


# AJUSTE FISCAL: UMA ANÁLISE PARA O BRASIL NO PERÍODO DE 1999 A 2018

**Ana Paula Fiori Moura**

Mestra em Economia pela Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG). Docente na Universidade Estadual de Ponta Grossa (Uepg).


E-mail: anapaula\_fm@hotmail.com

 <https://orcid.org/0009-0009-1232-1163>

**Karlo Marques Junior**

Doutor em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Docente na Universidade Estadual de Ponta Grossa (Uepg).


E-mail: kmjunior@uepg.br

 <https://orcid.org/0000-0003-2656-2637>

**Luma de Oliveira**

Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Docente na Universidade Estadual de Ponta Grossa (Uepg).

E-mail: luoliveira@uepg.br

 <https://orcid.org/0000-0002-7134-0673>



Internacional

Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0

**Como citar este artigo:** Moura, A. P. F., Marques Junior, K., & Oliveira, L. de (2025). Ajuste fiscal: Uma análise para o Brasil no período de 1999 a 2018. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(2), 68-100. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n2p.68-100

**Recebido em:** 9 de maio de 2025

**Aprovado em:** 9 de setembro de 2025

## Resumo

Este trabalho avalia o impacto de ajustes fiscais sobre a dinâmica macroeconômica brasileira entre 1999 e 2018, empregando um Modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM) para analisar choques em gastos e receitas. As estimativas indicam que a composição do ajuste fiscal é um fator crucial. A consolidação fiscal por meio do aumento de receitas demonstra ser mais prejudicial à atividade econômica e à trajetória da dívida pública em comparação com a consolidação baseada na redução de despesas. Adicionalmente, os resultados não associam a consolidação fiscal a recessões de grande magnitude no longo prazo.

**Palavras-chave:** Ajuste fiscal; dívida pública; gastos públicos; políticas públicas; Modelo de Vetor de Correção de Erros.

Classificação JEL: H63, C22, E62.

## INTRODUÇÃO

O comportamento da dívida pública tem sido objeto de atenção crescente entre pesquisadores, economistas e formuladores de política econômica em diversas economias. Desde a crise financeira de 2008, os temas relacionados à dinâmica da dívida e à consolidação fiscal tornaram-se centrais, em decorrência do impacto das políticas anticíclicas adotadas para mitigar os efeitos da recessão sobre as contas públicas dos países mais afetados (Alesina et al., 2020).

A motivação para a adoção de medidas de ajuste fiscal decorre da necessidade de garantir a solvência intertemporal do setor público. Quando o governo apresenta superávits primários suficientemente elevados para estabilizar ou reduzir a trajetória da dívida em relação ao PIB, o risco de inadimplência é menor, o que tende a reduzir os prêmios de risco exigidos pelos credores, contribuindo para a moderação das taxas de juros de longo prazo e para a ampliação do espaço fiscal voltado a investimentos públicos e privados.

Como observam Alesina et al. (2020), em um cenário de políticas fiscais conduzidas com disciplina ao longo do ciclo econômico, o debate sobre austeridade seria, em grande parte, evitável. A teoria econômica convencional recomenda déficits fiscais em períodos recessivos, com o objetivo de conter a contração da demanda agregada. Contudo, esses déficits devem ser compensados por superávits durante as fases de expansão, quando a arrecadação tende a crescer e a necessidade de gastos extraordinários se reduz.

Diversos países realizaram ajustes fiscais em algum momento de sua trajetória econômica, como os Estados Unidos, o Reino Unido, a Itália, Portugal e a Espanha, com resultados heterogêneos entre si. Essa variação decorre das diferentes características dos planos de consolidação (ajuste) fiscal, conforme documentado em Alesina et al. (2015, 2020).

No caso brasileiro, a recessão de 2015 e 2016 teve efeitos negativos expressivos sobre as contas públicas, elevando abruptamente a razão dívida/PIB em virtude da forte queda da arrecadação tributária. Mesmo antes da crise, já havia a necessidade de ajuste fiscal, dada a trajetória dos gastos públicos, que cresciam sistematicamente acima do produto. Com a contração da receita, a urgência do ajuste aumentou, a fim de restabelecer a sustentabilidade intertemporal da dívida e criar condições para a retomada do investimento público e privado.

Adicionalmente, embora este estudo tenha como foco o período anterior à pandemia de covid-19, é importante reconhecer que as crises sanitária e econômica iniciadas em 2020 também provocaram um choque recessivo relevante. No entanto, esse episódio está fora do horizonte temporal considerado nesta análise.

Embora haja relativo consenso na literatura quanto aos efeitos positivos do ajuste fiscal sobre a trajetória da dívida pública no longo prazo, persistem divergências sobre seus impactos no curto prazo. Parte dos estudos aponta que o ajuste fiscal tende a induzir recessão em horizontes temporais mais imediatos, ao passo que outros sugerem a possibilidade de efeitos expansionistas mesmo no curto prazo, nos casos em que a contração fiscal afeta positivamente as expectativas e os canais de confiança – hipótese conhecida como *fiscal contraction expansionary*. Tal hipótese indica que, sob certas condições, especialmente quando a sustentabilidade fiscal está em xeque, medidas de consolidação podem sinalizar um compromisso crível com a estabilidade macroeconômica futura, melhorando a confiança de investidores e consumidores, e, consequentemente, estimulando o investimento e o consumo.

O objetivo deste trabalho é examinar os efeitos do ajuste fiscal sobre a economia brasileira, com ênfase na distinção entre ajustes realizados via contenção de gastos e aqueles baseados no aumento da carga tributária. A investigação empírica busca avaliar se tais ajustes geram impactos adversos sobre o produto e, adicionalmente, qual estratégia se mostra mais eficaz na contenção da dívida pública com menor custo em termos de atividade econômica. Por fim, os resultados obtidos são comparados à evidência empírica disponível em estudos anteriores.

Apesar da relevância do tema, a literatura aplicada à economia brasileira sobre ajuste fiscal permanece limitada – o que confere a este estudo um caráter contributivo ao debate. Tal lacuna é particularmente relevante à luz da evidência internacional que aponta efeitos assimétricos entre diferentes estratégias de ajuste (Alesina et al., 2015, 2020), mas cuja validade empírica ainda carece de verificação sistemática nos contextos institucional e macroeconômico brasileiros.

Para mensurar os efeitos dinâmicos de choques fiscais sobre variáveis macroeconômicas no Brasil, estima-se um Modelo de Vetor de Correção de Erros (*Vector Error Correction Model* –VECM), apropriado para sistemas em que as variáveis apresentam integração de mesma ordem e relações de cointegração. Essa abordagem permite decompor os impactos de choques fiscais em componentes de curto e longo prazos, preservando a estrutura de equilíbrio de longo prazo entre produto, resultado primário, dívida e taxa de juros. A identificação baseia-se em testes formais de raiz unitária e cointegração *à la* Johansen (Enders, 2014; Pfaff, 2008). Os dados consistem em séries macroeconômicas trimestrais para o Brasil, cobrindo o período de 1999: T1 a 2018: T2.

Os resultados estimados indicam efeitos recessivos moderados associados ao ajuste fiscal no período analisado, embora os efeitos recessivos sobre a atividade sejam mais pronunciados quando a consolidação ocorre por meio do aumento de receitas, em comparação com o corte de gastos. Com relação à trajetória da razão dívida líquida/PIB, observou-se que choques negativos sobre os gastos contribuem para sua redução, ao passo que choques positivos de receita tendem a elevá-la, possivelmente em função de efeitos adversos sobre a arrecadação e a atividade econômica. Já os efeitos sobre a taxa real de juros apresentam sinais distintos: cortes de gastos estão associados à redução dos juros reais, enquanto aumentos de receita resultam, em geral, em elevação dessa taxa, o que pode explicar, em parte, o maior custo sobre o produto do ajuste via aumento das receitas.

Convém destacar que a identificação dos efeitos de um ajuste fiscal envolve elevado grau de complexidade, sendo os resultados deste trabalho condicionados à metodologia adotada.

Este artigo está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A próxima seção apresenta a revisão da literatura sobre ajuste fiscal e seus efeitos macroeconômicos. Em seguida, descrevem-se os dados utilizados e os procedimentos econométricos empregados. Depois, discutem-se os principais resultados empíricos. Por fim, apresentam-se as considerações finais do estudo.

## 1

# A QUESTÃO DA CONSOLIDAÇÃO FISCAL

A consolidação fiscal refere-se ao conjunto de medidas adotadas pelo governo, envolvendo contenção de despesas e/ou aumento de receitas, com o objetivo de reduzir déficits orçamentários e estabilizar a trajetória da dívida pública em relação ao PIB. A implementação de tais medidas torna-se necessária quando o desequilíbrio fiscal ameaça a solvência intertemporal do setor público, o que se traduz na redução da capacidade de investimento do Estado e na elevação do risco de inadimplência da dívida soberana, com possíveis repercussões negativas sobre o fluxo de capitais e as taxas de juros de longo prazo.

Uma deterioração persistente das contas públicas pode, inclusive, configurar um cenário de dominância fiscal, no qual a política monetária torna-se passiva diante das necessidades de financiamento do governo – hipótese originalmente formulada por Sargent e Wallace (1981), segundo a qual a autoridade monetária passa a acomodar os déficits fiscais por meio da expansão da base monetária, comprometendo o controle da inflação e a eficácia da política monetária.

Ainda que a decisão de realizar um ajuste fiscal represente um primeiro passo relevante, os formuladores de política econômica precisam, adicionalmente, decidir sobre a composição desse ajuste – isto é, se ele será conduzido por meio da redução de despesas, do aumento de impostos ou de uma combinação de ambos. A literatura empírica tem demonstrado que os efeitos macroeconômicos da consolidação fiscal são sensíveis à sua composição, à trajetória esperada da dívida e à credibilidade da política anunciada (Mountford & Uhlig, 2009).

Parte da literatura aponta que o ajuste fiscal pode gerar recessão prolongada, conforme demonstrado por Fatás e Summers (2016), ao analisarem os efeitos permanentes de políticas de consolidação sobre economias desenvolvidas. Os autores investigam como as respostas fiscais à crise de 2008 influenciaram a trajetória do produto e concluem que, além do choque inicial negativo causado pela crise, as medidas de ajuste adotadas – predominantemente contracionistas – também exerceram efeitos adversos persistentes sobre o crescimento. Segundo os autores, os impactos da política fiscal foram significativos e de longa duração, contrariando os objetivos iniciais de estabilização.

Estudos empíricos sugerem, ainda, que a composição do ajuste influencia substancialmente seus efeitos macroeconômicos. A evidência apresentada por Leigh et al. (2010) e por Alesina et al. (2012) indica que ajustes baseados em cortes de gastos tendem a ser menos prejudiciais ao crescimento do que aqueles baseados em aumentos de tributos. No entanto, os estudos divergem quanto à duração dos efeitos recessivos. Leigh et al. (2010) mostram que tanto cortes de gastos quanto elevações de impostos produzem contração no curto prazo, sendo esta última mais intensa e persistente. Por sua vez, Alesina et al. (2012) argumentam que, sob determinadas condições, cortes de despesas públicas podem inclusive ter efeitos expansionistas – hipótese conhecida como “contração fiscal expansionista” – ao reduzirem o risco fiscal e favorecerem a queda das taxas de juros de longo prazo.

Alesina et al. (2017), com base em dados de 16 países da OCDE no período de 1978 a 2014, reforçam que os efeitos do ajuste fiscal dependem da sua composição e do momento do ciclo econômico em que são implementadas. Os autores concluem que consolidações baseadas em aumentos permanentes de impostos tendem a ser mais prejudiciais ao produto do que aquelas centradas na redução de gastos. Além disso, observam que os custos do ajuste são menores quando ele é iniciado em períodos de expansão econômica, em comparação com momentos de recessão.

Em estudo anterior, Alesina et al. (2015) também corroboram a tese de que ajustes centrados em cortes de despesas são menos onerosos do que os realizados via aumento da carga tributária. Os autores não encontraram evidências de que os ajustes realizados no período pós-crise sejam mais prejudiciais do que aqueles realizados em contextos normais, mas destacam diferenças substanciais nos impactos sobre o produto conforme o instrumento utilizado.

Leigh et al. (2010), ao analisarem dados de 15 países avançados ao longo de três décadas, aplicam a metodologia narrativa de Romer e Romer (1989, 2010) para identificar episódios de ajuste fiscal motivados por objetivos explí-

bitos de ajuste orçamentário. Seus resultados indicam que os efeitos contracionistas são mais severos no caso de aumentos de impostos: um ajuste fiscal de 1% do PIB por meio de tributos gera, em média, uma queda acumulada de 1,3% no produto após dois anos. Em contraste, ajustes via redução de gastos resultam em uma contração de apenas 0,3% do PIB, valor que não se mostrou estatisticamente significativo.

Attinasi e Metelli (2016), ao investigarem os efeitos da consolidação fiscal em 11 países da Zona do Euro entre 2000 e 2012, concluem que ajustes baseados em cortes de gastos tendem a reduzir a razão dívida/PIB após um intervalo de cerca de quatro trimestres. Em contrapartida, ajustes via aumento de impostos estão associados a um crescimento mais persistente da dívida e a um desempenho do produto inferior ao esperado, o que os autores caracterizam como evidência de “austeridade autodestrutiva”.

Ainda segundo Attinasi e Metelli (2016), os efeitos autodestrutivos da consolidação devem ser cuidadosamente ponderados pelos formuladores de política fiscal. Os autores argumentam que, para que o ajuste seja eficaz, é necessário considerar tanto os custos quanto os benefícios de longo prazo da política implementada. Confirmando achados de estudos anteriores, os resultados indicam que consolidações via corte de despesas tendem a produzir reduções sustentadas na dívida pública, ao passo que ajustes por meio de elevação de impostos não geram redução significativa da razão dívida/PIB. Apesar disso, medidas baseadas em tributos são frequentemente adotadas no curto prazo, em razão dos elevados custos políticos associados à contenção de gastos.

Utilizando a metodologia de Romer e Romer (1989, 2010), Leigh et al. (2010) buscaram determinar quais foram os períodos de consolidação fiscal, analisando as ações governamentais que tinham como objetivo explícito a redução do déficit orçamentário, diferenciando-se de trabalhos que utilizaram os resultados orçamentários observados. Com esse método, os autores identificam que os ajustes baseados no aumento de impostos são mais contracionistas do que os baseados no corte de gastos públicos. E o resultado do ajuste fiscal de 1% baseado em impostos foi de uma queda no PIB de 1,3% após dois anos, enquanto uma redução nos gastos causou uma queda de 0,3% no PIB após dois anos, sendo este resultado estatisticamente não significativo.

Martin et al. (2011) estudaram os planos de ajuste fiscal realizados na França da década de 1970 a 2009. A pesquisa identificou que os primeiros planos de ajuste fiscal, na década de 1970, tiveram pouco planejamento e foram feitos para controlar a demanda agregada. Anos depois, na década de 1990, o ajuste foi realizado para que o país pudesse seguir os critérios do

Tratado de Maastricht<sup>1</sup> e assim fizesse parte da União Econômica e Monetária Europeia.

No início da década de 2000, foi seguida a regra de que os gastos do governo central deveriam ter crescimento real zero, além das reformas do sistema de pensões e do sistema de saúde. Assim, o objetivo foi a redução do déficit público em 3% do PIB para o ano de 2005. Com o trabalho, os autores puderam identificar que a consolidação fiscal em todos os níveis do governo é mais difícil de ser implementada e, além disso, observaram também que na França os gastos do governo acima do limite definido, realizados em maior parte por governos estaduais, limitaram os resultados esperados do ajuste. E, ainda, se a consolidação tivesse sido realizada da maneira estabelecida, haveria maior espaço fiscal para que o país realizasse melhor ajuste pós-crise financeira de 2008.

Agnello et al. (2015) analisaram o efeito das consolidações fiscais sobre a probabilidade de que sejam implementadas reformas financeiras. O estudo foi feito para 17 países membros da OCDE no período de 1980 a 2005, e os autores identificaram que os incentivos fiscais, criados para impulsionar o crescimento do produto no curto prazo, desencadearam a crise da dívida soberana. Diante disso, a necessidade de ajuste tornou-se mais evidente. A pesquisa buscou estudar se o ajuste fiscal, com o objetivo de equilibrar as contas públicas, também cria condições para reformas financeiras, contribuindo para uma trajetória sustentável.

Para isso, utilizaram-se um modelo de regressão logística de eventos raros e modelos *logit* e *probit*, que identificaram os períodos em que ocorreu o ajuste na política fiscal. Os resultados indicaram que grandes planos de consolidação baseados em cortes de gastos aumentam a probabilidade de reformas financeiras.

Contudo, não é o pacote de consolidação que causa a reforma, mas sim a magnitude do ajuste, que deve gerar confiança. Os autores também apontaram que reformas bancárias são mais prováveis em ajustes baseados em aumentos de impostos, enquanto reformas financeiras ocorrem principalmente com cortes de gastos.

Entre os trabalhos sobre os efeitos da política fiscal no Brasil, Peres e Ellery Júnior (2009) identificaram os efeitos dinâmicos de choques fiscais do governo central. Utilizando dados trimestrais de 1994 a 2005 e um vetor autorregressivo (VAR) estrutural (produto, gasto público e impostos líquidos), obser-

---

1 O Tratado de Maastricht, firmado em 1992, estabeleceu os critérios fiscais e monetários para a adesão dos países à União Econômica e Monetária Europeia, incluindo limites para déficit público (3% do PIB) e dívida pública (60% do PIB).



varam que a resposta do produto é pequena e alinhada à teoria keynesiana: positiva para choques de gastos e negativa diante de choques de impostos.

Cavalcanti e Silva (2010) analisaram os efeitos da política fiscal na atividade econômica brasileira (1994-2008) com um VAR que incluiu a dívida pública. Os autores concluíram que ignorar a dívida pública na modelagem leva a superestimar os efeitos dos choques fiscais. Foram utilizados dados trimestrais de receitas públicas, gastos públicos, PIB, taxas de juros reais e razão dívida/PIB.

Gobetti (2015) alerta para os riscos de ajustes fiscais de baixa qualidade no Brasil, baseados em cortes de investimentos ou aumento de tributação. O autor defende evitar ajustes curtos que prejudiquem o crescimento e priorizar reformas estruturais de médio prazo. A Emenda do Teto de Gastos propôs um ajuste lento e gradual, limitando o crescimento nominal das despesas à inflação. Contudo, a regra não diferenciou gastos com investimento, e podem-se verificar políticas que a descaracterizam.

Salto et al. (2015) destacam as dificuldades do ajuste fiscal no Brasil por causa da complexidade orçamentária. Os autores questionam se, em caso de *default*, recursos do Banco Central e reservas seriam usados para gastos correntes. Além disso, políticas macroeconômicas (como pagamento de juros, seguros cambiais e ajustes patrimoniais) podem gerar desequilíbrios fiscais, criando custos sem benefícios futuros. Portanto, sem resolver questões cambiais e financeiras, não haveria clareza sobre medidas eficientes de ajuste.

Adicionalmente, os autores afirmam que políticas macroeconômicas podem criar despesas e compromissos, assim como políticas de gasto em bens e serviços. No caso, pagamento de juros, ajustes patrimoniais, seguros cambiais e diferenciais de rentabilidade podem contribuir para o desajuste fiscal e tornar a política de ajuste ineficiente, gerando um custo para a população que não seria revertido em benefícios futuros. Portanto, sem resolver previamente as questões financeiras e cambiais, não se teria clareza sobre a dimensão do problema fiscal e sobre as medidas que podem ser implementadas de maneira eficiente.

## 2

## DADOS E MÉTODOS

Esta seção se ocupa da descrição dos procedimentos econométricos aplicados, além da apresentação dos dados utilizados para tal fim.

## ■ 2.1 Dados

Os dados utilizados nas estimações são dispostos no Quadro 1. Foram utilizadas séries históricas trimestrais do período Q3 de 1999 a Q2 de 2018, totalizando 78 observações. O início do período selecionado – Q3 1999 – se justifica devido à implantação no ano de 1999 do tripé macroeconômico – formado por flutuação cambial, metas de inflação e superávit primário –, política que tinha por objetivo manter a estabilidade da economia para que assim fosse possível o crescimento econômico.

### Quadro 1

#### Descrição das variáveis

Variável	Fonte	Descrição
Dívida (a)	Banco Central do Brasil	<ul style="list-style-type: none"> <li>Série histórica da dívida total líquida do governo central em porcentagem do PIB.</li> <li>Série deflacionada, dessazonalizada.</li> </ul>
Receitas (b)	Tesouro Transparente	<ul style="list-style-type: none"> <li>Série de receita primária obtida a partir do documento divulgado mensalmente pelo Tesouro Transparente que apresenta o resultado fiscal do governo central.</li> <li>Para o cálculo das receitas primárias do governo central desta pesquisa, consideraram-se: receita administrada pela Receita Federal Brasileira (RFB), incentivos fiscais, arrecadação líquida para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS), receitas não administradas pela RFB, Fundo de Participação dos Municípios (FPM)/Fundo de Participação dos Estados (FPE)/Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI-Exceção Ex-tarifário), fundos constitucionais, repasse total, superávit dos fundos, contribuição do salário-educação, compensações financeiras, Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (Cide-Combustíveis) e demais receitas.</li> <li>A série originalmente deflacionada foi convertida em frequência trimestral, dessazonalizada e linearizada.</li> </ul>
Gastos (c)	Tesouro Transparente	<ul style="list-style-type: none"> <li>Série de gasto primário obtida a partir do Tesouro Transparente que apresenta o resultado fiscal do governo central. Para o cálculo dos gastos do governo central, consideraram-se: benefícios previdenciários, pessoal e encargos sociais, outras despesas obrigatórias, despesas discricionárias – todos os Poderes. Não foram considerados os gastos do governo relativos ao ciclo econômico, como as despesas com seguro-desemprego.</li> <li>A série deflacionada foi transformada em série trimestral, dessazonalizada e linearizada.</li> </ul>
Juros reais (d)	Banco Central do Brasil	<ul style="list-style-type: none"> <li>A série Selic Over foi convertida em termos reais via deflacionamento pelo IPCA.</li> <li>A série mensal foi transformada em trimestral pela média entre os meses e dessazonalizada.</li> </ul>
PIB (e)	Banco Central do Brasil	<ul style="list-style-type: none"> <li>Série deflacionada, dessazonalizada e linearizada.</li> </ul>

Fonte: Elaborado pelos autores.

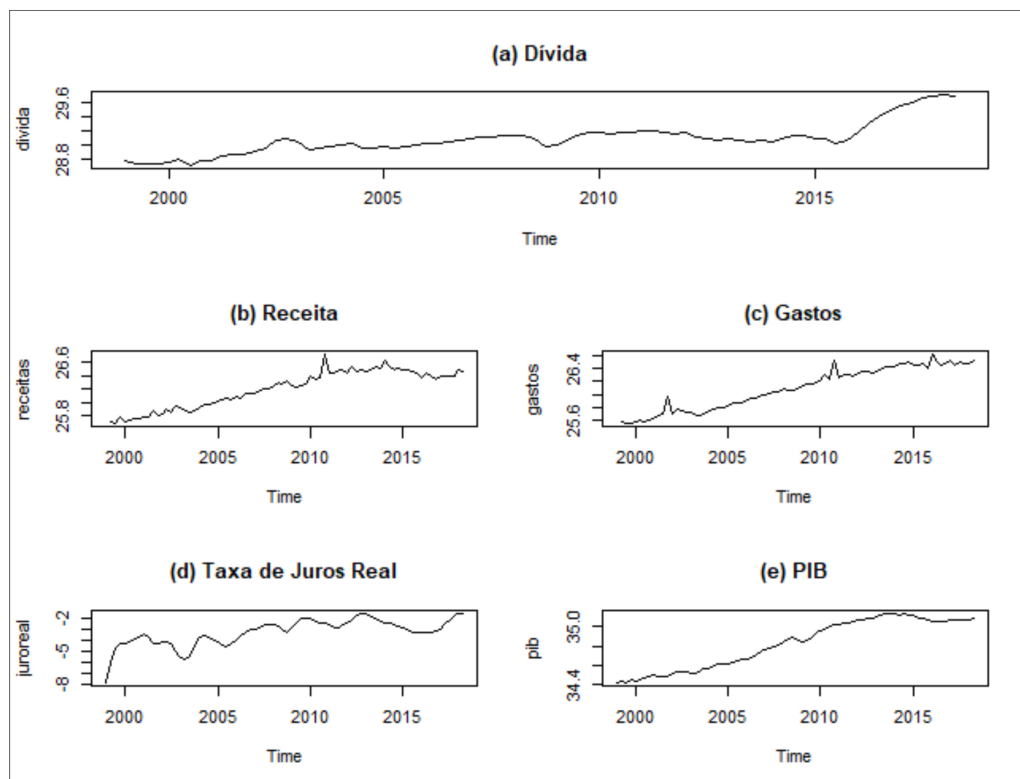
Foram utilizados dados trimestrais, expostos na Figura 1, pois conforme explicam Peres e Ellery Júnior (2009), séries trimestrais podem retirar o efeito de eventuais ajustes discricionários da política fiscal. O período de um trimestre pode não ser o suficiente para que os formuladores das políticas desenvolvessem medidas que respondam aos choques fiscais ocorridos.

A taxa de juros real foi incluída no modelo por seu duplo papel na transmissão dos efeitos fiscais. Primeiramente, um corte de gastos pode reduzir a demanda agregada, levando à desaceleração da inflação e, consequentemente, permitindo que o Banco Central adote uma política monetária mais expansionista, com redução da taxa básica de juros. Esse movimento estimularia o investimento privado e o crescimento do produto. Além disso, o ajuste fiscal afeta a taxa de juros por meio do canal de expectativas: ao sinalizar compromisso com a sustentabilidade das contas públicas, um ajuste crível pode reduzir os prêmios de risco exigidos pelos investidores, diminuindo a taxa de juros de longo prazo mesmo antes de qualquer ação do Banco Central. Por fim, a própria dinâmica da dívida pública é sensível à taxa de juros real, criando um *feedback* entre política fiscal e custo do endividamento governamental.

A variável que será chamada de dívida (representada pela razão dívida total líquida do governo central em porcentagem do PIB) foi incluída no modelo, pois, como explicam Cavalcanti e Silva (2010), ao desconsiderá-la do modelo, as estimativas podem estar enviesadas. Caso ocorra um choque fiscal expansionista, a dívida tenderia a aumentar em razão de maiores gastos, e se o governo busca evitar que a relação entre a dívida e o PIB cresça indefinidamente, no futuro os gastos públicos devem ser reduzidos ou a receita tributária elevada, causando um efeito no produto.

**Figura 1**

Séries de tempo utilizadas



Fonte: Elaborada pelos autores.

## ■ 2.2 Modelo de vetor autorregressivo e Modelo de Vetor de Correção de Erros

A década de 1980 foi um período de mudanças nas técnicas econométricas utilizadas. Isso ocorreu porque, até então, a discussão girava em torno dos “multiplicadores dinâmicos” na análise da reação da economia a choques mo-

netários e fiscais. Entretanto, dada a crítica de Lucas (1976)<sup>2</sup>, Sims (1980) introduz uma nova metodologia cujas ferramentas consistiam em testes de causalidade, impulso-resposta e decomposição da variância.

O ponto de partida da análise econométrica consiste em avaliar a ordem de integração das séries e a eventual existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre elas. No contexto de política fiscal, a literatura tem ressaltado que variáveis como gasto primário, receita, dívida e PIB costumam exibir comportamento  $I(1)$  e podem estar cointegradas por causa de restrições orçamentárias e institucionais. O uso de um VECM, portanto, é metodologicamente consistente com a hipótese de que o setor público opera sob uma restrição orçamentária intertemporal.

O método em questão é o VAR, um modelo dinâmico em que são incluídas variáveis defasadas, de forma que cada variável sofre influência linear tanto dela própria defasada quanto das demais endógenas do sistema dinâmico. Assim, trata-se de uma generalização dos modelos univariados de *autoregressive-moving average* (ARMA), tendo sua representação na forma estrutural e matricial dada pela Equação (1).

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=0}^p B_i X_{t-i} + C\varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $[A]$  é a matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do sistema, capturando como cada variável afeta as outras no mesmo período;  $[B_i]$  são as matrizes de coeficientes das defasagens, que representam o impacto das variáveis defasadas em  $i$  períodos sobre o valor atual;  $[C]$  é a matriz que determina como os choques estruturais  $\varepsilon_t$  afetam diretamente cada variável do sistema; e  $[\varepsilon_t]$  é o vetor de choques estruturais exógenos, assumidos como não correlacionados e com distribuição normal.

Os choques  $\varepsilon_t$  são denominados choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas e são independentes porque

---

2 “Dado que a estrutura de um modelo econométrico consiste em regras de decisão ótimas dos agentes econômicos e que as regras de decisão ótimas variam sistematicamente com as mudanças na estrutura das séries relevantes para o decisor, conclui-se que qualquer mudança na política sistematicamente irá alterar a estrutura dos modelos econométricos” (Lucas, 1976, p. 41, tradução nossa).

as inter-relações entre um choque e outro são captadas indiretamente pela matriz  $A$ .

Os choques estruturais que causam as inovações no modelo são vistos como ortogonais, indicando que eles influenciam apenas os resíduos. Dessa forma, são considerados como exógenos, pois não são diretamente observáveis. Porém, é necessário fazer suposições plausíveis segundo a teoria econômica para que seja possível identificar esses choques no modelo (Gottschalk, 2001; Bueno, 2011).

Uma questão relevante nesse tipo de metodologia diz respeito à estacionariedade das séries subjacentes à análise. Quando uma série temporal não é estacionária<sup>3</sup>, não se pode utilizá-la trivialmente, pois não é possível estimar todos os momentos da série. De outra forma, segundo Bueno (2011), torna-se impossível fazer inferências estatísticas. Ou seja, se as séries forem não estacionárias, alguns cuidados devem ser tomados.

O objetivo do VAR, segundo Enders (2014), é determinar as inter-relações entre as variáveis e não determinar as estimativas dos parâmetros. Dessa forma, caso as variáveis não sejam estacionárias, antes de diferenciá-las e “jogar fora” informações relevantes, é necessário testar a possibilidade de comovimentos entre as séries, ou seja, cointegração.

A cointegração ocorre quando uma combinação linear de séries não estacionárias  $I(1)$  resulta em uma série estacionária  $I(0)$ , indicando uma relação de equilíbrio de longo prazo. Assim, existe um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Entretanto, no curto prazo, há desvios dessa tendência comum, de modo que o resíduo resultante será o erro de equilíbrio, porque expressa os desvios temporários do equilíbrio de longo prazo.

A teoria de cointegração preocupa-se, então, com dois pontos fundamentais. O primeiro é testar os resíduos para constatar que se trata de uma variável estacionária. O segundo ponto é, dado que os resíduos são estacionários, utilizar essa informação para ajustar melhor o modelo VAR, denominado, dessa forma, de VECM.

Nesse contexto, este trabalho inicia as análises empíricas pela inspeção da estacionariedade das séries utilizadas na especificação do modelo. Para tanto, o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) utiliza a Equação (2) para avaliar as possíveis características das séries em relação à sua natureza.

---

3 Uma série temporal é estacionária se sua média, variância e covariância não dependem do tempo.

A equação estrutural do modelo VAR pode ser representada assim:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (2)$$

Assim, sendo uma única série temporal representada por  $y_t$ , de acordo com Pfaff (2008), um procedimento testa as seguintes possibilidades:

- 1) Série estacionária ao redor de uma média zero.
- 2) Série estacionária ao redor de uma média diferente de zero.
- 3) Série estacionária ao redor de uma tendência linear.
- 4) Série não estacionária sem deslocamento.
- 5) Série não estacionária com deslocamento.

Esse protocolo se inicia testando a hipótese nula de que  $\pi = 0$ : se ela não for a série, será não estacionária; caso contrário, será estacionária. Para essa primeira análise, uma vez que se trata de uma hipótese individual, utilizam-se as intuições de um teste  $t$  de significância estatística. Para avaliar as demais relações, faz-se uso de uma hipótese conjunta, sendo necessárias as intuições de um teste  $F$  de significância geral.

Se mais de uma série for identificada como sendo não estacionária, testa-se a possibilidade de cointegração a partir do teste de Johansen, no qual se avalia o posto da matriz de cointegração (número de vetores de cointegração linearmente independentes). Havendo, ao menos, uma relação de cointegração, estima-se o VECM a partir do método de máxima verossimilhança e, então, testa-se a estabilidade<sup>4</sup> do modelo por meio de diagnósticos dos resíduos (por exemplo, testes de autocorrelação e heterocedasticidade).

A escolha do VECM no presente artigo justifica-se pelo fato de que as variáveis macroeconômicas utilizadas – como PIB, receita, despesa e dívida – exibem comportamento potencialmente não estacionário, mas podem estar

---

4 Os testes utilizados para averiguar a estabilidade do modelo foram ausência de autocorrelação e heterocedasticidade, assim como a probabilidade de a distribuição dos resíduos se assemelhar à de uma normal.

cointegradas, indicando a existência de relações de equilíbrio de longo prazo. O VECM é particularmente apropriado nesses casos, pois permite incorporar essas relações estruturais de longo prazo enquanto preserva a dinâmica de curto prazo por meio de termos defasados. Além disso, esse tipo de modelagem evita o risco de regressões espúrias, garantindo inferências econometricamente válidas.

## ■ 2.3 Decomposição da variância dos erros

Uma forma complementar de avaliar os resultados do modelo VAR é por meio da decomposição da variância dos erros de previsão, conforme proposto por Sims (1980) e detalhado por Bueno (2011). A decomposição da variância mostra quanto cada choque exógeno (por exemplo, fiscal, monetário) contribui para a incerteza na previsão de uma variável em horizontes temporais específicos. Esse método quantifica a contribuição percentual de cada choque estrutural para a variância do erro de previsão de uma variável. Como pode ser visto por meio das equações apresentadas a seguir, onde  $x$  e  $y$  são duas variáveis endógenas:

$$Z_{t+h} = \bar{Z} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (3)$$

O erro de previsão pode ser calculado como

$$Z_{t+h} - E_t(Z_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (4)$$

Esmiuçando apenas  $x_{t+h}$ :



$$x_{t+h} - E_t(x_{t+h}) = \psi_{0,11}\varepsilon_{xt+h} + \psi_{1,11}\varepsilon_{xt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11}\varepsilon_{xt+1} + \psi_{0,12}\varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,12}\varepsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,12}\varepsilon_{yt+1} \quad (5)$$

Logo:

$$\sigma_x^2(h) = \sigma_{\varepsilon_x}^2 \sum_{i=0}^{h-1} \psi_{i,11}^2 + \sigma_{\varepsilon_y}^2 \sum_{i=0}^{h-1} \psi_{i,12}^2 \quad (6)$$

onde  $[\sigma_x^2(h)]$  é a variância do erro de previsão de  $x$  no horizonte  $h$ ,  $[\sigma_{\varepsilon_x}^2 \sigma_{\varepsilon_y}^2]$  são as variâncias dos choques estruturais em  $x$  e  $y$ , respectivamente,  $[\psi_{i,11}]$  é o impacto acumulado do choque  $\varepsilon_x$  após  $i$  períodos sobre  $x$  e  $[\psi_{i,12}]$  é o impacto acumulado do choque  $\varepsilon_y$  após  $i$  períodos sobre  $x$ .

A variância do erro de previsão pode ser decomposta nos elementos que a compõem. Se for um modelo com duas variáveis, a variância será decomposta em dois componentes, permitindo calcular a participação relativa de cada choque na variância total de previsão. Dividindo os dois lados por  $\sigma_x^2(h)$ :

$$1 = \frac{\sigma_{\varepsilon_x}^2 \sum_{i=0}^{h-1} \psi_{i,11}^2}{\sigma_x^2(h)} + \frac{\sigma_{\varepsilon_y}^2 \sum_{i=0}^{h-1} \psi_{i,12}^2}{\sigma_x^2(h)} \quad (7)$$

### 3

## RESULTADOS

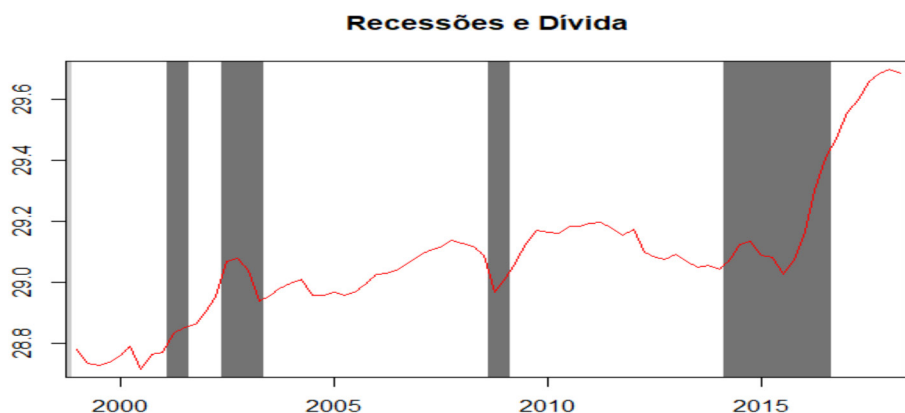
Conforme demonstrado por Alesina et al. (2012), o aumento da dívida pública compromete a sustentabilidade das finanças públicas e restringe o espaço para políticas fiscais anticíclicas, tornando o ajuste fiscal, em certos contextos, uma condição necessária para restaurar a confiança dos agentes e limitar pressões sobre os juros de longo prazo.

Para analisar como determinada variável influencia uma outra, é necessário que as séries apresentem significado econômico, ou seja, as séries não podem ser espúrias. Uma série é considerada espúria quando não é estacionária, e esse fato não é considerado na estimação econômica. Uma forma de observar se a série é estacionária ou não é a análise gráfica. Como pode ser visto na Figura 1, as variáveis crescem ao longo do tempo seguindo uma tendência, ou seja, não crescem em torno de uma média e nem apresentam variância constante, o que pode sugerir que as séries não são estacionárias ou, de outra forma, possuem raiz unitária. Porém, como a análise gráfica não é suficiente, são necessários testes de raiz unitária com significância estatística para cada série.

Antes da realização dos testes usuais de estacionariedade e cointegração, serão apresentadas algumas relações interessantes entre as variáveis-chave do modelo e os períodos da economia brasileira considerados recessivos. A Figura 2 apresenta a trajetória da dívida em conjunto com as recessões<sup>5</sup>. Como pode ser observado, a relação passou a aumentar significativamente a partir de setembro de 2015.

**Figura 2**

### Recessões e dívida



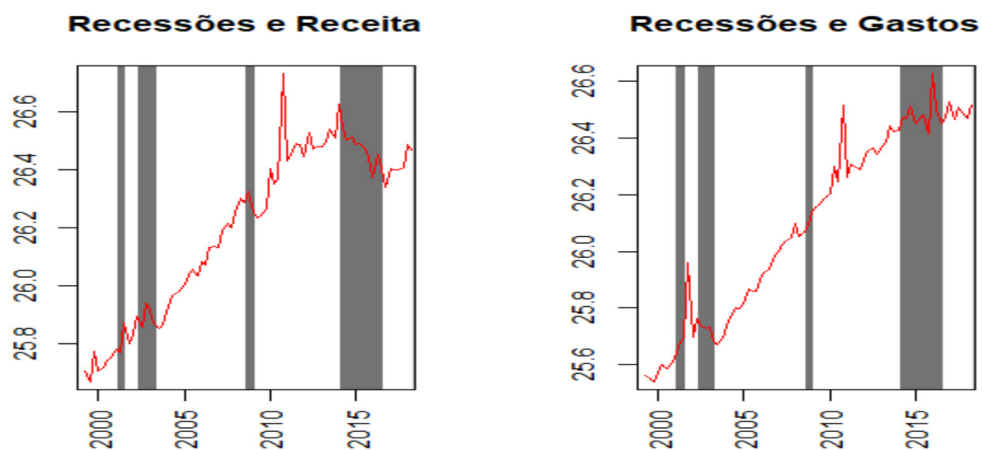
Fonte: Elaborada pelos autores.

5 O Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace), criado em 2004 pela Fundação Getúlio Vargas, tem a finalidade de determinar uma cronologia de referência para os ciclos econômicos brasileiros. Dada a metodologia disponibilizada, a partir do *software* R, foi possível desenvolver a Figura 4.

Levando em consideração os mesmos períodos identificados como de recessão na amostra selecionada e comparando com a trajetória dos gastos e da receita, percebe-se que esse aumento da dívida parece advir da redução das receitas (a) mais do que da redução de gastos (b), conforme os gráficos apresentados na Figura 3.

**Figura 3**

**Recessões, receita, gastos**



Fonte: Elaborada pelos autores.

O Quadro 2 apresenta os testes de raiz unitária de ADF aplicado a partir do protocolo de Pfaff (2008).

## Quadro 2

### Teste Dickey-Fuller aumentado

	Processo gerador
Gastos	Passeio aleatório com <i>Drift</i>
Receitas	Passeio aleatório sem <i>Drift</i>
Dívida	Passeio aleatório sem <i>Drift</i>
PIB	Passeio aleatório com <i>Drift</i>
Juros reais	Estacionário ao redor de uma tendência linear

Fonte: Elaborada pelos autores.

O teste indica a presença de raiz unitária nas séries, exceto para os juros reais, que se mostraram estacionários após incluir uma tendência determinística. Entretanto, sendo mais de duas séries não estacionárias<sup>6</sup>, o próximo passo é testar cointegração. Isso ocorre porque, se as séries forem cointegradas, descarta-se a possibilidade de regressão espúria e estima-se o VECM em nível. Sendo não cointegradas, estima-se um VAR com as séries estacionarizadas. Para tanto, foi realizado o teste Johansen apresentado na Tabela 1.

---

6 “[...] é a necessidade de haver pelo menos duas variáveis integradas de mesma ordem na ordem máxima de integração entre todas as variáveis para que exista cointegração” (Bueno, 2011, p. 245).

**Tabela 1**

## Teste de cointegração de Johansen

Teste de máximo autovalor				
	Estatística calculada	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 10\%$
$r \leq 4$	0,58	6,50	8,18	11,65
$r \leq 3$	6,28	12,91	14,90	19,19
$r \leq 2$	20,32	18,90	21,07	25,75
$r \leq 1$	34,87	24,78	27,14	32,14
$r = 0$	45,56	30,84	33,32	38,78
Teste traço				
$r \leq 4$	0,58	6,50	8,18	11,65
$r \leq 3$	6,86	15,66	17,95	23,52
$r \leq 2$	27,18	28,71	31,52	37,22
$r \leq 1$	62,06	45,23	48,28	55,43
$r = 0$	107,62	66,49	70,60	78,87

Fonte: Elaborada pelos autores.

Uma vez que se interpreta o resultado do teste de forma crescente, ou seja, se a estatística calculada for maior que a tabelada em dado nível de significância, por exemplo, quando  $r = 0$ , ao nível de 5% de significância, rejeita-se a hipótese nula de nenhuma relação de cointegração, indicando a presença de pelo menos um vetor de cointegração. Dada essa regra de decisão, verifica-se a possibilidade de haver até dois vetores de cointegração. Assim, parte-se para a estimação do VECM<sup>7</sup>.

Passando para análise das funções de impulso-resposta que ilustram os choques de ajustes fiscais, foram considerados dois tipos de choques: 1. permanentes (acumulados), simulando um deslocamento persistente da variável fiscal; e 2. transientes (pontuais), representando um impulso único.

7 O VECM foi estimado com um vetor de cointegração, e, após a estimação, testou-se a estabilidade do modelo por meio do teste de autocorrelação dos resíduos gerados, alcançando um modelo bem especificado e estável.

As funções de impulso resposta são empregadas para testar as hipóteses sobre os efeitos do ajuste fiscal. Primeiramente, analisa-se o impacto de uma *redução permanente exógena* de 1% nos gastos públicos (Figura 4, gráfico à esquerda) e de um *choque transiente exógeno* de -1% sobre essa mesma variável (Figura 4, gráfico à direita). Em seguida, examinam-se os efeitos de um choque positivo permanente exógeno e de um choque positivo transiente exógeno sobre as receitas (Figura 5, gráficos à esquerda e à direita, respectivamente). Em cada um desses cenários, avalia-se a resposta dinâmica do PIB.

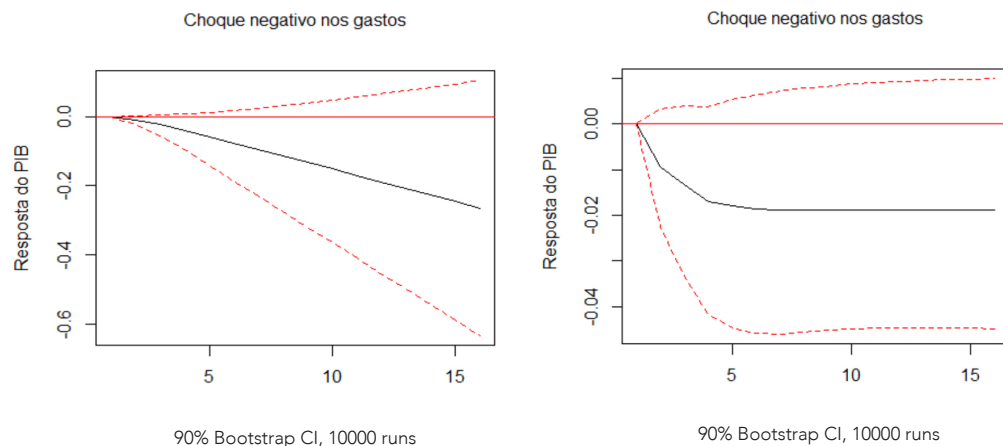
Ante uma *redução permanente exógena* de 1% nos gastos públicos (Figura 4, à esquerda), o PIB apresenta uma trajetória descendente ao longo dos 16 trimestres subsequentes, com a contração acumulada excedendo 0,4%, isto é, sua magnitude é moderada. Por sua vez, um choque transiente exógeno negativo de 1% sobre os gastos (Figura 4, à direita) induz uma contração imediata do PIB de aproximadamente 0,02%, seguida de estabilização. Contudo, recomenda-se cautela nas análises, já que o intervalo de confiança de 90% para essa resposta contém o valor zero na maior parte do horizonte temporal.

Essa dinâmica é consistente com a literatura que sugere que consolidações fiscais via cortes de gastos, especialmente as de natureza transiente, tendem a apresentar um efeito contracionista limitado sobre o produto (por exemplo, Alesina et al., 2012, 2017). Tal padrão pode ser atribuído a dois canais principais: 1. uma potencial melhora nas expectativas e na confiança dos agentes econômicos em relação à sustentabilidade fiscal (o canal da credibilidade); e 2. uma atenuação da pressão sobre a taxa de juros real, decorrente da menor demanda por financiamento por parte do setor público.

Em contraste, choques positivos exógenos sobre as receitas (Figura 5) induzem um padrão recessivo mais acentuado. Um aumento permanente exógeno de 1% nas receitas (gráfico à esquerda) conduz a uma queda do PIB que ultrapassa 0,05% após 16 trimestres, com uma trajetória marcadamente descendente. Um choque transiente exógeno positivo de 1% sobre as receitas (gráfico à direita) também gera uma contração imediata e persistente da atividade econômica, com estabilização um pouco acima de -0,05%. O impacto mais adverso das elevações tributárias pode ser atribuído aos seus efeitos sobre a renda disponível e às distorções nos incentivos intertemporais de consumo e investimento.

**Figura 4**

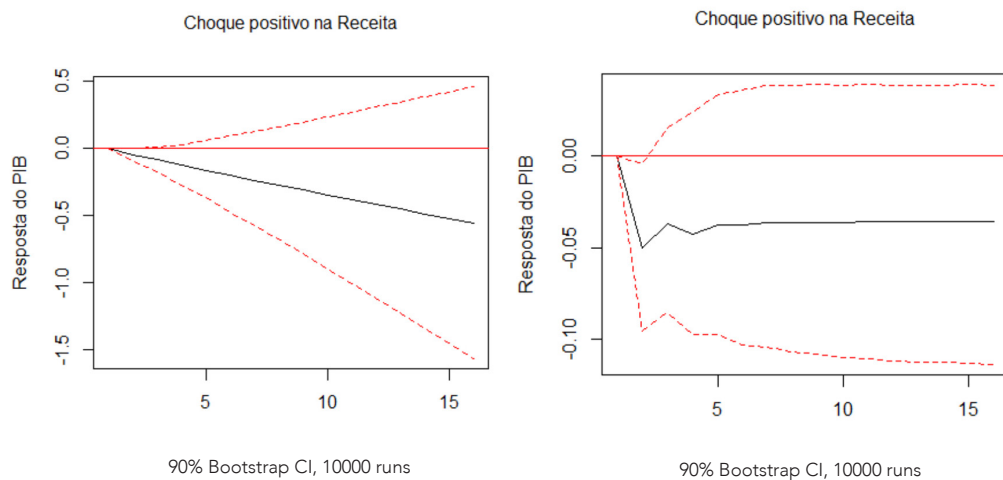
Resposta do PIB a um choque negativo de 1% nos gastos públicos



Fonte: Elaborada pelos autores.

**Figura 5**

Resposta do PIB a um choque positivo de 1% nas receitas públicas



Fonte: Elaborada pelos autores.

A análise estende-se à resposta da razão dívida pública líquida/PIB. A Figura 6 exibe as funções impulso resposta (FIRs) dessa variável diante de choques exógenos negativos nos gastos (painéis superiores) e positivos nas receitas (painéis inferiores), distinguindo entre choques permanentes (gráficos à esquerda) e transientes (gráficos à direita). No caso de uma redução permanente nos gastos (painel superior esquerdo), observa-se uma trajetória acentuadamente decrescente da razão dívida/PIB ao longo de quase todo o horizonte de 16 trimestres, sugerindo que o ajuste via contenção de despesas contribui consistentemente para a redução do endividamento relativo. Uma redução transiente nos gastos (painel superior direito) também induz uma queda imediata e persistente da dívida/PIB, embora de menor magnitude e com estabilização mais célere. Ambos os cenários reforçam a eficácia do ajuste via despesa para a sustentabilidade fiscal.

Em contraste, os *choques positivos sobre a receita* geram respostas distintas. Um *aumento permanente na receita* (painel inferior esquerdo) resulta em uma elevação da razão dívida/PIB, com trajetória ascendente. Um *aumento transiente na receita* (painel inferior direito) também eleva a dívida/PIB, de forma mais moderada, com estabilização próxima de 0,3 ponto percentual. Esse comportamento da dívida ante aumentos de receita, aparentemente contraintuitivo, pode ser atribuído aos efeitos adversos sobre o denominador da razão (PIB), conforme discutido anteriormente, e ao canal das expectativas. Aumentos da carga tributária podem contrair a atividade econômica, deteriorar a confiança dos agentes e elevar as taxas de juros reais, aumentando o custo de serviço da dívida.

Tal padrão alinha-se com evidências da literatura internacional – por exemplo, Alesina et al. (2012) e Attinasi e Metelli (2016) – que sugerem que ajustes fiscais baseados em aumentos de impostos podem ser menos eficazes, ou mesmo contraproducentes, para o controle da dívida pública.

A Figura 7 ilustra as respostas da taxa de juros real a um choque exógeno contracionista de 1% nos gastos públicos (gráfico à esquerda) e a um choque exógeno expansionista de 1% nas receitas públicas (gráfico à direita).

No primeiro caso, observa-se uma queda persistente da taxa de juros real em resposta ao corte de gastos, com trajetória decrescente da estimativa pontual ao longo dos 16 trimestres, indicando que o ajuste via despesa reduz o custo real do capital. Esse comportamento é compatível com o chamado efeito *crowding-out* reverso: a menor demanda por financiamento público alivia a demanda sobre a poupança privada e aumenta a poupança pública, permitin-



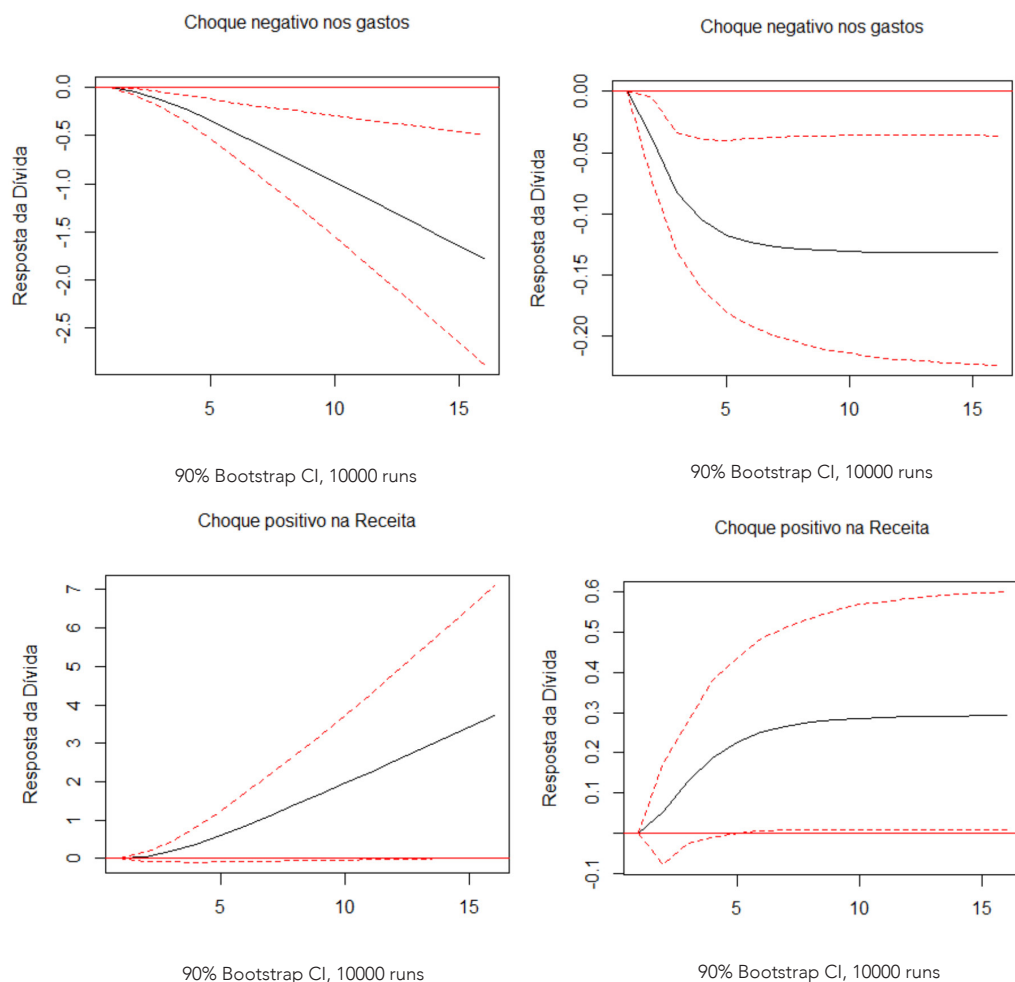
do queda nas taxas reais de juros. Isso contribui para estimular o investimento privado e, indiretamente, mitigar os efeitos recessivos do ajuste.

Já o choque positivo na receita pública resulta em uma elevação modesta, porém persistente, da taxa de juro real a partir do terceiro trimestre. Embora o intervalo de confiança inclua a linha zero nos primeiros períodos, a estimativa pontual estabiliza-se em patamar positivo. Esse padrão pode estar associado à percepção de maior carga tributária futura, o que reduz o retorno esperado do capital, desestimula a poupança privada e pressiona o juro real. Além disso, aumentos de receita podem ser interpretados como sinal de deterioração prévia das contas públicas (futuramente os gastos vão acompanhar os aumentos das receitas?), reforçando o prêmio de risco exigido pelos investidores.

Esses resultados são consistentes com os efeitos diferenciados do ajuste fiscal sobre o PIB observados anteriormente: ao permitir redução na taxa de juros real, o corte de gastos tende a ser menos prejudicial à atividade econômica, enquanto o ajuste via aumento de receita gera efeitos contracionistas tanto diretos quanto financeiros.

**Figura 6**

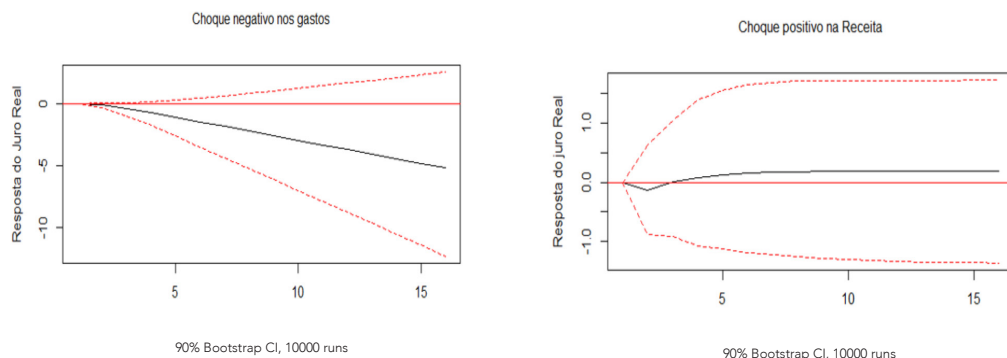
**Resposta da dívida pública a choque negativo nos gastos e a choque positivo na receita**



Fonte: Elaborada pelos autores.

**Figura 7**

Resposta da taxa de juro real a um choque negativo de 1% nos gastos públicos e a um choque positivo de 1% nas receitas públicas



Fonte: Elaborada pelos autores.

As Tabelas 2 e 3 apresentam os resultados da decomposição da variância do erro de previsão da variável PIB e dívida.

**Tabela 2**

Decomposição da variância para o PIB

	Gastos	Receitas	Dívida	PIB	Juros reais
1	0,01170919	0,0140318493	0,0009229247	0,973336	0,0000
2	0,03190571	0,0064408277	0,0053885328	0,9365414	0,01972353
3	0,0465505	0,0037365109	0,0137166261	0,8913398	0,04465656
4	0,05762563	0,0028353519	0,0195158146	0,8592693	0,06075393
5	0,06503032	0,0022322601	0,0235472804	0,8383357	0,07085442
6	0,07027985	0,0018757686	0,0260396903	0,8248855	0,0769192
7	0,0740218	0,0016188513	0,0276774507	0,8158453	0,08083659
8	0,07683403	0,0014347728	0,0287740114	0,8094758	0,08348135
9	0,07900195	0,001292864	0,0295588425	0,8047519	0,08539446
10	0,08073062	0,0011817332	0,0301435936	0,8011042	0,08683991
11	0,08213714	0,0010916855	0,0305994026	0,7981935	0,08797831
12	0,08330476	0,0010175468	0,0309652698	0,7958127	0,08889976
13	0,08428806	0,0009553222	0,0312667513	0,7938266	0,08966331
14	0,08512719	0,0009024214	0,0315199102	0,7921434	0,09030709
15	0,08585104	0,000856876	0,0317359585	0,7906981	0,09085799

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota-se que a variação do PIB é significativamente influenciada pelas variações nos gastos, com uma influência crescente ao longo do tempo, bem como pelas variações da taxa de juro real, além das variações no próprio PIB. Já a receita tem um impacto menor. Já a dívida pública possui uma influência baixa no curto prazo, tornando-se mais relevante ao longo do tempo.

De modo análogo, a Tabela 3 sugere que a variância do erro de previsão da dívida é explicada principalmente por choques nos gastos públicos e pouco influenciada pela variância da receita e da taxa de juro real. Já o PIB tem baixo impacto no curto prazo, no sentido analisado pelo teste, e passa a ser mais influente ao longo do tempo.

**Tabela 3**

**Decomposição da variância da dívida**

	Gastos	Receitas	Dívida	PIB	Juros reais
1	0,064472	0,029245	0,906283	0	0
2	0,155452	0,021889	0,797892	0,007734	0,017032
3	0,24231	0,013631	0,693521	0,026644	0,023894
4	0,287833	0,00878	0,633043	0,049686	0,020658
5	0,310083	0,006172	0,597475	0,070592	0,015679
6	0,318954	0,004768	0,576731	0,087685	0,011862
7	0,321871	0,003974	0,563811	0,100934	0,009411
8	0,322128	0,0035	0,555323	0,111138	0,007911
9	0,321386	0,003198	0,549395	0,119033	0,006988
10	0,320315	0,002996	0,545054	0,125232	0,006402
11	0,319212	0,002853	0,541747	0,130175	0,006014
12	0,318181	0,002748	0,539148	0,134179	0,005745
13	0,317257	0,002667	0,537055	0,137471	0,00555
14	0,316445	0,002604	0,535335	0,140214	0,005403
15	0,315734	0,002552	0,533897	0,142529	0,005288

Fonte: Elaborada pelos autores.

O teste de causalidade de Granger (Tabela 4) avalia precedência temporal, isto é, se variações em uma variável antecedem sistematicamente variações em outra. Resultados significativos sugerem relação de causalidade no sentido de Granger. Nesse sentido, a série juros reais precede temporalmente todas as

outras variáveis (PIB, receitas, dívida e gastos). Por sua vez, as receitas, os gastos e o PIB Granger-causa precedem os juros reais. Além disso, como era esperado, o PIB precede temporalmente as receitas.

**Tabela 4**

### Teste de causalidade de Granger

Hipótese nula	Estatística F	p-valor
Gastos não Granger-causa <i>dívida</i>	0,064	0,938
Receitas não Granger-causa <i>dívida</i>	1,5414	0,2213
PIB não Granger-causa <i>dívida</i>	0,3224	0,7255
Juro real não Granger-causa <i>dívida</i>	4,8376	0,01073*
<i>Dívida</i> não Granger-causa gastos	1,1536	0,3214
Receitas não Granger-causa gastos	0,881	0,4189
PIB não Granger-causa gastos	0,2816	0,7554
Juro real não Granger-causa gastos	3,8773	0,02529*
<i>Dívida</i> não Granger-causa juro real	1,2325	0,2977
Receitas não Granger-causa juro real	5,4622	0,006246**
PIB não Granger-causa juro real	5,1488	0,008164**
Gastos não Granger-causa juro real	3,1898	0,04723*
Gastos não Granger-causa receitas	1,2691	0,2875
<i>Dívida</i> não Granger-causa receitas	0,1475	0,8623
PIB não Granger-causa receitas	3,1578	0,04864*
Juro real não Granger-causa receitas	4,9634	0,00964**
Gastos não Granger-causa PIB	5,4819	0,006146**
<i>Dívida</i> não Granger-causa PIB	1,0361	0,361
Receitas não Granger-causa PIB	14,414	0,000***
Juro real não Granger-causa PIB	6,8022	0,001983**

Nota. A significância é representada por asteriscos: \* significativo a 5%, \*\* significativo a 1% e \*\*\* significativo < 1%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

A avaliação dos efeitos macroeconômicos de ajustes fiscais é metodologicamente desafiadora, particularmente por causa da endogeneidade inerente às decisões de política fiscal e à complexidade na identificação de choques exógenos. Tais fatores impõem cautela na interpretação causal dos resultados econométricos.

Este estudo investigou os impactos de ajustes fiscais sobre a economia brasileira por meio de um VECM e da análise de suas funções de impulso-resposta. Os resultados indicam que, no período analisado, a consolidação fiscal não esteve associada a um efeito recessivo de magnitude elevada sobre o produto. A composição do ajuste demonstrou ser relevante para os resultados: o ajuste via redução de despesas revelou-se menos prejudicial à atividade econômica do que aquela implementada por meio da elevação de receitas, uma distinção particularmente relevante em horizontes de médio e longo prazos.

Com relação aos efeitos sobre a dívida, um ajuste por meio dos gastos tem um efeito redutor sobre a razão dívida/PIB, mas um ajuste por meio das receitas apresenta um efeito oposto, elevando tal relação. É importante destacar que os efeitos sobre a dívida somados aos efeitos sobre a demanda agregada permitem uma significativa redução da taxa Selic real quando o ajuste é realizado pela via dos gastos públicos, efeito não observado na situação do ajuste via receitas. A redução da taxa de juros real associada a cortes de gastos pode estimular o investimento privado, ampliando o produto potencial no médio prazo. Esse mecanismo alinha-se à hipótese proposta por Alesina et al. (2012, 2017), que atribui efeitos positivos à credibilidade gerada por ajustes críveis.

Os resultados dos choques sobre o PIB são semelhantes aos obtidos no trabalho de Peres e Ellery Júnior (2009) que não contém dívida e taxa de juro no modelo. Porém, os autores encontram resultados que indicam a possibilidade de o ajuste fiscal via corte de gastos ser expansionista. Os resultados também são similares aos de Cavalcanti e Silva (2010).

Embora os resultados sugiram efeitos recessivos limitados no longo prazo, é possível que essa magnitude reflita especificidades do período amostral (1999-2018), que abrangeu fases de expansão creditícia e o *boom* de *commodities* pós-2003, fatores que podem ter mitigado os impactos de eventuais contrações fiscais. Ademais, a observação de que os intervalos de confiança para os efeitos de choques transientes (Figura 4) frequentemente incluem o valor zero demanda cautela ao generalizar tais achados, especialmente para contextos de crises agudas, como a desencadeada pela pandemia de covid-19 (evento fora do escopo temporal deste estudo). Não obstante, os efeitos da consolidação fiscal sobre a trajetória da dívida pública mostraram-se mais expressivos e persistentes.

Cabe destacar que, apesar da utilidade do VECM para incorporar relações de longo prazo entre variáveis não estacionárias, essa abordagem depende fortemente da hipótese de cointegração e da identificação por ordenamento recursivo, o que pode limitar a interpretação causal dos choques fiscais esti-

mados. Apesar da adequação do VECM para capturar relações de equilíbrio de longo prazo, a identificação de choques fiscais exógenos requer abordagens complementares, como SVAR com restrições de sinais (Mountford & Uhlig, 2009) ou narrativas históricas (Romer & Romer, 2010). Futuros estudos poderiam aplicar essas técnicas para isolar choques puramente fiscais, minimizando o viés de endogeneidade. Contudo, tal estratégia extrapola os objetivos deste artigo, e, por causa da dificuldade de adotá-la no contexto brasileiro, trata-se de uma possível extensão metodológica relevante.

Em suma, os resultados obtidos indicam que o impacto recessivo do ajuste fiscal sobre o PIB é moderado, sobretudo quando implementado pela via do corte de gastos, e que tal estratégia contribui de forma mais eficaz para a redução da dívida pública e da taxa de juros real. Embora os efeitos sobre o produto tenham sido menos pronunciados, as evidências apontam para efeitos significativos e persistentes sobre variáveis fiscais de médio prazo, notadamente a razão dívida/PIB. Ainda assim, a interpretação dos resultados requer cautela diante da baixa significância estatística de alguns choques e da sensibilidade da estimação ao período amostral. A aplicação de metodologias alternativas de identificação, como SVAR com restrições de sinais ou a abordagem narrativa, em pesquisas futuras poderá robustecer e aprofundar o entendimento sobre essas dinâmicas em diferentes contextos macroeconômicos.

## FISCAL ADJUSTMENT: AN ANALYSIS FOR BRAZIL FROM 1999 TO 2018

### Abstract

This paper assesses the impact of fiscal adjustments on Brazilian macroeconomic dynamics between 1999 and 2018, employing a Vector Error Correction Model (VECM) to analyze expenditure and revenue shocks. Estimates indicate that, while fiscal consolidation is not associated with large-scale, long-term recessions, the composition of the adjustment is crucial: consolidation through revenue increases proves more costly for economic activity and the debt trajectory than the alternative of expenditure reductions.

**Keywords:** Fiscal adjustment; public debt; public policies; public spending; Vector Error Correction Model.

## Referências

- Agnello, L., Castro, V., Jalles, J. T., & Sousa, R. M. (2015). Fiscal consolidation and financial reforms. *Applied Economics*, 47(34-35), 3740-3755.
- Alesina, A., Favero, C., & Giavazzi, F. (2012). *The output effect of fiscal consolidation plans*. NBER Working Papers.
- Alesina, A., Favero, C., & Giavazzi, F. (2020). *Austerity: When it works and when it doesn't*. Princeton University Press.
- Alesina, A., Barbiero, O., Favero, C., Giavazzi, F., & Paradisi, M. (2015). Austerity in 2009–13. *Economic Policy*, 30(83), 383-437.
- Alesina, A., Barbiero, O., Favero, C., Giavazzi, F., & Paradisi, M. (2017). *The effects of fiscal consolidations: Theory and evidence* (No. w23385). National Bureau of Economic Research.
- Attinasi, M. G., & Metelli, L. (2016). Is fiscal consolidation self-defeating? A panel-VAR analysis for the euro area countries. *ECB Working Paper*, (1883).
- Bueno, R. de. L. da. S. (2011). *Econometria de séries temporais* (2a ed.). Cengage Learning.
- Cavalcanti, M. A. F. H., & Silva, Napoleão N. C. (2010). Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: Uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. *Economia Aplicada*, 14(4), 391-418.
- Enders, W. (2014). *Applied econometric time series* (4th ed.). Wiley.
- Fatás, A., & Summers, L. H. (2016). *The permanent effects of fiscal consolidations*. NBER Working Paper.
- Gobetti, S. W. (2015). *Ajuste fiscal no Brasil: Os limites do possível* (Texto para Discussão). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
- Gottschalk, J. (2001). *An introduction into the SVAR methodology: Identification, interpretation and limitations of SVAR models*. Kiel Working Paper.
- Leigh, Daniel, et al. (2010). Chapter 3: Will it hurt? Macroeconomic effects of fiscal consolidation. *World Economic Outlook*, International Monetary Fund, 93. *Gale Academic OneFile*. [link.gale.com/apps/doc/A247880803/AONE?u=anon~55ca4dbb&sid=googleScholar&xid=1ef355c7](http://link.gale.com/apps/doc/A247880803/AONE?u=anon~55ca4dbb&sid=googleScholar&xid=1ef355c7)
- Lucas, R. (1976). The Phillips Curve and Labor Markets. *American Elsevier*, 1, 19-46.
- Martin, E., Tytell, I., & Yakadina, I. (2011). *France: Lessons from past fiscal consolidation plans*. IMF Working Paper.
- Mountford, A., & Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 960-992.



- Peres, M. A. F., & Ellery Júnior, R. (2009). Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 39(2), 159-206.
- Pfaff, B. (2008). VAR, SVAR e SVEC Models: Implementation within R package vars. *Journal of Statistical Software*, 27(4), 1-32.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (1989). Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 121-170.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763-801.
- Salto, F., Afonso, J. R., Biasoto, G., & Kohler, M. (2015). As duas dimensões do ajuste fiscal. A crise fiscal e monetária brasileira. *IE/Unicamp*, (262), 467-480.
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1-17.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.