativas dos agentes econômicos sobre a condução da política fiscal.

GRÁFICO 2
Evolução do hiato do produto, DBGG e RFE



Fontes: BCB e SPE.

Elaboração dos autores.

6 ANÁLISE DOS RESULTADOS

As condições de estacionariedade das séries temporais de todas as variáveis sob investigação foram testadas usando quatro testes de raízes unitárias. Os dois testes de raízes unitárias utilizados que não consideram a presença de quebra estrutural endógena na série temporal foram: teste de Dickey-Fuller modificado (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996) e teste de Phillips-Perron modificado (Ng e Perron, 2001). Os dois

testes de raízes unitárias utilizados e que consideram a presença de quebra estrutural endógena foram: Vogelsang e Perron (1998), bem como Saikkonen e Lütkepohl (2002). Estratégia empírica similar foi usada por Ndoricimpa (2021), que, ao utilizar a metodologia de Quintos (1995) para analisar a política fiscal da Suécia no período de 1800 a 2011, obteve resultados dos testes de raízes unitárias (sem e com quebras estruturais) que indicaram a política fiscal como sustentável.

Os resultados desses quatro testes encontram-se reportados na tabela 1 e confirmam, conjuntamente, que as séries de RFE em proporção do PIB $(RFE/PIB)_t^{sa}$ e do hiato do produto em proporção do PIB potencial $(Hiato/PIB\ Potencial)_t^{sa}$ são estacionárias em nível, isto é, trata-se de variáveis I (0). Por sua vez, a série de DBGG em proporção do PIB $(DBGG/PIB)_t^{sa}$ se mostrou estacionária em nível considerando significância estatística de 10%, ao passo que, em primeiras diferenças, essa série apresenta estacionariedade a 1% de significância estatística. Em particular, o resultado relacionado à estacionariedade série de $(DBGG/PIB)_t^{sa}$ em primeiras diferenças evidencia os argumentos acerca da sustentabilidade “forte” da dívida pública (Quintos, 1995).

Os testes de raízes unitárias identificaram importantes datas de mudanças estruturais na economia brasileira. Por exemplo, a data da quebra estrutural em 2015 tem relação com a crise fiscal caracterizada pela deterioração do resultado primário e pelo crescimento da relação DBGG em proporção do PIB, cujos reflexos no aumento da incerteza macroeconômica estiveram na raiz da recessão econômica do período 2014-2016. Por sua vez, a data da quebra estrutural em 2020 tem relação direta com a crise sanitária provocada pela pandemia de covid-19. Com base nos resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais, serão construídas as seguintes variáveis *dummies*: i) $D_{2006} = 1$ no quarto trimestre de 2006, e zero no restante do período; ii) $D_{2014-2016} = 1$ no segundo trimestre de 2014 até o quarto trimestre de 2016, e zero nos demais períodos; e iii) $D_{2020} = 1$ no segundo e terceiro trimestres de 2020, e zero nos demais períodos.

A segunda forma de se analisar a sustentabilidade fiscal é por meio da estimação de uma função de reação fiscal. A tabela 2 apresenta os resultados relacionados à estimação econométrica da função de reação fiscal usando o estimador GMM. O GMM tem sido constantemente aplicado em estudos para fins de robustez das estimativas, pois é considerado útil para superar problemas potenciais de heterocedasticidade, autocorrelação e endogeneidade (Hansen, 1982). Por sua vez, o conjunto das variáveis instrumentais baseia-se na defasagem i -período da série temporal, o que satisfaz assim a hipótese de exogeneidade dos instrumentos.

Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos ao nível de 1%. Os elevados valores de R^2 e R^2 ajustado apontam que o modelo econométrico estimado se encontra bem ajustado aos dados. Por sua vez, o teste de Hansen-Sargan (Hansen, 1982; Hamilton, 1994, p. 409-415) não rejeita a hipótese nula de que

as condições de sobreidentificação (isto é, as condições de momentos) são válidas aos níveis de significância de 1% e de 5%. Além disso, os resultados reportados para R2 ajustado e estatística Durbin-Watson, combinados com os resultados dos testes de raízes unitárias reportados na tabela 1, invalidam quaisquer argumentos na direção de que os resultados da tabela 2 se referem a uma regressão espúria. Os resultados reportados evidenciam a existência de uma relação positiva entre RFE e DBGG, em proporção do PIB, isto é, em que o governo reage ao aumento da dívida pública por meio do aumento do RFE. Portanto, constata-se que níveis de dívida elevados induzem reações fiscais estruturais mais estabilizadoras.

Esses resultados obtidos confirmam resultados anteriores obtidos em estudos similares (Debrun e Kumar, 2009, p. 75-76). Primeiro, o componente fiscal tende a exibir persistência alta, com um termo defasado estimado de 0,95, aproximadamente. Em segundo lugar, a resposta do RFE à DBGG, em proporção do PIB, é estatisticamente significativa a 1%, robusta e positiva, sendo, portanto, consistente com a condição de solvência de longo prazo da dívida pública. Em outras palavras, o Brasil tem gerado RFE, em proporção do PIB, compatível com a estabilização da relação dívida/PIB. Entre outras finalidades, esse resultado não apenas sinaliza a manutenção do equilíbrio fiscal, como também contribui para a ancoragem das expectativas dos agentes econômicos sobre a condução da política fiscal e a estabilização da relação dívida/PIB. Em terceiro lugar, a variável *dummy* de interação destaca que o período da crise sanitária afetou a relação de causalidade funcional entre a dívida pública do governo geral e o RFE. Em outras palavras, nesse período específico da crise sanitária, aumentos da DBGG resultaram em redução do RFE. De fato, dados da SPE indicam que, para o ano de 2020, o RFE, em proporção do PIB, registrado foi de, aproximadamente, -0,49%, e o impulso fiscal estrutural para esse período foi de -0,58%.

TABELA 1
Resultado dos testes de raízes unitárias

| Variáveis | Modelo | Sem quebra estrutural | | | Com quebra estrutural endógena ¹ | | | | | |
|---------------------------|--------|-----------------------|-------------------------|------|---|----------------|------------------------------|------------------------------|----------------|------------------------------|
| | | ADF ^{GLS} | \overline{MZ}_t^{GLS} | Lags | Vogelsang e Perron (1998) | | | Saikkonen e Lütkepohl (2002) | | |
| | | | | | Tipo de modelo | Data da quebra | Estatística de teste | Tipo de modelo | Data da quebra | Estatística de teste |
| $(DBGG/PIB)_t^{sa}$ | C | -0,98 | -0,92 | 1 | Innovational outlier | 2014:04 | -2,80 (4 lags) | Rational Shift | 2006:04 | -0,90 (1 lag) |
| $(DBGG/PIB)_t^{sa}$ | C,T | -1,30 | -1,13 | 1 | Innovational outlier | 2010:02 | -4,27 (4 lags) | Shift Dummy | 2006:04 | -3,01 ^(a) (1 lag) |
| $(DBGG/PIB)_t^{sa}$ | T | - | - | - | Innovational outlier | 2011:04 | -4,42 ^(a) (1 lag) | - | - | - |
| $\Delta(DBGG/PIB)_t^{sa}$ | C | -0,83 | -0,05 | 8 | Innovational outlier | 2020:03 | -7,59 ^(a) (0 lag) | Rational Shift | 2021:01 | -6,05 ^(a) (0 lag) |
| $\Delta(DBGG/PIB)_t^{sa}$ | C,T | -1,56 | -0,84 | 8 | Innovational outlier | 2003:02 | -7,83 ^(a) (0 lag) | Rational Shift | 2021:01 | -4,36 ^(a) (0 lag) |
| $\Delta(DBGG/PIB)_t^{sa}$ | T | - | - | - | Innovational outlier | 2003:02 | -7,81 ^(a) (0 lag) | - | - | - |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | Modelo | Sem quebra estrutural | | | Com quebra estrutural endógena ¹ | | | | | |
|--------------------------------|--------|-----------------------|-------------------------|------|---|----------------|-------------------------------|------------------------------|----------------|------------------------------|
| | | ADF ^{GLS} | \overline{MZ}_t^{GLS} | Lags | Vogelsang e Perron (1998) | | | Saikkonen e Lütkepohl (2002) | | |
| | | | | | Tipo de modelo | Data da quebra | Estatística de teste | Tipo de modelo | Data da quebra | Estatística de teste |
| $(RFE/PIB)_t^{sa}$ | C | -1,01 | -1,05 | 4 | Innovational outlier | 2020:03 | -4,19 (4 lags) | Rational Shift | 2020:02 | -1,27 (2 lags) |
| $(RFE/PIB)_t^{sa}$ | C,T | -1,34 | -1,22 | 4 | Innovational outlier | 2020:03 | -4,96 ^(a) (3 lags) | Rational Shift | 2020:02 | -1,69 (2 lags) |
| $(RFE/PIB)_t^{sa}$ | T | - | - | - | Innovational outlier | 2020:03 | -3,87 (5 lags) | - | - | - |
| $(Hiato/PIB Potencial)_t^{sa}$ | C | -1,69 ^(a) | -1,76 ^(a) | 3 | Innovational outlier | 2015:01 | -5,92 ^(a) (1 lag) | Impulse Dummy | 2020:02 | -2,70 ^(a) (1 lag) |
| $(Hiato/PIB Potencial)_t^{sa}$ | C,T | -3,10 ^(b) | -2,78 ^(b) | - | Innovational outlier | 2015:01 | -5,75 ^(a) (1 lag) | Impulse Dummy | 2020:02 | -3,01 ^(a) (1 lag) |
| $(Hiato/PIB Potencial)_t^{sa}$ | T | - | - | - | Innovational outlier | 2015:01 | -4,07 (1 lag) | - | - | - |

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Data da quebra é desconhecida.

Obs.: 1. Lags significa defasagens. Tipos de modelo: "C" significa constante; "T" significa tendência determinística.

2. Contagem inicial máxima de onze defasagens.

3. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações anuais incluídas: oitenta (amostra: 2002:01 a 2021:04).

4. Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): i) modelo com constante: -2,60 (1%), -1,95 (5%) e -1,61 (10%); e ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,67 (1%), -3,11 (5%) e -2,81 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do MAIC.

5. Os valores críticos assintóticos do teste \overline{MZ}_t^{GLS} são (Ng e Perron, 2001, tabela 1): i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98 (5%) e -1,62 (10%); e ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10%); método de estimação espectral: AR GLS-detrended. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do MAIC.

6. Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%); e iii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de tendência: -5,07 (1%), -4,52 (5%), e -4,26 (10%). Tipo de quebra: *innovational outlier*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: AIC.

7. Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne, Saikkonen e Lütkepohl, 2002): i) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%); e ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). Tipos de quebra estrutural: *rational shift*, *shift dummy* e *impulse dummy*.

TABELA 2
Resultados econométricos da função de reação fiscal

| Variável dependente: $(RFE/PIB)_t^{sa}$ | | | | |
|---|--------------------------|--------------------------------------|---------------|----------|
| Metodologia GMM | | | | |
| Variável | Coefficiente | Erro-padrão | Estatística-t | Valor-p |
| Constante | -2,108489 ^(a) | 0,641065 | -3,289039 | 0,0017 |
| $(RFE/PIB)_{t-1}^{sa}$ | 0,947205 ^(a) | 0,036636 | 25,85479 | 0,0000 |
| $(DBGG/PIB)_{t-1}^{sa}$ | 0,035849 ^(a) | 0,010634 | 3,371314 | 0,0013 |
| $(Hiato/PIB Potencial)_t^{sa}$ | 0,101288 ^(a) | 0,052919 | 1,914042 | 0,0602 |
| $D2020 * (DBGG/PIB)_{t-1}^{sa}$ | -0,008729 ^(a) | 0,005143 | -1,697154 | 0,0947 |
| R2 | 0,946712 | Média da variável dependente | | 0,647970 |
| R2 Ajustado | 0,947205 | Desvio-padrão da variável dependente | | 1,959847 |

(Continua)

(Continuação)

| Variável dependente: $(RFE/PIB)_t^{sa}$ | | | | |
|---|--------------|---------------------------------|---------------|----------|
| Metodologia GMM | | | | |
| Variável | Coefficiente | Erro-padrão | Estatística-t | Valor-p |
| Erro-padrão da regressão | 0,466781 | Soma dos quadrados dos resíduos | | 13,50886 |
| Estatística Durbin-Watson | 1,755547 | Estatística-J | | 0,054847 |
| Rank dos instrumentos | 7 | Probabilidade (estatística-J) | | 0,972949 |
| Hansen-Sargan | 3,674734 | | | |
| Probabilidade (Hansen-Sargan) | 0,055243 | | | |

Elaboração da SPE.

Obs.: 1. Observações incluídas: 67, após ajustamentos.

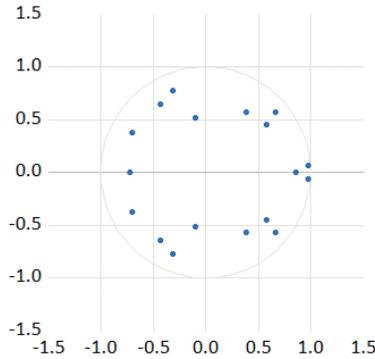
- Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
- Estimação de matriz de ponderação: White. Atualização ponderada: iteração para convergência. Erros-padrão e covariância calculados usando matriz de covariância: HAC (Newey-West).
- Instrumentos utilizados (sete): constante, $(RFE/PIB)_{t-2}^{sa}$, $(RFE/PIB)_{t-3}^{sa}$, $(DBGG/PIB)_{t-2}^{sa}$, $(Hiato/PIB Potencial)_{t-2}^{sa}$, $(Hiato/PIB Potencial)_{t-3}^{sa}$, $D2020 * (DBGG/PIB)_{t-1}^{sa}$.

É importante que os resultados anteriores sejam analisados conjuntamente com a modelagem multivariada a partir da estimação de um modelo VAR. Nesse sentido, a estabilidade dinâmica de um processo autorregressivo pode ser verificada a partir da análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR (Lütkepohl, 1991), de acordo com o seguinte entendimento: i) se todas as raízes inversas do polinômio característico se encontrarem dentro do círculo unitário, o sistema será estável, uma vez que todas as raízes devem ter módulo menor do que 1; ii) se alguma das raízes inversas do polinômio característico estiver fora do círculo unitário, isto é, apresenta módulo maior do que 1, então o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva; e iii) se, ao menos, uma das raízes inversas encontrar-se sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um passeio aleatório (Biage, Correa e Neder, 2008). O gráfico 3 reporta os resultados do teste de estabilidade do modelo VAR, confirmando que esse modelo estimado satisfaz às condições de estabilidade, dado que as raízes invertidas do modelo estimado estão dentro do círculo unitário, de modo que esse modelo estimado é dinamicamente estável.

A tabela 3 reporta os resultados do teste de causalidade de Granger/bloco exogeneidade a partir da estimação de um modelo VAR. Observa-se a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre RFE e DBGG, ambos em proporção do PIB, ao nível de significância de 1%. Esses resultados indicam que o RFE se destaca como um determinante da trajetória da dívida pública, ao passo que o endividamento público também influencia o comportamento desse indicador fiscal estrutural.

GRÁFICO 3
Teste de estabilidade do VAR

Raízes Inversas do Polinômico Característico AR



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. No modelo VAR estimado, foram selecionadas seis defasagens ótimas pelos critérios LR (estatística teste LR modificada sequencial), FPE (erro de previsão final) e AIC.

2. Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

TABELA 3
Resultados da causalidade de granger multivariada

| Regressores | Variável dependente | | | Direção da causalidade |
|--|---------------------------------------|--|--|---|
| | $\left(\frac{RFE}{PIB}\right)_t^{sa}$ | $\left(\frac{DBGG}{PIB}\right)_t^{sa}$ | $\left(\frac{Hiato}{PIB\ Potencial}\right)_t^{sa}$ | |
| $\left(\frac{RFE}{PIB}\right)_t^{sa}$ | - | 17,10716 ^(a) (0,0089) | 11,49558 (0,0742) | $(RFE/PIB)_t^{sa} \rightarrow (DBGG/PIB)_t^{sa}$ |
| $\left(\frac{DBGG}{PIB}\right)_t^{sa}$ | 27,90969 ^(a) (0,0001) | - | 3,519142 ^(c) (0,7414) | $(DBGG/PIB)_t^{sa} \rightarrow (RFE/PIB)_t^{sa}$ $(DBGG/PIB)_t^{sa} \rightarrow (Hiato/PIB\ Potencial)_t^{sa}$ |
| $\left(\frac{Hiato}{PIB\ Potencial}\right)_t^{sa}$ | 16,72365 ^(a) (0,0104) | 37,55538 ^(a) (0,0000) | - | $(Hiato/PIB\ Potencial)_t^{sa} \rightarrow (RFE/PIB)_t^{sa}$ $(Hiato/PIB\ Potencial)_t^{sa} \rightarrow (DBGG/PIB)_t^{sa}$ |
| Todos | 40,47317 ^(a) (0,0001) | 58,37567 ^(a) (0,0000) | 15,07434 (0,2374) | - |

Elaboração dos autores

Obs.: 1. VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Observações anuais incluídas: 74 (amostra: 2002:01 a 2021:04).

2. Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são estatísticas χ^2 da causalidade de Granger.

3. VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests.

3. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

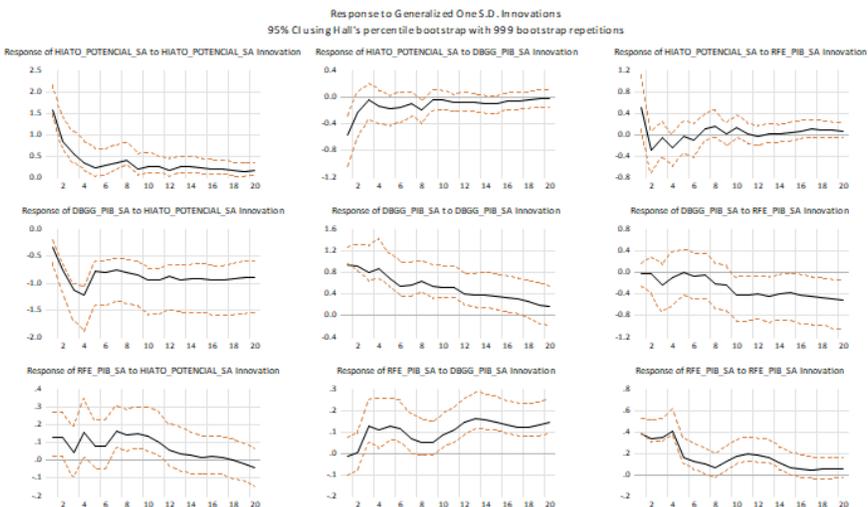
4. Inclusão de variáveis *dummies* para os períodos identificados nos testes de raízes unitárias com quebra de estrutura endógena: 2006, 2014 a 2016, e 2020.

Há uma relação de bi-causalidade de Granger entre o hiato do produto, em proporção do PIB potencial; e a DBGG, em proporção do PIB, aos níveis de significância estatística de 1% e 10%. Se, por um lado, a dívida pública reage a flutuações do hiato do produto, por outro lado, oscilações no ciclo econômico são fatores determinantes para o nível de endividamento no Brasil.

Verifica-se a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional do hiato do produto, em proporção do PIB potencial, para o RFE, em proporção do PIB, ao nível de significância estatística de 1%. O ciclo econômico afeta o indicador fiscal estrutural por meio das receitas estruturais.

Em um contexto de modelagem VAR, é interessante também verificar como uma variável responde a um impulso (isto é, inovações) em outra variável *ceteris paribus*, ou seja, em um exercício de estática comparativa. Na análise da FIR, é possível verificar o sentido dos efeitos de cada variável (impulso) sobre as outras variáveis (resposta). O estudo da propagação de choque fiscal requer o uso das FIR, descrevendo a resposta dinâmica de uma variável a um choque idiossincrático. Seguindo o estudo de Sims (1980), a análise de modelo VAR continua sendo a abordagem empírica mais popular para a estimativa da resposta ao impulso, e tem sido utilizada em análises dos efeitos macroeconômicos das mudanças na política fiscal (Blanchard e Perotti, 2002; Caldara e Kamps, 2012). Os resultados das FIRG estão reportados no gráfico 4. Um choque de um desvio-padrão na dívida pública gera uma resposta positiva e estatisticamente significativa no RFE ao longo de 24 trimestres. Por sua vez, um choque de um desvio-padrão no RFE acarreta uma resposta negativa da dívida pública a partir do décimo trimestre.

GRÁFICO 4
FIRG



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Utilizou-se o *software* econométrico Eviews.

2. RFE_PIB_SA significa resultado fiscal estrutural em proporção do PIB; DBGG_PIB_SA significa dívida bruta do governo geral em proporção do PIB; HIATO_POTENCIAL_SA significa hiato do produto em proporção do PIB potencial. Todas as variáveis ajustadas sazonalmente.

3. Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Outra ferramenta que pode ser utilizada para interpretar os resultados obtidos do modelo VAR é a ADV, a qual fornece informação sobre o percentual de variação de uma dada variável, que pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e por outras variáveis. Essa ferramenta é utilizada para avaliar a importância relativa sobre os erros de previsão para uma determinada variável, fornecendo a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra os choques de outras variáveis. A tabela 4 reporta os resultados para a análise de ADV em relação às duas variáveis em análise.

TABELA 4
Resultados da ADV

| Decomposição da variância do $(Hiato/PIB\ potencial)_t^{\$a}$ | | | | |
|---|-------------------|--------------------------|----------------------|---------------------|
| Período | S.E. ¹ | $(Hiato/PIB\ potencial)$ | $(DBGG/PIB)_t^{\$a}$ | $(RFE/PIB)_t^{\$a}$ |
| 1 | 1,573753 | 100,0000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 2 | 1,891518 | 89,41756 | 0,166807 | 10,41564 |
| 3 | 1,988529 | 87,99599 | 0,754419 | 11,24959 |
| 4 | 2,052364 | 85,34587 | 0,709799 | 13,94433 |
| 5 | 2,071046 | 85,08072 | 0,921455 | 13,99783 |
| 6 | 2,099262 | 84,50707 | 0,951974 | 14,54095 |
| 7 | 2,129000 | 84,90988 | 0,951899 | 14,13822 |
| 8 | 2,166476 | 85,35716 | 0,960619 | 13,68222 |
| 9 | 2,176904 | 85,39967 | 0,970281 | 13,63005 |
| 10 | 2,191067 | 85,47916 | 1,010537 | 13,51030 |
| Decomposição da variância da $(DBGG/PIB)_t^{\$a}$ | | | | |
| Período | S.E. | $(Hiato/PIB\ potencial)$ | $(DBGG/PIB)_t^{\$a}$ | $(RFE/PIB)_t^{\$a}$ |
| 1 | 0,946876 | 13,40663 | 86,59337 | 0,000000 |
| 2 | 1,401613 | 35,42503 | 63,16648 | 1,408489 |
| 3 | 1,852222 | 57,93728 | 41,00184 | 1,060875 |
| 4 | 2,285274 | 66,74202 | 31,01246 | 2,245520 |
| 5 | 2,466097 | 67,49584 | 29,63073 | 2,873425 |
| 6 | 2,614578 | 69,61283 | 27,39109 | 2,996080 |
| 7 | 2,745520 | 70,73964 | 26,15610 | 3,104264 |
| 8 | 2,881724 | 71,88123 | 25,29337 | 2,825394 |
| 9 | 3,011174 | 73,58330 | 23,82574 | 2,590967 |
| 10 | 3,164797 | 75,55513 | 21,92337 | 2,521503 |
| Decomposição da variância do $(RFE/PIB)_t^{\$a}$ | | | | |
| Período | S.E. | $(Hiato/PIB\ potencial)$ | $(DBGG/PIB)_t^{\$a}$ | $(RFE/PIB)_t^{\$a}$ |
| 1 | 0,387486 | 10,54292 | 0,766510 | 88,69057 |
| 2 | 0,509932 | 12,23249 | 1,580281 | 86,18723 |
| 3 | 0,630943 | 8,484354 | 6,906498 | 84,60915 |
| 4 | 0,764544 | 9,923720 | 10,16979 | 79,90649 |
| 5 | 0,798206 | 10,15239 | 13,91299 | 75,93462 |
| 6 | 0,822204 | 10,54013 | 16,71824 | 72,74163 |
| 7 | 0,850332 | 13,56477 | 18,29533 | 68,13990 |
| 8 | 0,868477 | 15,60497 | 19,06926 | 65,32577 |
| 9 | 0,890322 | 17,58777 | 19,74063 | 62,67160 |
| 10 | 0,920373 | 18,67268 | 20,94803 | 60,37929 |

Um desvio-padrão Cholesky (graus de liberdade)

Ordenamento de Cholesky: $(Hiato/PIB\ potencial)_t^{\$a}$ $(DBGG/PIB)_t^{\$a}$ $(RFE/PIB)_t^{\$a}$

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ S.E. = erro padrão.

A primeira parte da tabela 4 mostra que, decorridos dez trimestres após um choque não antecipado no hiato do produto em proporção do PIB potencial, aproximadamente 85,48% de seu comportamento decorre da própria série histórica, ao passo que o RFE e a dívida pública explicam 13,51% e 1,01%, respectivamente. Na segunda parte da tabela 4, observa-se que, decorridos dez trimestres após um choque não antecipado da dívida pública, em proporção do PIB, 75,55% do comportamento dessa série decorrem do hiato do produto, em proporção do PIB potencial, ao passo que 21,92% decorrem de seu próprio comportamento.

Por fim, a terceira parte da tabela 4 mostra que, decorridos dez trimestres após um choque não antecipado no RFE, em proporção do PIB, aproximadamente 60,38% de seu comportamento decorrem da própria série histórica, ao passo que a dívida pública, em proporção do PIB; e o hiato do produto, em proporção do PIB potencial, explicam 20,95% e 18,67%, respectivamente. Em resumo, a análise multivariada aponta a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre as principais variáveis, e que os choques fiscais indicam sustentabilidade fiscal, conforme resultados das FIRG e da ADV.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICAS

A pandemia de covid-19 em todo o mundo, ao fim de 2019 e ao longo de 2020, interrompeu drasticamente a atividade econômica e, na maioria dos países, desencadeou a maior contração econômica desde a Segunda Guerra Mundial. A política fiscal voltou a receber atenção especial, dado o uso de robustos pacotes de estímulo fiscal para amortecer o impacto adverso da crise sanitária, o que levantou preocupações sobre a sustentabilidade fiscal de longo prazo. Tratou-se da maior resposta da política fiscal em décadas, o que limitou o declínio da atividade econômica. A recuperação subsequente também foi mais forte do que o esperado, em grande parte devido ao apoio dessas políticas sem precedentes. Se, de um lado, muitos países adotaram pacotes de estímulo fiscal para sobreviverem aos impactos adversos da crise sanitária, por outro lado, o financiamento dos déficits orçamentários gerados ocorreu por meio de emissão de dívida pública devido à queda das receitas governamentais. Os elevados níveis de déficits fiscais e de endividamento público impuseram a necessidade da adoção de uma consolidação fiscal significativa e estratégias críveis de redução de dívida pública.

Embora os cortes de gastos tenham sido vistos como preferíveis aos aumentos de impostos em relação aos seus efeitos sobre o crescimento de longo prazo (Alesina, Favero e Giavazzi, 2015; Guajardo, Leigh e Pescatori, 2014), no caso brasileiro, é importante analisar os efeitos do processo de consolidação fiscal sobre a sustentabilidade da dívida pública por meio do RFE.

As abordagens metodológicas utilizadas evidenciaram os seguintes resultados. Primeiro, a dívida pública apresenta sustentabilidade forte (Quintos, 1995), conforme os resultados robustos dos testes de raízes unitárias. Além disso, a estimação pelo GMM indica que níveis de dívida elevados induzem reações fiscais estruturais mais estabilizadoras. A análise multivariada aponta a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre RFE e DBGG, e os choques fiscais indicam sustentabilidade fiscal. Portanto, a consolidação fiscal baseada em cortes de despesas é crível para redução da dívida pública e ancoragem de expectativas dos agentes econômicos.

A análise desses resultados oferece importantes recomendações de política. Primeiro, o ajuste fiscal deve ser acompanhado pela continuidade da agenda de reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade e estímulo ao crescimento econômico sustentável, incluindo esforços para melhorar o ambiente de negócios, bem como melhorar a qualidade das instituições e da governança. Segundo, é importante que haja um redesenho do arcabouço fiscal brasileiro para todos os entes da Federação, incluindo aprimoramentos no atual sistema de regras fiscais, bem como novos instrumentos para o planejamento fiscal, por exemplo, o marco de despesa de médio prazo e seus três estágios: marco fiscal de médio prazo, marco orçamentário de médio prazo, e marco de desempenho de médio prazo.

Uma compreensão aprofundada da sustentabilidade fiscal de longo prazo garante mais pesquisas futuras sobre a estimativa das causas e da natureza da pró-ciclicidade da política fiscal no Brasil, com atenção especial à influência da economia política positiva nessa sustentabilidade. Além disso, explorar a interação entre as políticas fiscal e monetária sobre a sustentabilidade fiscal será vital para avaliar a estabilidade macroeconômica pós-pandemia. No enfrentamento à pandemia, os governos priorizaram o apoio fiscal direto para a manutenção da renda privada e do nível de emprego, limitando as dificuldades econômicas e estabelecendo uma base sólida para a recuperação.

O tamanho e a composição da resposta fiscal variaram entre os países, refletindo diferenças nos estabilizadores automáticos, espaço fiscal pré-pandêmico, gravidade das infecções e preferências políticas. É provável que a política fiscal continue a apoiar os países ainda após o enfraquecimento da pandemia e, em muitos países, espera-se a concentração cada vez maior no aumento do investimento. Se os governos estiverem ancorando as decisões de gastos em um arcabouço fiscal sólido de médio prazo e as taxas de juros permanecerem abaixo da taxa de crescimento econômico, o apoio fiscal contínuo não precisa representar problemas para a sustentabilidade da dívida pública.

Por fim, entre as principais limitações deste estudo, deve-se ressaltar que a análise para o período todo aponta que, no agregado, a sustentabilidade da dívida

pública é válida, mas isso não implica sua validade em subamostras, o que sugere a relevância de futuras pesquisas, visando investigar a robustez dos resultados em períodos específicos. Este estudo representa um esforço em contribuir para a análise da sustentabilidade da dívida pública brasileira em tempos de pós-pandemia, bem como fornecer subsídios para o regime fiscal brasileiro.

REFERÊNCIAS

- AGNELLO, L.; CASTRO, V.; SOUSA, R. M. What determines the duration of a fiscal consolidation program? **Journal of International Money and Finance**, v. 37, p. 113-114, 2013.
- AFONSO, A.; JALLES, J. T. **Economic performance and government size**. European Central Bank, 2011. (Working Paper, n. 1399).
- AHREND, R.; CATTE, P.; PRICE, R. **Interactions between monetary and fiscal policy: how monetary conditions affect fiscal consolidation**. Paris: OECD Publishing, 2006. (OECD Economics Department Working Paper, n. 521).
- ALBEROLA, E. *et al.* **The fiscal response to the covid-19 in advanced and emerging market economies**. Bank for International Settlements, jun. 2020. (BIS Bulletin, n. 23). Disponível em: <https://www.bis.org/publ/bisbull23.pdf>. Acesso em: 20 set. 2020.
- ALESINA, A.; ARDAGNA, S. Large changes in fiscal policy: taxes versus spending. **Tax policy and the economy**, v. 24, n. 1, p. 35-68, 2010.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. **Economic Policy**, v. 10, n. 21, p. 205-248, 1995.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects. **IMF Staff Papers**, v. 44, n. 2, p. 210-248, 1997.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Economic risk and political risk in fiscal unions. **Economic Journal**, v. 108, n. 449, p. 989-1008, 1998.
- ALESINA, A.; RUGY, V. de. **Austerity: the relative effects of tax increases versus spending cuts**. Arlington: Mercatus Center/George Mason University, 2013.
- ALESINA, A.; CAMPANTE, F.; TABELLINI, G. Why is fiscal policy often procyclical? **Journal of European Economic Association**, v. 6, p. 1006-1036, 2008.
- ALESINA, A.; FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. The output effect of fiscal consolidation plans. **Journal of International Economics**, v. 96, n. S1, S19-S42, 2015.
- ARDAGNA, S. Fiscal stabilizations: when do they work and why. **European Economic Review**, v. 48, n. 5, p. 1047-1074, 2004.

BALASUNDHARAM, V. *et al.* **Fiscal consolidation**: taking stock of success factors, impact, and design. IMF, 2023. (IMF Working Papers, n. 23/63).

BARRIOS, S.; LANGEDIJK, S.; PENCH, L. **EU fiscal consolidation after the financial crisis: lessons from past experiences**. European Commission, 2010. (Economic Paper, n. 418).

BARRIOS, S.; LANGEDIJK, S.; PENCH, L. EU fiscal consolidation after the financial crisis – lessons from past experiences. *In*: BANCA D'ITALIA PUBLIC FINANCE WORKSHOP “FISCAL POLICY: LESSONS FROM THE CRISIS”, 12., Perúgia, Itália. **Anais...**, Roma: Banca d'Italia, 2011.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamics effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, p. 1329-1368, 2002.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco país, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. **Revista Economia**, v. 9, n. 1, p. 63-113, jan.-abr., 2008.

BOHN, H. The behavior of US public debt and deficits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, 1998.

BOHN, H. **The sustainability of fiscal policy in the United States**. CESifo, 2005. (Working Paper Series, n. 1446).

BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? **Journal of Monetary Economics**, v. 54, p. 1837-1847, 2007.

BUTI, M.; SAPIR, A. **Economic policy in EMU**. Oxford: Oxford University Press, 1998.

BRASIL. Lei nº 14.436, de 9 de agosto de 2022. Anexo IV de metas fiscais. **Diário Oficial da União**, Brasília, 10 ago. 2022a. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2019-2022/2022/Lei/anexo/LEI14436-Anexo%20IV-1.pdf.

BRASIL. Ministério da Economia. Secretaria de Política Econômica. **Boletim Resultado Fiscal Estrutural 2021**. Brasília: ME, 2022b.

CALDARA, D.; KAMPS, C. **The analytics of SVARs**: a unified framework to measure fiscal multipliers. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2012. (Finance and Economics Discussions Series, n. 2012-20).

CAMPOS, E. L.; CYSNE, R. P. A time-varying fiscal reaction function for Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 49, n.1, p. 5-38, 2019.

CAVALCANTI, M. A. H.; SILVA, N. L. C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, 2010.

DEBRUN, X.; KUMAR, M. The discipline-enhancing role of fiscal institutions: theory and empirical evidence. *In*: AYUSO-I-CASALS, J. *et al.* **Policy Instruments for Sound Fiscal Policies: Fiscal Rules and Institutions**. Nova York: Palgrave MacMillan, 2009.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, 1981.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. ed. Nova York: Wiley, 2010.

ESCOLANO, M. J. *et al.* **How much is a lot?** Historical evidence on the size of fiscal adjustments. International Monetary Fund, 2014. (IMF Working Paper, n. 179).

EWING, B. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, p. 261-272, 2003.

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Fiscal monitor database of country fiscal measures in response to the covid-19 pandemic**. IMF Fiscal Affairs Department, out. 2021. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Fiscal-Policies-Database-in-Response-to-COVID-19>. Acesso em: 29 maio 2023.

GADELHA, S. R. B. Política fiscal anticíclica, crise financeira internacional e crescimento econômico no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 31, n. 5, p. 794-812, edição especial, 2011.

GIAVAZZI, F.; JAPPELLI, T.; PAGANO, M. Searching for non-linear effects of fiscal policy: evidence for industrial and developing countries. **European Economic Review**, v. 44, p. 1269-1289, 2000.

GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Non-keynesian effects of fiscal policy changes: international evidence and the Swedish experience. **Swedish Economic Policy Review**, v. 3, p. 67-103, 1996.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUAJARDO, J.; LEIGH, D.; PESCATORI, A. Expansionary austerity? International evidence. **Journal of European Economic Association**, v. 12, n. 4, p. 949-968, 2014.

GUICHARD, S. *et al.* **What promotes fiscal consolidation**: OECD country experiences. OECD, 2007. (OECD Economics Department Working Paper, n. 553).

HAGEN, J. von; HALLETT, A. H.; STRAUCH, R. Budgetary consolidation in Europe: quality, economic conditions and persistence. **Journal of Japanese and International Economies**, v. 16, n. 4, p. 512-535, 2002.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Nova Jersey: Princeton University Press, 1994.

HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **American Economic Review**, v. 76, n. 4, p. 808-819, 1986.

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

HEYLEN, F.; HOEBEECK, A.; BUYSE, T. Government efficiency, institutions, and the effects of fiscal consolidation on public debt. **European Journal of Political Economy**, v. 31, p. 40-59, 2013.

ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time series evidence from 1947-1992. **Journal of Development Economics**, v. 62, p. 131-147, 2000.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

LANNE, M.; SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, v. 23, n. 6, p. 667-685, 2002.

LANNE, M.; SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

LUTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 1991.

MCDERMOTT, C. J.; WESCOTT, R. F. An empirical analysis of fiscal adjustments. **IMF Staff Papers**, v. 43, n. 4, p. 725-753, 1996.

MELLO, L. **Estimating a fiscal reaction function**: the case of debt sustainability in Brasil. OECD, 2005. (OECD Economics Department Working Paper, n. 423).

- MOREIRA, R. R.; MONTE, E. Z. Public debt path and long-memory in fiscal data: an analysis for a developing country. **International Journal of Economics and Finance**, v. 15, n. 1, 2023.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.
- NDORICIMPA, A. The sustainability of Swedish fiscal policy: a re-examination. **Journal of Economics and Development**, v. 23, n. 1, p. 2-18, 2021.
- PEROTTI, R. Fiscal policy in good times and bad. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, p. 1399-1436, 1999.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- QUINTOS, C. Sustainability of the deficit process with structural shifts. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 13, p. 409-417, 1995.
- ROCHA, B. P.; ROCHA, F. Consolidação fiscal nos Estados brasileiros: uma análise de duração. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 18, n. 2, p. 193-223, maio-ago. 2008.
- SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984.
- SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, p. 313-348, 2002.
- SALOMÃO NETO, B. A. S. A note on expansionary austerity in Brazil. **Revista Brasileira de Economia (RBE)**, v. 77, n. 3, jul.-set. 2023.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.
- SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. A.; SENA, A. M. C. Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. **Economia**, v. 15, p. 68-81, 2014.
- SOUZA JÚNIOR, J. R.; CAETANO, S. M. **Produto potencial como ferramenta de análise da política monetária e da capacidade de crescimento da economia brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2013. (Texto para Discussão, n. 1881).
- TABOSA, F. J. S. *et al.* Reação fiscal ao aumento da dívida pública: uma análise para os estados brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 1, p. 57-71, 2016.

UCTUM, M.; THURSTON, T.; UCTUM, R. Public debt, the unit root hypothesis and structural breaks: a multi-country analysis. **Economica**, p. 129-156, 2006.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, 1998.

Data da submissão em: 14 dez. 2022.

Primeira decisão editorial em: 15 maio 2023.

Última versão recebida em: 30 maio 2023.

Aprovação final em: 26 jun. 2023.