

Estimando a relação de cointegração e os efeitos dos choques dos gastos do governo e da dívida pública sobre o crescimento econômico no Brasil através de um modelo VEC estrutural*

Estimating the Cointegration Relationship and the Effects of Government Spending and Public Debt Shocks on Economic Growth in Brazil Using a Structural VEC Model

Áydano Ribeiro Leite**

Resumo: Nos últimos anos houve uma crescente preocupação dos pesquisadores na área de macroeconomia quanto à trajetória do nível de endividamento do governo brasileiro. O descumprimento de regras fiscais importantes, como a meta de superávit primário, tem posto em dúvida a sustentabilidade da dívida pública e seus efeitos sobre a dinâmica da economia no longo prazo. Neste contexto, o presente trabalho teve como objetivo estimar as relações de cointegração e os efeitos de curto e longo prazo dos choques dos gastos do governo e da dívida pública sobre o crescimento da economia brasileira. A investigação empírica inclui a estimação de um Modelo VEC Estrutural, utilizando dados trimestrais relacionados aos gastos correntes do governo, dívida bruta com proporção do PIB e taxa de crescimento do PIB. Além do mais, foram incorporadas ao modelo três variáveis *dummies*, com o objetivo de captar os efeitos de eventos fiscais específicos relacionados à política de gastos do governo. Os resultados obtidos a partir do modelo VEC Estrutural apontaram impactos negativos no curto e longo prazo do crescimento da dívida pública sobre o produto da economia de forma persistente. No curto prazo, a resposta do crescimento da economia foi consideravelmente elástica, mas pouco significativa em relação aos gastos públicos. Ademais, a restrição nos gastos no primeiro trimestre do ano de 2003 exerceu impactos negativos no curto e longo prazo na economia. Por outro lado, a expansão dos gastos primários a partir do ano de 2009 a fim de amortecer os efeitos da crise de 2008 promoveu reflexos positivos e significativos na economia brasileira. Por fim, o ajuste nos gastos ocorrido entre 2014:4 e 2015:4 ocasionou um impacto negativo sobre a dinâmica do PIB, embora o parâmetro de longo prazo estimado não tenha apresentado significância estatística.

Palavras-chave: Gastos do Governo. Dívida Pública. Crescimento Econômico. Modelo SVEC.

* Submissão: 01/06/2020 | Aprovação: 11/12/2020 | DOI: 10.5380/re.v43i80.74273

** (1) Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (URCA/Brasil) | ORCID: 0000-0003-3203-5657 | E-mail: aydano.leite@urca.br



Abstract: In recent years, there has been a growing concern among researchers in the area of macroeconomics regarding the trajectory of the Brazilian government's level of indebtedness. Failure to comply with important fiscal rules such as the primary surplus target has cast doubt on the sustainability of the public debt and its effects on the dynamics of the economy in the long run. In this context, the present study aimed to estimate cointegration relations and the short and long-term effects of government spending and public debt shocks on the growth of the Brazilian economy. The empirical investigation includes the estimation of a Structural VEC Model, using quarterly data related to current government spending, gross debt with a proportion of GDP and GDP growth rate. In addition, three *dummies* variables were incorporated into the model in order to capture the effects of specific fiscal events related to the government's spending policy. The results obtained from the Structural VEC model, showed negative impacts in the short and long term of the growth of public debt on the product of the economy in a persistent way. In the short term, the response of the economy's growth was considerably elastic, but not significant in relation to public spending. In addition, the restriction in spending in 2003 had a negative impact in the short and long term on the economy. On the other hand, the expansion of primary spending since 2009 in order to cushion the effects of the 2008 crisis, has promoted positive and significant effects on the Brazilian economy. Finally, the adjustment in spending that took place between 2014:4 and 2015:4 had a negative impact on GDP dynamics, although the estimated long-term parameter was not statistically significant.

Keywords: Government spending. Public debt. Economic growth. Model SVEC.

JEL: B22. B23.

1. Introdução

Nos últimos anos, uma das agendas mais importantes no campo das discussões e pesquisa na área da macroeconomia tem sido os desdobramentos sobre os possíveis efeitos da política fiscal, sobretudo, a expansão dos gastos do governo e a sua capacidade de endividamento sobre a trajetória do crescimento da economia ao longo do tempo.

No Brasil, especificamente, o descumprimento de algumas regras fiscais a partir do ano de 2014 como, por exemplo, da meta de superávit primário¹, o crescimento dos gastos obrigatórios e primários e, conseqüentemente, da dívida pública, tem posto em “xeque” os possíveis efeitos positivos da política fiscal sobre a trajetória do crescimento da economia brasileira no longo prazo. Neste contexto, a reversão do resultado primário que apresentava um superávit médio de aproximadamente 3,5% a.a. como proporção ao PIB desde o ano de 2002, para um déficit em torno de 2% a partir do ano de 2014, proporcionou uma alteração significativa na trajetória de crescimento da dívida bruta do governo no mesmo período. Simultaneamente, observou-se uma forte retração do produto da economia, em torno de 7%, entre os anos de 2015 e 2016, configurando a mais profunda crise macroeconômica no Brasil da contemporaneidade.

Neste sentido, há uma vasta literatura que trata da relação entre os gastos públicos, nível de endividamento do governo e o crescimento econômico. Em primeiro lugar, quando se trata dos gastos públicos, não há um consenso em termos teóricos ou empíricos quanto aos seus efeitos sobre a trajetória sustentada de crescimento da economia. Conforme Rocha e Giuberti (2007), as evidências não são convergentes quando se tenta verificar a composição e qualidade do gasto público sobre o crescimento da economia brasileira, cujos impactos de avaliação estão distribuídos em indiretos e diretos. Em relação à forma indireta, a avaliação dos resultados dos gastos sobre o crescimento econômico é feita a partir da dinâmica do resultado/produto aos insumos utilizados como, por exemplo, gastos com serviços essenciais nas áreas de saúde e educação. Por outro lado, a avaliação de resultado pela forma direta ocorre a partir da inferência econométrica, que incorpora a classificação dos gastos em produtivos² e improdutivos, onde se espera que estes

¹ Um dos pilares do chamado tripé macroeconômico. Esta regra fiscal foi estabelecida no Brasil a partir do ano de 1999.

² Kneller *et al.* (1998), ao avaliar os efeitos dos gastos sobre o crescimento econômico nos países da OCDE, consideram a seguinte classificação para os gastos públicos: (1) improdutivos, distribuídos em seguridade

gerassem impactos adversos, enquanto que os gastos da primeira classificação possivelmente trazem impactos positivos sobre o crescimento econômico.

No que tange aos efeitos da dívida pública sobre o crescimento econômico, a literatura fornece um conjunto de evidências que põe em dúvida a sustentabilidade desta relação ao longo do tempo. A adoção de políticas fiscais expansionistas, principalmente, como forma de enfrentamento aos efeitos da crise financeira de 2008 levou a uma expansão do nível de endividamento de vários países. O trabalho de Reinhart e Rogoff (2010) aponta a existência de uma forte correlação negativa entre a taxa de crescimento do PIB e a razão dívida/PIB, especialmente, para níveis elevados desta última, evidenciando efeitos adversos sobre o crescimento econômico ao longo do tempo. Seguindo esta mesma linha, Panizza e Presbitero (2004) também identificaram uma elevada correlação no mesmo sentido entre ambas variáveis, embora não tenham encontrado uma relação de causalidade robusta entre o nível de endividamento do governo e o crescimento econômico.

Posto isto, o objetivo deste trabalho foi analisar a relação de cointegração entre os gastos correntes do governo e o nível de endividamento público, além de estimar por intermédio de variáveis *dummies*, os efeitos de curto e longo prazo de três eventos fiscais³ sobre o crescimento da economia brasileira. Para tanto, a estratégia empírica adotada baseou-se na estimação de um Modelo de Vetor de Correção de Erro (VEC), com o intuito de identificar as relações de curto e longo prazo entre as variáveis. Por outro lado, o principal método econométrico de investigação baseou-se em um Modelo Estrutural de Correção de Erro (SVEC), a partir da abordagem teórica que deu suporte à imposição das restrições no modelo, assumindo que os gastos não exercem efeitos sobre o crescimento econômico no longo prazo, mas que a dívida afeta o crescimento neste mesmo horizonte temporal. Aqui se estimou as matrizes de impacto contemporâneo e de longo prazo, analisando as funções de resposta ao impulso dos choques nos gastos e

social, recreação, serviços econômicos e; (2) produtivos, distribuídos em: gastos com serviços públicos gerais, defesa, educação, saúde, transporte e comunicação.

³ Estes eventos se referem à postura fiscal do governo em relação aos seus gastos. Portanto, o primeiro evento corresponde à restrição dos gastos públicos no primeiro trimestre de 2003. O segundo evento considerado se refere à expansão do gasto primário entre o quarto trimestre de 2009 e o quarto trimestre de 2010, como instrumento anticíclico de enfrentamento a crise financeira do ano de 2008. Por fim, o último importante evento no período considera a retração do gasto primário do governo que se estendeu do quarto trimestre de 2014 ao quarto trimestre de 2015.

endividamento do governo sobre a trajetória do crescimento do produto, além da análise da decomposição da variância relacionada ao PIB.

Além da introdução e conclusão, este trabalho está dividido em mais três seções. Na primeira, discutiu-se a revisão da literatura em nível nacional e internacional, que serviu de parâmetro teórico aos testes empíricos. Na segunda, foi apresentada a metodologia e a modelagem econométrica com base nos modelos VEC e SVEC. Por fim, na última seção, foi feita a análise dos resultados obtidos a partir da metodologia empírica.

2. Revisão da literatura

2.1 O que diz a literatura internacional?

O governo tem exercido um papel fundamental através da utilização dos seus instrumentos de política econômica na estabilização das flutuações macroeconômicas no curto prazo. Contudo, questionamentos e incertezas têm surgido em relação aos limites e possibilidades de ação governamental quanto à condução de tais instrumentos, como, por exemplo, a expansão dos seus gastos no amortecimento de choques exógenos. Neste aspecto, um conjunto de dúvidas é posto no debate sobre a direção de causa e efeito destas variáveis, principalmente, da relação entre o gasto público e o crescimento econômico.

Os modelos da tradição Keynesiana apontam que a política fiscal, especialmente, a expansão dos gastos governamentais, é eficaz na redução das flutuações cíclicas e capaz de gerar impactos positivos sobre o crescimento, a partir da potencialização do efeito multiplicador. Contudo, diversos trabalhos empíricos têm apontando a não aderência deste postulado aos fatos estilizados ou consistência com a realidade. Por exemplo, em diversos países⁴, há evidências das chamadas contrações fiscais expansionistas, ou seja, de que a política fiscal restritiva exerce uma dinâmica expansionista sobre demanda agregada impulsionando o crescimento da economia. Neste sentido, de acordo com Giavazzi e Pagano (1990), a ideia da visão expectacional da política fiscal deve ser considerada e relevada ao se analisar os movimentos da política fiscal. Ajustes feitos em direção à redução dos gastos do governo podem levar a economia a uma

⁴ Giavazzi e Pagano (1996) encontraram evidências de contrações fiscais expansionistas em alguns países da Europa, como, por exemplo, na Irlanda, Suíça e Dinamarca.

maior taxa de crescimento decorrente da maior confiança dos agentes econômicos e estímulos ao investimento privado.

Corroborado a ideia anterior, Perotti (1999) observa que os agentes econômicos são do tipo *Forward Looking*⁵ e reagem ao perceber que a possibilidade de uma grande expansão dos gastos no tempo t poderá estar associada a um crescimento da carga tributária em $t + 1$. Diante disso, a expansão fiscal inicial poderá na realidade ter um efeito real contracionista, visto que o impacto ocorrerá sobre a redução do consumo privado. Nesta mesma direção, Rocha e Giuberti (2007, p. 3) observam que:

Estudos empíricos confirmaram que “contrações fiscais expansionistas” e “expansões fiscais contracionistas” efetivamente acontecem, e tentaram analisar sob que condições uma consolidação fiscal implica um “boom” ou, contrariamente, uma expansão fiscal traz uma recessão. Um dos determinantes apresentados na literatura para a existência de não linearidades da política fiscal é a composição do gasto público e do ajustamento fiscal (ALESINA; PEROTTI, 1996; ALESINA; ARDAGNA, 1998)⁶. São identificados dois tipos de consolidação fiscal: a) ajustamento que se baseia principalmente em cortes de gastos, em particular, cortes nas transferências, na seguridade social, nos salários do governo e no emprego; b) ajustamento que se baseia principalmente no aumento de impostos. Do lado dos gastos, quase todos os cortes são no investimento público.

Por outro lado, segundo Barro (1990), o fundamento por trás da hipótese da “Equivalência Ricardiana⁷” aponta um efeito neutro de um estímulo fiscal, de forma que a expansão da dívida pública impacta negativamente o crescimento da economia ao longo do tempo. O efeito de uma expansão dos gastos quanto à trajetória de crescimento de longo prazo é neutralizado a partir do momento em que os agentes reagem, ao perceberem que um estímulo fiscal acelera o nível de endividamento do governo. A expectativa de medidas de austeridade no futuro, seja um aumento dos impostos ou redução dos gastos, faz com que os agentes privados revejam as suas decisões sobre os seus níveis de consumo e investimento.

⁵ São agentes cujas expectativas são racionais, ou seja, têm informação sobre as decisões de política econômica e tomam suas decisões correntes com base no que esperam sobre o comportamento futuro da economia.

⁶ A literatura tem levantado outras questões para que uma consolidação fiscal tenha uma maior probabilidade de ser expansionista, como, por exemplo, uma dívida pública alta ou que cai rapidamente (PEROTTI, 1999) e o tamanho e a persistência do choque fiscal (GIAVAZZI; PAGANO, 1990, 1995).

⁷ O governo pode financiar suas despesas por meio de mais impostos hoje. No entanto, ao fazê-lo, necessariamente impõe-se um *trade-off* entre o pagamento de impostos hoje ou no futuro.

A partir de um Var Estrutural (SVAR) com três variáveis, a fim de estudar a economia americana, Blanchard e Perotti (2002) observaram não haver qualquer relação contemporânea entre os gastos do governo e o produto da economia. Por outro lado, a dinâmica da atividade econômica é contemporaneamente impactada a partir de alterações inesperadas nas variáveis fiscais. Ademais, neste caso, a identificação do modelo decorre de informações institucionais e da lentidão da política fiscal sobre a elasticidade dos gastos, receitas e transferências governamentais em relação ao produto da economia.

Estimando um modelo VAR a partir dos pressupostos teóricos do modelo de crescimento endógeno de Barro (1990), Ghali e Fatima (1997) investigaram a relação entre gastos do governo e o crescimento econômico da Arábia Saudita. Os autores consideraram a relação Gastos/PIB, não encontrando nenhuma evidência de que estes elevam o PIB *per capita* daquela economia.

Seguindo a mesma metodologia, Fasano e Wang (2001) procuraram identificar a existência de relações no curto e longo prazo entre os gastos do governo e o crescimento econômico nos países⁸ que compõem o Conselho de Cooperação no Golfo. Pelo teste de causalidade de Granger, os achados não sinalizaram qualquer efeito dos gastos sobre a expansão ou retração do PIB real, o que indica a possibilidade de o governo atuar através de uma política fiscal restritiva sem provocar recessão.

Utilizando o modelo de Blanchard e Perotti (2002), Favero e Giavazzi (2007) introduzem o nível de endividamento do governo identificando algumas inconsistências metodológicas, principalmente, de má especificação na estrutura do modelo VAR. Neste sentido, como forma de correção de vieses, os autores recomendam a inclusão de choques fiscais sobre a dinâmica da taxa de juro de longo prazo, além da consideração do processo de retroalimentação da dívida pública com o objetivo de captar estimativas mais robustas da dinâmica e dos efeitos aos choques fiscais.

Contudo, boa parte da literatura tem se debruçado em estudar os impactos do nível de endividamento em relação ao crescimento econômico contemporâneo ou no longo prazo, e na identificação ou não de *thresholds* nesta relação. Neste aspecto, Reinhart e Rogoff (2010), utilizando uma amostra com vinte países

⁸ Os países que compõem o Conselho são: Bahrein, Omã, Qatar, Emirados Árabes e Arábia Saudita.

desenvolvidos apontam haver uma forte correlação negativa entre nível de endividamento do governo e o crescimento econômico, principalmente, na medida em que a trajetória da dívida cresce. Assim, para os países que apresentaram uma relação Dívida/PIB acima de 90%, a taxa de crescimento do PIB foi inferior a 2 p.p., em comparação com aqueles que tinham uma razão de endividamento abaixo dos 50% em relação ao PIB. Por outro lado, nos países com graus de endividamento intermediários, as evidências indicaram relativa insensibilidade da taxa de crescimento econômico quanto à razão dívida/PIB.

Ainda neste sentido, Minea e Parent (2012) inferem os *thresholds* para um conjunto de países desenvolvidos e evidenciam a existência de correlação negativa entre a dívida pública e o crescimento econômico. Contudo, os achados apontam uma reversão da correlação na medida em que a dívida cresce, mais precisamente, a partir de uma relação dívida/PIB acima de 115%. Utilizando a mesma estratégia, Égert (2015), estima os *thresholds* endógenos para países selecionados que compõem a OCDE. O autor não encontrou evidências significativas de relações negativas não lineares entre a dívida do governo e o crescimento econômico. Ainda de acordo com o autor, os *thresholds* identificados estariam associados ao nível da relação Dívida/PIB no intervalo entre 20% e 60%.

No que tange a investigação de relações de causalidade entre as variáveis, sobretudo os que associam a expansão da dívida e o crescimento econômico, alguns trabalhos não encontraram causalidade significativa, a exemplo de Panizza e Presbitero (2012). Por outro lado, Kumar e Woo (2010) observam haver causalidade inversa para elevados níveis de endividamento do governo sobre a taxa de crescimento econômico. Além do mais, trabalhos como o de Ferreira (2009) indicam haver causalidade bidirecional entre as variáveis, ou seja, o crescimento da dívida afeta negativamente o PIB, enquanto que a expansão deste último tende a reduzir o nível de endividamento do governo.

Portanto, embora não seja um debate fechado e consensual, quanto às relações de causa e efeito, observa-se que a grande maioria das evidências aponta a existência de uma relação inversa entre dívida pública e o crescimento econômico.

2.2 Algumas evidências para o caso brasileiro

Há diversos trabalhos empíricos que buscaram examinar as relações entre a política fiscal e o crescimento econômico para o caso brasileiro. No entanto, as evidências e conclusões não são consensuais quanto aos efeitos e relações entre as variáveis. Diversos trabalhos têm se preocupado em investigar a composição do gasto público sobre o produto, entre estes, destaca-se o trabalho de Rocha e Giubert (2007), que demonstram haver uma relação negativa entre os gastos correntes do governo e a taxa de crescimento do PIB. Por outro lado, os mesmos autores concluem que existem efeitos positivos dos gastos em capital, defesa e educação sobre o crescimento, recomendando a reorientação dos gastos em investimento como forma de estimular o crescimento da economia.

Utilizando um modelo de autoregressores com lags distribuídos (ARDL), Herrera e Blanco (2006) avaliaram os impactos no curto e longo prazo dos gastos governamentais sobre o crescimento da economia brasileira. Os autores observam a inexistência de efeitos significativos dos gastos correntes do governo sobre o produto. Contudo, no curto prazo, identificam um efeito causal mais significativo do capital privado sobre a dinâmica do crescimento, comparativamente, ao capital público.

Peres e Ellery (2009), com base na especificação de Blanchard e Perotti (2002), utilizaram um modelo VAR Estrutural (SVAR) com o objetivo de identificar os impactos dos choques nos tributos e gastos do governo sobre a dinâmica do nível da atividade econômica no Brasil. As evidências encontradas indicam efeitos positivos dos gastos, mas com parâmetros de baixa magnitude sobre o produto. Mais especificamente, o impacto dos gastos ordenado em segundo sobre o PIB foi de aproximadamente 0,28. Por outro lado, quando se ordenou os gastos em primeiro, a magnitude do efeito subiu para 0,33 em direção ao crescimento da economia.

Não obstante, em relação à dinâmica da dívida pública sobre o crescimento da economia brasileira, Tourinho e Sangoi (2017), baseados na hipótese de Reinhart e Rogoff (2010), encontram evidências de que o crescimento da proporção dívida/PIB afeta negativamente a taxa de crescimento da economia no longo prazo. O modelo aponta a existência de efeito *threshold* quando a razão dívida/PIB atinge um nível de 80%. Ademais, os autores observam que no ponto

médio da amostra com 83 países, uma redução de 10 p.p. da razão da dívida eleva o crescimento do PIB em aproximadamente 0,129 pontos percentuais.

Mendonça *et al.* (2016) testaram a relação entre o crescimento das dívidas bruta e líquida sobre a taxa de crescimento da economia brasileira, utilizando uma amostra com dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2014. Os resultados mostram que o crescimento de ambas as dívidas exerce impactos negativos sobre o crescimento econômico no Brasil. O modelo de séries temporais incorpora o teste de variáveis *dummies*, com o objetivo de identificar possíveis mudanças de regime a partir da crise do *subprime* em 2009. Além do mais, os parâmetros foram estimados com a inclusão de variáveis instrumentais pelo método dos momentos generalizados (GMM). Os resultados evidenciam que variações tanto na dívida bruta quanto na dívida líquida trazem efeitos negativos sobre o crescimento da economia brasileira.

Barros Neto e Correia (2020), utilizando um VAR ampliado por variáveis *dummies*, buscaram estimar os efeitos multiplicadores dos gastos do governo, considerando dois eventos fiscais exógenos relacionados à restrição da despesa primária, mais os efeitos do choque de retração do PIB frente à crise financeira do ano de 2008. Neste sentido, o primeiro evento se referiu ao quarto trimestre do ano de 1998 e, o segundo, diz respeito ao ajuste fiscal no primeiro trimestre do ano de 2003. Os resultados do modelo apontam estimativas dos multiplicadores fiscais no impacto, entre 1,53 e 2,75. Ademais, os autores estimaram que, para cada 1% de retração no produto, tem-se um efeito negativo sobre o resultado primário de aproximadamente 0,5%. No mesmo sentido, os choques nas variáveis *dummies* expressos nas funções de resposta ao impulso referente aos períodos de 1998:4 e 2003:1, impactam negativamente sobre o produto da economia nos dois casos. Por outro lado, o choque de retração do PIB no período 2008:4 gerou um forte impacto negativo sobre a dinâmica de crescimento da economia.

3. Metodologia

A estratégia empírica aplicada neste trabalho envolveu dois momentos importantes. No primeiro, buscou-se estimar um tradicional vetor de correção de erro (VEC) e, no momento posterior, a estimação dos parâmetros foi definida sobre a estrutura de um Modelo Autorregressivo de Correção de Erro Estrutural (SVEC). Neste aspecto, o objetivo foi identificar a existência de cointegração e os

relacionamentos de curto e longo prazo entre as variáveis e, posteriormente, estimar os parâmetros estruturais desta mesma relação com base na literatura econômica especializada. Portanto, este tipo de modelagem, ao associar variáveis que possuem uma dinâmica convergente de curto e longo prazo, apresentam sentido e significado econômico.

Assim, quando duas variáveis não são estacionárias, pode-se aplicar a diferença de primeira ordem tornando-o cada uma delas em diferença estacionária. Contudo, mesmo que ambas sejam integradas na mesma ordem, estas só serão cointegradas, se e somente se, os resíduos da regressão forem estacionários. No caso em que as variáveis sejam $I(1)$, necessariamente deve-se proceder ao teste de cointegração e, caso haja relacionamento de longo prazo, esta deve ser estimada incorporando o termo de correção de erro ao VAR em primeira diferença. Por outro lado, se não houver cointegração, procede-se à estimação em primeira diferença através de um modelo VAR.

De acordo com Lutkepohl (2004), um modelo VEC representa a extensão de modelo VAR modificado, cujos coeficientes são reparametrizados para configurar as relações de cointegração. Portanto, a partir de um VAR em nível, o modelo pode ser descrito da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k-1} + \mu_t \quad (1)$$

onde, $\Pi = -(I_k - A_1 - \dots - A_k)$ e $\Gamma_i = -(I_k - A_{i+1} + \dots + A_k)$, para $i = 1, \dots, k - 1$. Na equação, Πy_{t-1} é o termo que contém as variáveis $I(0)$ e $I(1)$ e Δy_t não apresenta tendência estocástica dado que as variáveis são $I(1)$. Segundo Harris (1995), a principal vantagem de um modelo de correção de erro está, principalmente, no fato de incorporarem informações de curto e longo prazo. Neste sentido, Γ_i é o parâmetro de curto prazo, e Πy_{t-1} é o termo de longo prazo considerando as variações em y_t .

Posto isto, os trabalhos seminais de Johansen (1988), Johansen (1991) e Johansen e Juselius (1990) proporcionaram o desenvolvimento da metodologia e de uma agenda de pesquisa na mesma direção. É precisamente no primeiro

⁹ Π pode ser escrito da seguinte maneira $\Pi = \alpha\beta$, onde α é a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz de curto prazo, e β é a matriz de coeficiente dos parâmetros de longo prazo.

trabalho que se tem o desenvolvimento da estatística que permite inferir a quantidade de vetores de cointegração existentes. De acordo com Bueno (2008), a estatística do traço¹⁰ admite como hipótese nula a existência de r' vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de que $r' > r$ vetores. A estatística do traço pode assim ser definida:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2)$$

onde T é o número de observações na amostra e, caso não haja cointegração entre as variáveis consideradas no estudo, os autovalores serão aproximadamente iguais à zero, o que implicaria na não estacionaridade, levando à não rejeição da hipótese nula.

O segundo teste de cointegração considerado se refere à estatística do máximo autovalor ou razão de verossimilhança. Desenvolvido por Johansen e Juselius (1990), compara dois vetores, respectivamente, r' e $r + 1$, onde o primeiro representa a hipótese nula da existência de r' vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa da existência de $r + 1$ vetores de cointegração. Para este caso, tem-se:

$$-2\ln(Q; r|r + 1) = -T\ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3)$$

em que Q é a função de verossimilhança restrita maximizada mais a função de verossimilhança sem restrição maximizada e $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$ são os $n - r$ autovalores da equação.

Destarte, objetivo deste trabalho foi estimar um Modelo Autorregressivo de Correção de Erro Estrutural (SVEC), a partir da identificação de restrições nos choques estruturais. De acordo com Breitung *et al.* (2004), este pode assumir a seguinte estrutura:

$$A\Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k-1} + C^* D_t + B^* z_t + v_t \quad (4)$$

¹⁰ Conforme Bueno (2008), os autovalores são normalizados de maneira que sejam inferiores a 1. Assim, dada a não identificabilidade da matriz Φ , \ln será negativo.

Na expressão (4), o vetor de variáveis endógenas é y_t e Π^* é o vetor cointegrante, com Γ_j^* , C^* e B^* sendo as formas estruturais das matrizes dos parâmetros. Ademais, v_t representa o termo de erro estrutural com média zero, ruído branco e matriz de covariância invariante no tempo. Por outro lado, a matriz A do lado esquerdo da expressão são as relações instantâneas entre as variáveis do modelo.

Como o objetivo é a identificação dos choques estruturais, devem-se adotar pressupostos para este fim. Partindo da hipótese de que os choques estruturais sejam relacionados aos resíduos do modelo, de modo que $v_t = B\varepsilon_t$, a partir da equação (4), pode-se obter a forma reduzida do modelo desprezando as variáveis exógenas e os termos determinísticos, o que resulta em:

$$A\Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k-1} + B^* \varepsilon_t \quad (5)$$

Representando a equação (5) sob a forma de um VAR em nível, tem-se:

$$Ay_t = A^* y_{t-1} + \dots + A_{t-k}^* + B^* \varepsilon_t \quad (6)$$

Assim, dadas as estruturas (5) e (6), pode-se obter a forma reduzida do modelo através da pré-multiplicação com a matriz A^{-1} , resultando em:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k-1} + \mu_t \quad (7)$$

Na equação (7), $A^{-1}v_t = \mu_t$. Logo, se y_t é resultante da forma reduzida de um VEC, pode-se avaliar a sua aderência ao modelo assumindo e as relações de longo prazo através da decomposição de Beveridge-Nelson (1981), de acordo com a equação:

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^t \mu_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* \mu_{t-j} + y_0^* \quad (8)$$

Na equação (8), o primeiro termo do lado direito são as partes não estacionárias e compõe as tendências comuns. Por outro lado, as variáveis que estão expressas em

y_t estão subdivididas em uma parte integrada $I(0)$ e outra integrada $I(1)$ da série temporal. Como Ξ_j^* tende a zero com $j \rightarrow \infty$, isto implica que este termo seja $I(0)$ com soma infinita limitada. Ademais, \mathcal{Y}_0^* capta os valores iniciais e, especificamente, nesta modelagem, o interesse ocorre sobre o comportamento das tendências comuns às quais captam os efeitos dos choques de longo prazo. Como Ξ tem *rank* $K - r$, as relações de cointegração estacionárias ou erros estruturais com efeitos transitórios são dados por r .

Logo, combinando a decomposição de Beveridge-Nelson com as conclusões extraídas do modelo VEC, chega-se à mesma estrutura de identificação de um modelo SVAR do tipo B, dada pela expressão:

$$\Xi = \beta_{\perp} \left[\alpha'_{\perp} \left(I_k - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \right) \beta_{\perp} \right]^{-1} \alpha'_{\perp} \quad (9)$$

A partir equação (9), podem-se estimar os parâmetros e efeitos de curto e longo prazo associados às variáveis consideradas no sistema. Como se conhece o *rank* de Π , então, no máximo r dos erros estruturais pode conter efeitos transitórios. Isto permite uma combinação da decomposição de Beveridge-Nelson e a relação entre os erros e as inovações estruturais. Portanto, a matriz ΞB representa os efeitos de longo prazo das inovações estruturais, enquanto que em B estão os efeitos contemporâneos dos erros estruturais. Além do mais, o termo de tendência comum é dado por $\Xi B \sum_{j=0}^{\infty} \varepsilon_t$.

Portanto, assim como num modelo SVAR do tipo B, faz-se necessário a devida identificação dos choques estruturais no modelo SVEC com $\frac{1}{2}K(k - 1)$ restrições adicionais. Por outro lado, a estrutura de cointegração do modelo impõe uma restrição de $r(K - r)$ sobre a matriz de longo prazo. Além disso, as restrições contemporâneas adicionais para a identificação dos choques transitórios é expressa por $\frac{r(r-1)}{2}$, sendo impostas diretamente sobre a matriz contemporânea B .

4. Análise dos resultados

Nesta seção fez-se a análise empírica dos resultados obtidos a partir dos modelos de Vetores de Correção de Erro tradicional (VEC) e dos Vetores de Correção de Erro Estrutural (SVEC). Neste sentido, utilizou-se o primeiro para fins de suporte empírico ao segundo, na identificação das relações de cointegração do VEC e nas estimações dos parâmetros de curto e longo prazo. Contudo, *a posteriori*, a utilização do SVEC se justifica em função das abordagens empíricas e teóricas pertinentes às relações estruturais entre os gastos, a dívida do governo e o crescimento econômico. Também foram considerados três eventos fiscais que ocorreram durante o período de análise, captados pela inclusão de variáveis *dummies*, visando estimar os efeitos sobre a dinâmica da economia. Assim, impôs-se um conjunto de restrições teóricas, estimando-se as matrizes de impacto contemporâneo e de longo prazo, além da decomposição da variância e análise das funções de resposta ao impulso de choques específicos sobre a trajetória das variáveis de interesse.

4.1 Cointegração e Estimação do Modelo de Vetores de Correção de Erro (VEC)

Com o objetivo de analisar e obter evidências com base no modelo proposto, foram utilizadas séries trimestrais do ano de 1999.1 até 2019.4 da razão Dívida Bruta do Governo/PIB, Gastos Correntes do Governo/PIB e do Produto Interno Bruto (PIB), coletadas no site do Tesouro Nacional e nas contas nacionais do IBGE. A primeira etapa em relação ao tratamento e observação dos dados foi a identificação de eventos sazonais e o consequente ajuste¹¹ das mesmas. Assim, feito o ajuste sazonal, as estatísticas descritivas das variáveis em nível expressam os valores máximos e mínimos, além das medidas de tendência central (média e mediana) e de dispersão (desvio-padrão), podendo ser consultados na tabela A1 no anexo A.

Não obstante, um passo importante em toda e qualquer análise de séries temporais é a avaliação do grau de estacionariedade das variáveis. Embora a visualização do comportamento das séries consideradas neste trabalho apresente padrões bem definidos, não é possível afirmar se estas são compostas por uma

¹¹ Como estratégia de procedimento do ajuste sazonal das séries, utilizou-se o método de variáveis *dummies*, removendo a parte determinística da sazonalidade.

tendência determinística ou estocástica, ou seja, se são estacionárias ou não estacionárias¹². De acordo com Enders (2004), a razão principal da não estacionariedade de uma série temporal estaria na presença de tendências estocásticas ou determinísticas.

Portanto, com o objetivo de testar a estacionariedade ou estabilidade das séries, utilizou-se os testes de raiz unitária¹³ de Dickey-Fuller Aumentado (A.D.F) (1979) e Phillips-Perron (P.P.) (1988), com constante e tendência em nível e em primeira diferença, em que ambos os testes consideram como hipótese nula a presença de raiz unitária.

Os resultados estão reportados na tabela 1 e, conforme aponta o teste ADF em nível, não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária e, portanto, todas as séries não são estacionárias, dado que o *p valor* é superior aos valores críticos aos níveis de significância entre 1% e 10%. Por outro lado, ao aplicar a diferenciação nas séries e realizar o mesmo procedimento, observa-se que as mesmas tornaram-se integradas de ordem um $I(1)$, ou seja, estacionárias em primeira diferença, visto que o *p.valor* calculado se situou abaixo de todos os níveis de significância.

Na mesma direção, o Teste de PP, também adota a hipótese nula de raiz unitária, que não pode ser rejeitada para as séries em nível. Ao contrário, para as variáveis em primeira diferença, todas elas apresentaram um comportamento estacionário e, portanto, com a ordem de integração $I(1)$. Em suma, como todos os testes mostraram que todas as variáveis envolvidas no estudo são integradas de primeira ordem, isto permite que a análise entre as mesmas deva ser conduzida utilizando os modelos multivariados de cointegração.

¹² Trata-se de um processo cuja média e variância serão dependentes do tempo e, portanto, mudam ao longo do tempo.

¹³ Termo que se refere à não estacionariedade de uma série, ou seja, $\rho = 1$.

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP)

Teste de Dickey-Fuller (ADF) em Nível			
Variáveis	Estatística ADF	P.Valor	$I(d)$
PIB	-0,29072	0,9889	$I(1)$
Dívida do Governo	-0,24920	0,9975	$I(1)$
Gastos do Governo	0,38872	0,9998	$I(1)$
Teste de Dickey-Fuller (ADF) em Primeira Diferença			
Δ PIB	-3,3697	0,00060	$I(0)$
Δ Dívida do Governo	-4,1413	0,00010	$I(0)$
Δ Gastos do Governo	-3,8927	0,00018	$I(0)$
Teste de Phillips-Perron(PP) em Nível			
Variáveis	Estatística PP	P.Valor	$I(d)$
PIB	-0,86752	0,9877	$I(1)$
Dívida do Governo	-0,95346	0,9864	$I(1)$
Gastos do Governo	-0,90735	0,8073	$I(1)$
Teste de Phillips-Perron(PP) em Primeira Diferença			
Δ PIB	-51,788	0,0011	$I(0)$
Δ Dívida do Governo	-48,916	0,0001	$I(0)$
Δ Gastos do Governo	-107,74	0,0000	$I(0)$

Fonte: Elaboração própria.

A próxima etapa foi definir a escolha ótima do número de defasagens das variáveis endógenas do modelo, considerando os seguintes critérios: (1) Critério de Informação de Akaike (AIC); (2) Hanna Quinn (HQ); (3) Critério de Informação de Schwarz (SC); e o (4) Final Prediction Error (FPE). Cada linha da tabela 2 explicita uma estatística para as respectivas ordens de defasagens, sendo que os asteriscos indicam o critério mínimo de informação a ser escolhido. De acordo com os testes expostos, pelos critérios AIC e FPE, o modelo deve ser estimado com cinco defasagens.

Tabela 2 – Escolha do Número de Defasagens Ótimas

P	Critérios			
	AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)
1	-24,33	-24,14	-23,87	0,27
2	-24,53	-24,24	-23,80	0,22
3	-24,44	-24,03	-23,43	0,24
4	-25,50	-24,98*	-24,21*	0,85
5	-25,58*	-24,96	-24,02	0,79*
6	-25,51	-24,78	-23,67	0,85
7	-25,41	-24,56	-23,29	0,97

Fonte: Elaboração própria.

No entanto, na direção contrária, os critérios HQ e SC indicam que a estimação do modelo deve ser realizada com quatro defasagens. Assim, como há divergências quanto à indicação dos critérios, utilizou-se o princípio da parcimônia em função da dimensão da amostra, optando-se pela estimação do modelo com quatro defasagens, conforme apontam os testes HQ e SC.

Destarte, definida a ordem de defasagem do modelo e sabendo que as variáveis não são estacionárias, mas integradas de mesma ordem, realizou-se o teste para verificação do grau de cointegração ou relação de equilíbrio de longo prazo. Para este fim, foram realizados os testes do máximo autovalor e da estatística do traço, definidas por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

Como se observa, na primeira coluna na tabela 3 tem-se a classificação dos *ranks* de cointegração e, respectivamente, nas demais colunas se encontram as estatísticas de testes e os seus respectivos valores críticos a serem comparados. Como o modelo é composto por três variáveis, este deve ter no máximo duas relações de cointegração. Portanto, as estatísticas de testes para o máximo autovalor e estatística do traço rejeitam a hipótese nula inicial de que $r \leq 0$, visto que os valores das estatísticas calculadas foram superiores aos valores críticos em todos os níveis de significância, o que sugere a existência de pelo menos uma relação de cointegração e equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo.

Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen

Estatística do Máximo Autovalor					
Rank de Cointegração	Estatística de Teste	Valores Críticos			
		10%	5%	1%	
r <= 2	1,80	7,52	9,24	12,97	
r <= 1	12,36	13,75	15,87	20,20	
r <= 0	53,55***	19,77	22,0	26,81	
Estatística do Traço					
Rank de Cointegração	Estatística de Teste	Valores Críticos			
		10%	5%	1%	
r <= 2	1,80	7,52	9,24	12,97	
r <= 1	14,39	17,85	19,96	24,60	
r <= 0	67,71***	32,00	34,91	41,07	

*** Significância a 1%

Fonte: Elaboração própria.

Dado os resultados dos testes de cointegração, prosseguiu-se à análise com o modelo incorporando um vetor cointegrante. Contudo, antes da estimação, foi verificada a estabilidade do modelo através das raízes características do polinômio. Conforme a figura A1 nos anexos, todas as raízes em módulo foram inferiores à unidade e se encontram dentro do círculo unitário.

A equação do modelo VEC estimado para as relações de longo prazo (β) sem a imposição de restrições sobre os parâmetros inclui uma constante, assumindo a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis. Como na equação de cointegração todas elas se encontram do mesmo lado no sistema, a análise dos parâmetros deve levar em consideração a inversão do sinal. Neste trabalho, especificamente, os sinais dos coeficientes na tabela 4 já seguem este procedimento.

Posto isto, algumas evidências importantes podem ser extraídas quanto aos possíveis impactos da política fiscal, sobretudo, dos gastos do governo e da dívida pública em relação ao crescimento econômico no Brasil a partir da estimação dos parâmetros de longo prazo do modelo VEC. Neste aspecto, na estimação do modelo, os parâmetros podem ser interpretados em termos de elasticidade, sendo todos eles, estatisticamente significantes a 1% . A variável endógena ou vetor de cointegração normalizado é $\ln\text{PIB}$, que assume um valor igual a um. Como esperado, há efeitos distintos da mudança das variáveis $\ln\text{Gastos do Governo}$ e $\ln\text{Dívida Pública}$ sobre o crescimento econômico. De acordo com os parâmetros estimados e apresentados na tabela 4, um aumento de 1% nos gastos do governo tende a elevar o crescimento do produto em aproximadamente 1,01%. Por outro lado, quando se associa o nível de endividamento do governo ao crescimento da economia, a relação se inverte, de modo que uma expansão da dívida pública em 1% implica numa queda do PIB de 0,36%.

Tabela 4 – Parâmetros β das Relações de Longo Prazo

Variáveis			
$\ln\text{PIB}$	$\ln\text{Gastos do Governo}$	$\ln\text{Dívida Pública}$	<i>Constante</i>
1,0000	1,0197*** (0,0054)	-0,36372*** (0,00108)	1,15231*** (0,00047)
Significância a ***1%; **5%, *10%			

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados na estimação do VEC convergem às evidências encontradas no trabalho de Santos *et al.* (2015), cujo coeficiente associado à variável dívida pública impacta negativamente o crescimento da economia brasileira. De acordo com os achados, um crescimento de 1% na dívida poderá reduzir o PIB em aproximadamente 2%.

4.2 Identificação e Estimação dos Efeitos de Curto e Longo Prazo no Modelo de Vetor de Correção de Erro Estrutural (SVEC)

A estimação do modelo VEC reportado na tabela 4 apontou alguns achados interessantes entre as variáveis consideradas no estudo. No entanto, buscou-se uma melhor sistematização e robustez dos resultados, que corroborassem o modelo anterior utilizando um VEC Estrutural a partir de uma formulação com base na literatura empírica. Neste ponto, procurou-se averiguar a mesma relação entre o $\ln\text{PIB}$, $\ln\text{Gastos}$ do Governo e o $\ln\text{Dívida Pública}$. Além disso, com o objetivo de captar os efeitos da mudança na postura fiscal do governo sobre a dinâmica da economia, foram incluídas três variáveis *dummies*, respectivamente, para os períodos de 2003:1; 2009:1 a 2010:4 e 2014:4 a 2015:4. Neste sentido, as variáveis *dummies* foram especificadas e codificadas com $D=1$ para o período temporal da ocorrência do evento fiscal e, $D=0$ para os demais períodos.

As tabelas 5 e 6 expressam os parâmetros estimados das matrizes de impactos contemporâneos e de longo prazo dos choques de cada variável sobre o $\ln\text{PIB}$. No entanto, os impactos de curto e longo prazo de cada variável sobre as demais especificadas no modelo estrutural podem ser consultadas na tabela¹⁴A2 que se encontra nos anexos.

A tabela 5 mostra os resultados da estimação dos parâmetros da matriz de impacto contemporâneo. Na estrutura da tabela, tem-se o efeito do choque de cada variável sobre o $\ln\text{PIB}$ e o nível de significância estatístico referente a cada uma. A primeira relação expressa o impacto do choque no $\ln\text{Dívida Pública}$ sobre a dinâmica do $\ln\text{PIB}$. Como esperado, obteve-se uma relação contemporânea

¹⁴ Na estrutura destas tabelas, em cada coluna tem-se o choque de cada variável endógena sobre as demais, enquanto que nas linhas estão as respostas associadas a cada uma das variáveis e seus respectivos choques. Na matriz de efeitos transitórios, assumiu-se o valor zero para o efeito do choque no $\ln\text{PIB}$ sobre o $\ln\text{Gastos}$. Por outro lado, na matriz de impacto de longo prazo, como se assumiu que os gastos do governo não afetam o crescimento da economia no longo prazo, tem-se que os efeitos do $\ln\text{Gastos}$ sobre o $\ln\text{PIB}$ e o $\ln\text{Dívida Pública}$ são anulados e, portanto, iguais a zero.

inversa entre a dívida pública e o crescimento da economia. Mais precisamente, um choque de 1% no \ln Dívida Pública reduziu em aproximadamente 0,37% o produto da economia. Este resultado é importante no sentido de apontar que a trajetória de crescimento da dívida tem implicações negativas sobre a taxa de crescimento da economia, o que sugere a importância do equilíbrio fiscal sobre a dinâmica do crescimento.

Em relação ao impacto contemporâneo do choque no \ln Gastos sobre \ln PIB, as evidências apontam haver um comportamento pro-cíclico dos gastos públicos. Mais detalhadamente, um aumento dos gastos do governo em 1% eleva o PIB em aproximadamente 2,99%, o que sugere elevada sensibilidade ao choque e um forte efeito multiplicador dos gastos públicos sobre o crescimento econômico no curto prazo, corroborando os achados nos trabalhos de Herrera e Blanco (2006) e Peres e Ellery (2009).

Tabela 5 – Parâmetros estimados para a matriz de impacto contemporânea (B) sobre o \ln PIB no Modelo VEC estrutural

Efeitos Contemporâneos Sobre o \ln PIB			
Variável de resposta	Choques	Parâmetros Estimados	Nível de Significância (<i>p</i> -valor)
\ln PIB	\ln Dívida Pública	-0,37556***	0,0000
\ln PIB	\ln Gastos	2,99703*	0,0610
\ln PIB	Dummy Ajuste nos Gastos/2003:1	-0,77876***	0,0000
\ln PIB	Dummy Expansão Fiscal/2009:1-2010:4	1,88482***	0,0002
\ln PIB	Dummy Ajuste Fiscal/2014:4-2015:4	-1,77436***	0,0005
Significância a ***1%; **5%, *10%			

Fonte: Elaboração própria.

Ainda em relação à tabela 5, os parâmetros estimados para as *dummies* que representam os efeitos dos choques à mudança na postura fiscal do governo no curto prazo são correspondentes às ações da autoridade fiscal quanto à política dos gastos primários. Por exemplo, o choque no ajuste nos gastos observado, especificamente, no primeiro trimestre de 2003 impactou negativamente o \ln PIB,

indicando que, para cada 1% de redução nos gastos públicos, a economia retraiu em aproximadamente 0,77%. Neste sentido, segundo Barros Neto e Correia (2020), o ajuste nos gastos primários ocorrido no ano de 2003 pode ser caracterizado pela retração das despesas discricionárias, principalmente, dos itens de custeio e investimento que geralmente expressam as maiores magnitudes em termos de efeito multiplicador.

Não obstante, no ano de 2009, o governo alterou a sua postura fiscal¹⁵ em relação aos gastos públicos, utilizando-o como instrumento anticíclico de enfrentamento aos efeitos da crise financeira do ano de 2008. De acordo com o parâmetro estimado, considerando uma *dummy* para expansão da despesa primária no período que compreende 2009:1-2010:4, um aumento de 1% nos gastos do governo impactou positivamente o crescimento da economia em 1,88%. Portanto, para este cenário, observa-se que a resposta do crescimento da economia apresentou uma alta elasticidade e resposta ao estímulo fiscal no período. Como observam Araújo e Gentil (2011), as políticas anticíclicas adotadas pelo governo, sobretudo, a política fiscal expansionista, pode ter sido o principal mecanismo responsável pela rápida recuperação da economia brasileira, iniciada ainda no ano de 2009.

Por outro lado, o ano de 2014 pode ser considerado um ponto de inflexão em relação à trajetória de crescimento que a economia brasileira vinha tomando desde o ano de 2009. Ademais, ressalta-se a reversão da política de superávit primário que apresentou o pior resultado desde 2001, com um déficit de 0,63% em proporção ao PIB. Associado a isto, é principalmente a partir deste ano que a dívida pública inicia uma tendência de crescimento, alcançando o patamar de 57,2% em relação ao PIB, o que configura, na visão de Barbosa Filho (2017), o início de uma crise de sustentabilidade da dívida do governo. Assim, esta conjunção de fatores fez com que o governo alterasse novamente a sua política de gastos primários, com a adoção de um rigoroso ajuste fiscal. Neste cenário, como se observa na tabela 5, o parâmetro estimado de curto prazo aponta que o choque na retração dos gastos em 1% gerou uma queda de aproximadamente 1,77% no \ln PIB, o que configura

¹⁵ Além da mudança nos gastos, de acordo com Assunção, Ortiz e Pereira (2012), observam-se estímulos via alteração nos tributos como, por exemplo, redução do IPI para estimular a produção de automóveis, além da desoneração do IOF em relação ao crédito direcionado ao consumidor.

um impacto negativo de curto prazo sobre o crescimento econômico superior ao ajuste fiscal ocorrido em 2003:1.

Os resultados das estimações dos parâmetros da matriz de impacto de longo prazo estão reportados na tabela 6. A princípio há poucas alterações em relação à direção dos sinais e na significância estatística dos parâmetros, embora se observe mudanças expressivas na intensidade e nas elasticidades das respostas das variáveis em comparação aos choques contemporâneos. A análise segue a mesma estrutura, e os choques e respostas conjuntos de longo prazo podem ser consultadas na tabela no Anexo A. Nota-se também, que para este caso, não foi estimado o choque do \ln Gastos sobre o \ln PIB, em função da restrição teórica imposta à matriz de impacto de longo prazo.

Ao analisar a dinâmica do choque no \ln Dívida Pública, os sinais dos parâmetros apontam o mesmo sentido em comparação aos efeitos transitórios, embora haja mudanças na magnitude dos impactos e elasticidades. Assim, um choque na dívida do governo eleva a sensibilidade do produto da economia, em que uma expansão de 1% na dívida impactou negativamente em 1,20% o crescimento da economia, o que corrobora a importância do equilíbrio fiscal sobre a trajetória de crescimento da economia no curto e longo prazo. Neste caso, os achados convergem ao que se tem à disposição na literatura empírica, que de forma quase consensual demonstram haver uma relação negativa entre as variáveis, de modo que a expansão do nível de endividamento do governo impacta negativamente a taxa de crescimento econômico. Tal evidência converge aos resultados encontrados nos trabalhos de Mendonça *et al.* (2016) e Tourinho e Sangoi (2017).

Tabela 6 – Parâmetros estimados para a matriz de impacto de longo prazo (EB) sobre o *ln*PIB no modelo VEC estrutural

Efeitos Contemporâneos Sobre o <i>ln</i> PIB			
Variável de resposta	Choques	Parâmetros Estimados	Nível de Significância (<i>p</i> -valor)
<i>ln</i> PIB	<i>ln</i> Dívida Pública	-1,2013***	0,0000
<i>ln</i> PIB	<i>Dummy</i> Ajuste nos Gastos/2003:1	-3,02994**	0,0317
<i>ln</i> PIB	<i>Dummy</i> Expansão Fiscal/2009:1-2010:4	1,50020***	0,0002
<i>ln</i> PIB	<i>Dummy</i> Ajuste Fiscal/2014:4-2015:4	2,34734	1,0074

Significância a ***1%; **5%, *10%

Fonte: Elaboração própria.

Em relação aos parâmetros associados às *dummies* na tabela 6 e que representam a mudança na postura fiscal do governo, algumas alterações são perceptíveis em comparação aos estimados e expostos na matriz de impacto contemporânea. Respectivamente, os sinais das *dummies* para o ajuste fiscal ocorrido no ano de 2003:1 e para a expansão fiscal entre 2009:1 e 2010:4 expressam o mesmo sentido aos observados nas relações de curto prazo. No entanto, o parâmetro para o ajuste fiscal entre 2014:4 e 2015:4 mostra uma relação positiva e não significativa entre o choque e o *ln*PIB, portanto, diferente da relação inversa e significativa que foi estimada e apresentada na tabela 5.

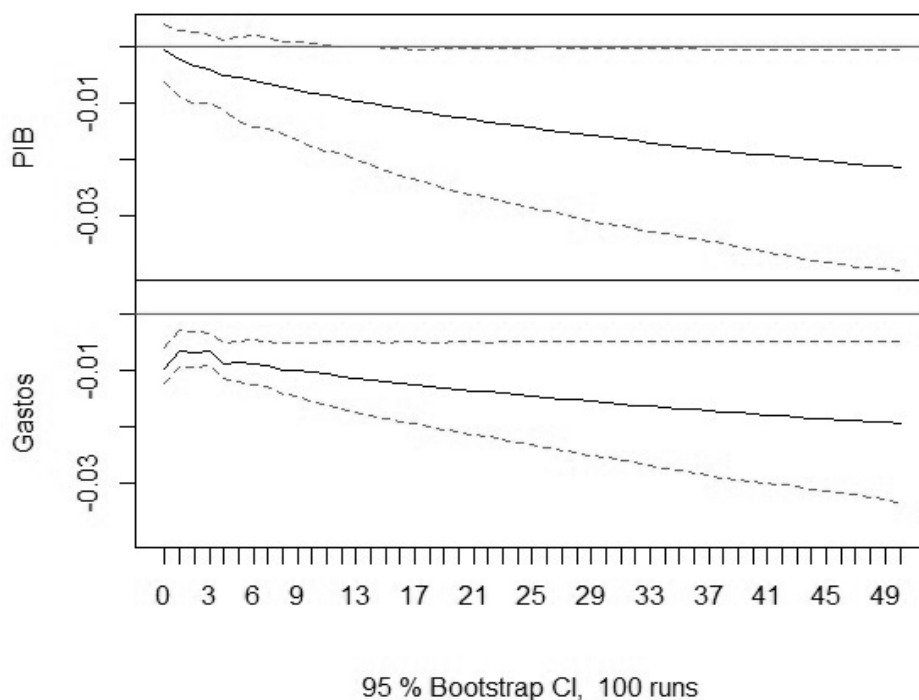
Especificamente, para os dois eventos com significância estatística, o choque de 1% no ajuste nos gastos correntes em 2003:1 impactou negativamente o *ln*PIB, com uma queda de 3,02%, portanto, em magnitude superior ao efeito estimado no curto prazo. Por outro lado, a expansão dos gastos como instrumento anticíclico observado no período 2009:1 a 2010:4 gerou um efeito positivo sobre o crescimento econômico. Para este caso, um aumento de 1% nos gastos elevou o *ln*PIB em 1,5% aproximadamente, sinalizando a eficácia da política fiscal anticíclica no amortecimento dos efeitos da crise financeira no ano de 2008.

4.3 Análise das Funções de Resposta ao Impulso e da Decomposição da Variância do Modelo Estrutural

O objetivo nesta seção foi investigar os efeitos dinâmicos do choque de um desvio padrão em uma variável específica, sobre as demais que compõem o sistema. Para tanto, a análise se deu sobre o comportamento das funções de resposta ao impulso, admitindo intervalos de confiança ao nível de 95% obtidas a partir do método *bootstrapping*. Como no presente trabalho, o objetivo foi a identificação dos efeitos dos choques fiscais quanto à dinâmica do crescimento da economia, seguiu-se a estrutura dos choques sugerida pelo modelo a partir da construção das funções de respostas para o $\ln\text{PIB}$, dado o impulso no $\ln\text{Dívida}$, $\ln\text{Gastos}$ e nas *dummies* referentes aos eventos fiscais considerados.

A figura 1 apresenta a função de resposta ao impulso a um choque de um desvio padrão no $\ln\text{Dívida}$ sobre $\ln\text{PIB}$ e o $\ln\text{Gastos}$. Como se observa, um choque não antecipado na dívida do governo implica uma rápida queda do produto da economia ($\ln\text{PIB}$), entre -1% e -3%¹⁶, com efeito persistente no longo prazo. Tal efeito dinâmico é condizente com os resultados obtidos pelo o modelo VEC Estrutural, que se refletem no sinal dos parâmetros relacionados ao PIB nas matrizes de efeitos transitórios e de longo prazo. Ademais, o mesmo choque impacta negativamente os gastos do governo em aproximadamente -1% no primeiro trimestre. No entanto, a resposta ao choque se torna persistente ao longo do tempo, mas se estabiliza no final do período em torno de -2%.

¹⁶ Valores dentro do intervalo com 95% de confiança de acordo com a figura 1.

Figura 1 – Respostas do \ln PIB e do \ln Gastos aos Choques no \ln Dívida

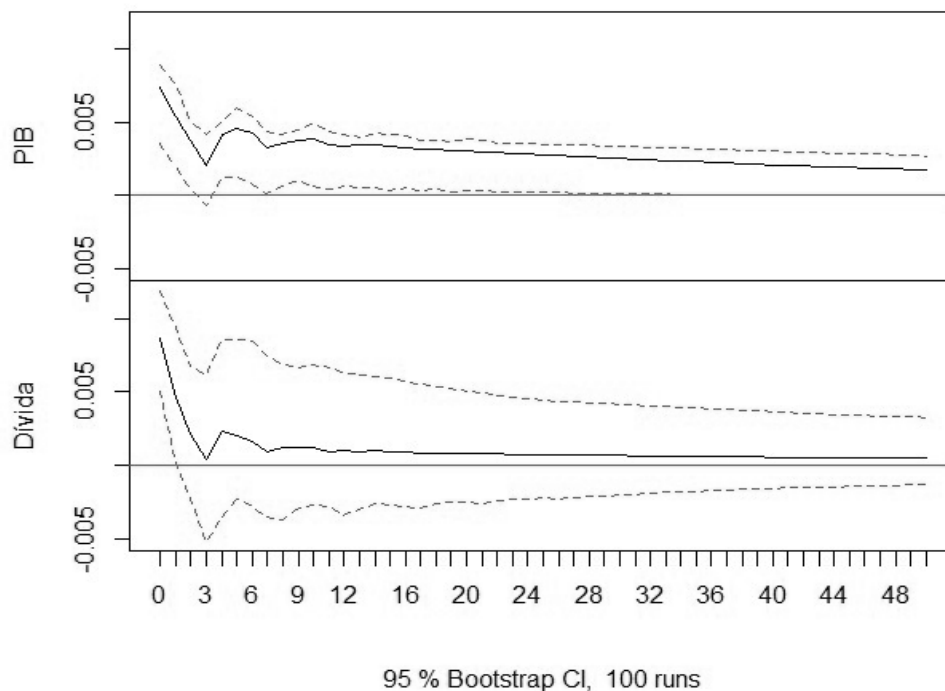
Fonte: Elaboração própria.

Na figura 2 estão reportadas as respostas do \ln PIB e \ln Dívida ao choque não antecipado no \ln Gastos. Ao contrário do que se viu na figura 1, aqui as respostas apresentaram uma menor persistência e convergem mais rapidamente a determinados valores de equilíbrio no longo prazo. Inicialmente, um choque de um desvio padrão nos gastos do governo leva a um crescimento do PIB em torno de 7% no primeiro trimestre. A partir de então, tem-se uma rápida queda dos efeitos dinâmicos que se estabilizam em aproximadamente 3% no longo prazo.

Em relação à dívida, ainda na figura 2, a convergência ocorre de forma mais rápida, e os efeitos se dissipam ao longo do tempo. Neste caso, a resposta ao choque eleva a dívida em torno de 7,5% no curto prazo, mas os efeitos são praticamente anulados após o sexto semestre. Ainda em relação a isto, não se pode afirmar que a dinâmica do efeito positivo persista ao longo do tempo, visto que em toda a função o intervalo de 95% de confiança incorpora a probabilidade da ocorrência de valores negativos para a resposta do nível de endividamento do governo. Assim, a dinâmica das funções de respostas ao impulso denota que, para este caso em particular, o choque nos gastos do governo impacta positivamente

ambas as variáveis no curto prazo, mas no longo prazo, os impactos sobre as mesmas são minimizados.

Figura 2 – Respostas do \ln PIB e do \ln Dívida aos Choques no \ln Gastos



Fonte: Elaboração própria.

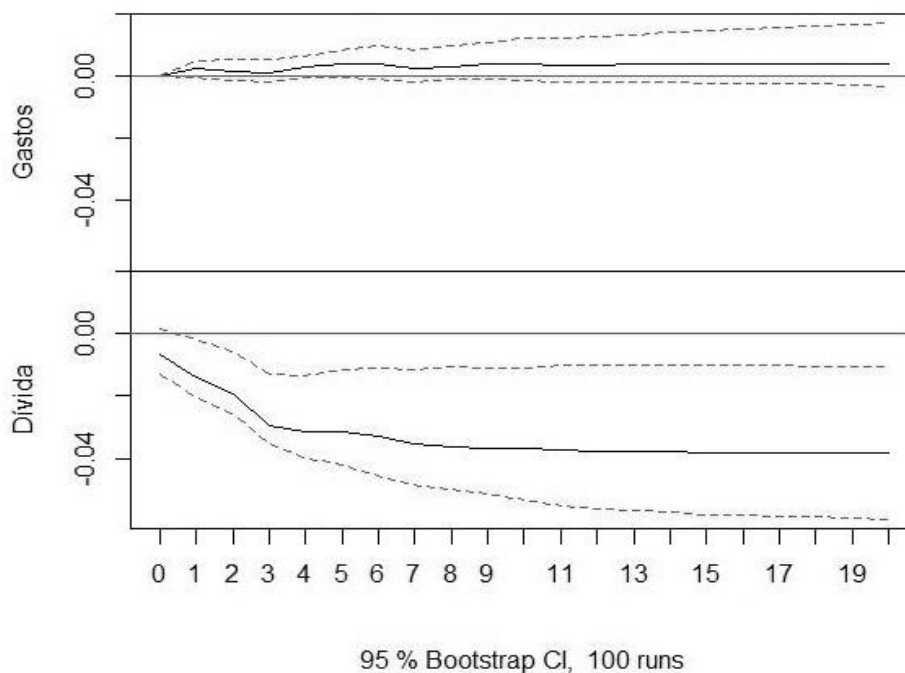
Embora as figuras 1 e 2 retratem o objetivo central deste trabalho, um último choque foi incorporado ao modelo, com a finalidade de testar o caso contrário, ou seja, a resposta das variáveis fiscais ao crescimento da economia. Esta relação pode ser teoricamente interessante na medida em que as respostas apontem efeitos positivos na estabilização das variáveis de política fiscal, principalmente, da trajetória da dívida pública.

Neste sentido, a figura 3 apresenta a reação do \ln Gastos e do \ln Dívida, quando a taxa de crescimento da economia é positiva. Portanto, um choque de um desvio padrão no \ln PIB, impacta discretamente os gastos do governo em aproximadamente 0,03% a partir do primeiro trimestre, estabilizando-se praticamente a este mesmo nível no longo prazo. Ademais, mesmo com a resposta média dos gastos sendo positiva ao longo do tempo, percebe-se que o intervalo de confiança de 95% na maior parte do período se encontra no campo inferior a zero,

o que implica certa probabilidade de que a resposta desta variável ao choque do PIB seja negativa.

Ainda em relação à figura 3, tem-se a dinâmica do comportamento da dívida pública frente ao choque no PIB. Neste caso, um choque não antecipado no \ln PIB exerce um efeito negativo e significativo, dada a rápida e persistente resposta do \ln Dívida. Em termos quantitativos, um choque de um desvio padrão no \ln PIB reduz a dívida do governo a partir do primeiro período, atingindo um nível de aproximadamente -3% entre o terceiro e quarto trimestre. Contudo, após o sétimo trimestre, o efeito se estabiliza permanentemente em torno de -4%. Este comportamento da dívida pública em resposta ao crescimento econômico evidencia uma questão teórica fundamental, sugerindo que o crescimento da economia é uma variável importante à estabilização do nível de endividamento do governo, dada a sua dinâmica contra cíclica.

Figura 3 – Respostas do \ln Gastos e do \ln Dívida aos Choques no \ln PIB



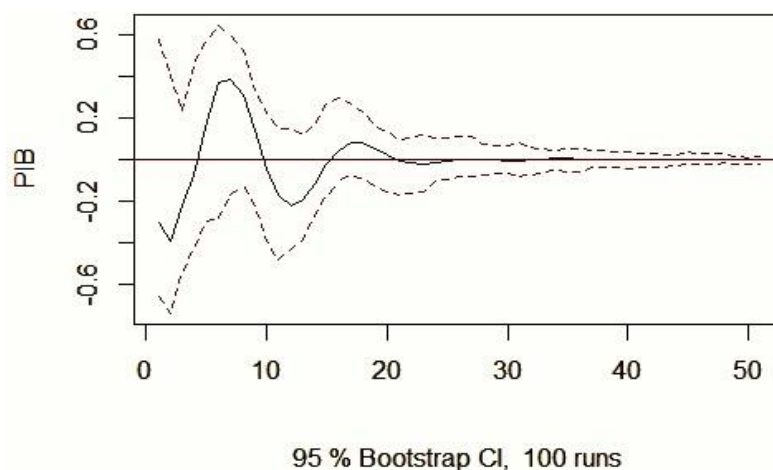
Fonte: Elaboração própria.

As próximas funções de resposta ao impulso são específicas às mudanças na postura da política fiscal em relação aos objetivos do governo, quanto à resposta dinâmica e reação do produto da economia. Nas figuras 4 e 5, as respostas do \ln PIB

aos choques relacionados à alteração da política fiscal ocorrem nos primeiros trimestres, e os efeitos se dissipam na medida em que se tem uma maior extensão temporal. Por outro lado, na figura 6, que expressa o choque em relação ao ajuste fiscal ocorrido a partir do ano de 2014, a resposta do produto da economia ao ajuste apresenta uma maior magnitude e elevada persistência ao longo do tempo.

A figura 4 mostra a resposta do \ln PIB ao choque no ajuste nos gastos do governo ocorrido no primeiro trimestre de 2003. O choque de um desvio padrão reduziu em 0,4% o produto da economia nos primeiros trimestres, que passou a se recuperar por volta do quinto trimestre após o choque. É importante notar que o choque exerce um efeito significativo no curto prazo, mas se dissipa a partir do décimo quinto trimestre. Este resultado corrobora as evidências encontradas por Barros Neto e Correia (2020), que fizeram um exercício semelhante para o mesmo período. Os autores observam que a resposta do PIB foi negativa e estatisticamente significativa nos primeiros trimestres, mas que o efeito do choque também perdeu força nos trimestres imediatamente posteriores.

Figura 4 – Respostas do \ln PIB aos choques do ajuste nos gastos do governo no ano de 2003:1

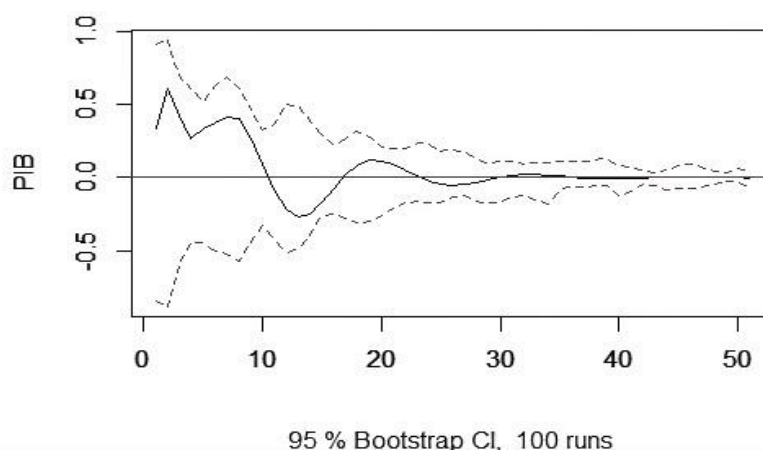


Fonte: Elaboração própria.

O ano de 2008 foi marcado pela extensão do choque relacionado à crise financeira internacional e, como forma de amortecer os efeitos adversos, o governo brasileiro passou a adotar medidas fiscais de expansão, sobretudo, em relação aos gastos como importante instrumento anticíclico. Na figura 5, pode-se perceber esta dinâmica com a resposta positiva da economia à expansão dos gastos do governo,

principalmente, a partir do ano de 2009. Portanto, o choque expansionista de um desvio padrão nos gastos públicos ocasionou a rápida recuperação e crescimento do PIB até o décimo primeiro trimestre, quando a partir de então, os efeitos do choque parecem se anular. De fato, embora se observe a forte queda da atividade econômica nos três primeiros trimestres do ano de 2009, os números apontam que foi ainda no último trimestre deste ano que a economia demonstrou sinais de recuperação, quando apresentou uma taxa de crescimento de 4,29%, que acabou se consolidando ao longo do ano de 2010.

Figura 5 – Respostas do \ln PIB ao Choques da Expansão Fiscal entre 2009:1 e 2010:4



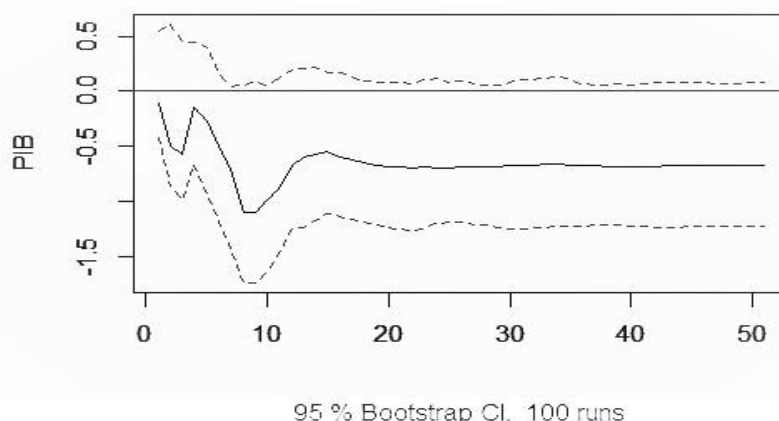
Fonte: Elaboração própria.

O último evento fiscal incorporado ao modelo está relacionado ao forte ajuste nos gastos ocorrido a partir do ano de 2014. O déficit primário de 0,63% em relação ao PIB e o conseqüente crescimento do nível de endividamento do governo são os principais fatores que justificam o ajuste. Ao contrário dos choques fiscais apresentados nas figuras 4 e 5, observa-se uma maior persistência e queda do produto em relação ao choque no ajuste dos gastos ocorrido entre 2014:4 e 2015:4, exposto na figura 6. Para este cenário, o choque de um desvio padrão na restrição dos gastos primários no período impactou negativamente o produto, com uma redução de aproximadamente -0,5% nos três primeiros trimestres, cujo mínimo de retração de -1,1% ocorreu por volta do nono trimestre após o choque. No entanto, o intervalo com 95% de confiança impõe restrições à análise, visto que, durante

todo o espaço temporal, o intervalo superior se encontra na parte positiva em relação à estimativa da função de impulso resposta.

Não obstante, ainda em relação à figura 6, ressalta-se que a resposta do $\ln\text{PIB}$ não converge ao ponto inicial do choque (Valor zero), na medida em que os efeitos se propagam. Ademais, é importante salientar que, na estimação dos parâmetros nas matrizes de impacto contemporânea de curto e longo prazo, os sinais e a significância estatística dos mesmos corroboram a resposta do produto da economia a cada choque específico. No entanto, o parâmetro de longo prazo relacionado à *dummie* para o ajuste fiscal a partir do ano de 2014, embora tenha sido negativo, apresentou-se não significativo estatisticamente ou diferente de zero.

Figura 6 – Respostas do $\ln\text{PIB}$ ao Choque no Ajuste Fiscal entre 2014:4 e 2015:4



Fonte: Elaboração própria.

Posto isto, uma etapa importante na análise dos modelos multivariados de séries temporais é a avaliação da decomposição da variância do erro de previsão, ou seja, o quanto da variância percentual de cada variável explica as variações nas demais. No presente trabalho, como o objetivo principal foi identificar a relação e os impactos dos gastos e da dívida do governo sobre a dinâmica do PIB, a tabela 7 reporta exatamente a decomposição da variância para o $\ln\text{PIB}$. Como se observa, o crescimento da economia sofre influência das demais variáveis do sistema, embora nos primeiros trimestres os choques sobre o $\ln\text{PIB}$ são explicados por aproximadamente 70% das variações nele mesmo. Contudo, após o quinto trimestre, essa proporção cai sequencialmente até atingir o nível de 47% no final do período analisado.

Tabela 7 – Decomposição da Variância em Relação ao PIB

Período	<i>ln</i>PIB	<i>ln</i>Gastos	<i>ln</i>Dívida Pública
1	0,704462	0,292644	0,002894
5	0,800255	0,134354	0,065389
10	0,778946	0,090445	0,130608
15	0,738659	0,069871	0,191469
20	0,694421	0,056769	0,248809
25	0,650749	0,047306	0,301644
30	0,609634	0,040027	0,350338
40	0,537631	0,029589	0,432779
50	0,479299	0,022623	0,498077

Fonte: Elaboração própria.

Não obstante, no curto prazo, 29% das variações no *ln*PIB são explicados pelos choques no *ln*Gastos, que diminui a partir do quinto trimestre, atingindo um nível médio de apenas 0,02% no longo prazo. Por outro lado, a influência dos choques na dívida pública sobre o PIB cresce gradativamente ao longo do tempo. Mais especificamente, no primeiro trimestre, apenas 0,002% das variações no *ln*PIB são explicados pelo choque em *ln*Dívida Pública. Contudo, é somente a partir do décimo semestre que a influência do endividamento do governo sobre o crescimento da economia se torna mais evidente. Como se percebe, à medida que o espaço temporal aumenta, mais relevante se torna a influência dos choques da dívida pública para explicar as variações no produto da economia. Por exemplo, no final do período, 49% das variações no *ln*PIB são explicados pelos choques no *ln*Dívida Pública, tornando-o a variável mais importante e de maior influência sobre as variações no PIB no longo prazo.

5. Considerações finais

O objetivo central deste artigo foi identificar as relações de cointegração e os efeitos dos gastos do governo e da dívida pública sobre o crescimento da economia brasileira. A principal motivação desta pesquisa parte da percepção de um acirrado debate em torno das discussões relacionadas ao comportamento das variáveis fiscais, principalmente, da expansão dos gastos primários do governo e da dívida pública e seus impactos sobre o crescimento econômico no longo prazo.

Diversos trabalhos têm buscado investigar esta mesma relação utilizando distintos métodos econométricos. Neste aspecto, a proposta investigativa deste

trabalho incorpora à análise os modelos de cointegração VEC e SVEC, utilizando séries temporais trimestrais das variáveis Gastos, Dívida do Governo e PIB. A estimação do modelo VEC teve como meta apresentar os relacionamentos e a direção de efeitos de curto e longo prazo entre as variáveis.

Por outro lado, a estimação do Modelo SVEC buscou identificar, através das matrizes, os impactos de curto e longo prazo dos gastos e da dívida do governo na trajetória do crescimento da economia. Evidentemente, para que este método seja utilizado, os testes de estacionariedade devem apontar uma única ordem de integração, e as mesmas devem apresentar cointegração ou relação de equilíbrio de longo prazo identificada pelo teste de Johansen.

Os resultados do modelo VEC com uma ordem de integração indica um efeito positivo e significativo de longo prazo dos gastos do governo em direção ao crescimento da economia. Ao contrário, o crescimento da dívida pública exerce um efeito adverso e negativo sobre o PIB no longo prazo.

Não obstante, os resultados evidenciados pelo Modelo SVEC corroboram, em linhas gerais, a direção dos efeitos de curto e longo prazo das mesmas variáveis sobre a dinâmica de crescimento da economia no curto e longo prazo. A estrutura do modelo pautada na evidência empírica partiu da hipótese de que os gastos do governo não afetam o crescimento do PIB no longo prazo. De acordo com os parâmetros estimados na matriz de impacto contemporânea, este efeito foi identificado. Além do mais, a dívida do governo impactou negativamente o crescimento econômico, tanto no curto como no longo prazo. Esta dinâmica foi confirmada a partir das funções de repostas ao impulso, que apontaram efeitos significativos dos choques dos gastos e da dívida na determinação da dinâmica do crescimento do PIB. Neste sentido, um choque de um desvio padrão na primeira tende a estimular o crescimento, enquanto que um choque na dívida pública leva a uma resposta negativa do PIB no longo prazo.

Outro ponto interessante incorporado ao modelo foram alguns eventos fiscais relevantes quanto à política de gastos do governo. A estratégia utilizada incluiu três variáveis *dummies*, com o objetivo de captar o efeito de cada um deles sobre o PIB da economia brasileira. Assim, em relação ao ajuste nos gastos no ano de 2003, o impacto foi negativo sobre o crescimento da economia nos horizontes temporais de curto e longo prazo. Além disso, a expansão fiscal ocorrida no ano de 2009 estimulou e recuperou o crescimento da economia naquele momento.

Ademais, a restrição fiscal observada entre 2014 e 2015 proporcionou efeitos negativos sobre a dinâmica da economia, embora o parâmetro estimado na matriz de longo prazo não tenha apresentado significância estatística.

Os achados nesta pesquisa estão de acordo com a literatura que trata desta mesma relação entre as variáveis, ou seja, da existência de efeitos distintos das variáveis fiscais na determinação da dinâmica da trajetória de crescimento da economia. Espera-se, portanto, que as evidências encontradas possam contribuir de forma substancial ao debate em torno das inter-relações entre a política fiscal e seus efeitos ao longo do tempo sobre o crescimento da economia.

Referências

ASSUNÇÃO, J.; ORTIZ, F.; PEREIRA, L. A crise financeira de 2008 e a arrecadação tributária: lições para o desenho de transferências e federalismo fiscal. *ENAP: Texto para discussão n. 08*, 2012.

BARRO, R. Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. 103-125, 1990.

BARROS NETO, G.; CORREIA, F. Uma contribuição para as estimativas de multiplicadores fiscais no Brasil: análise de intervenção em modelos VAR ampliados por dummies. *Revista Brasileira de Economia*, v. 74, n. 3, p. 235-254, 2020.

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the “business cycle”. *Journal of Monetary Economics* v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical investigation of the dynamic effects of changes in government spending and revenues on output. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.

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

BREITUNG, J.; BRÜGGERMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Structural vector autoregressive modeling and impulse responses. IN: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, p. 159-196, 2004.

BUENO, R. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New Jersey: John Wiley Sons, 2004.

FASANO, U.; WANG, Q. Fiscal expenditure policy and non-oil economic growth: evidence from GCC countries. *IMF Working Papers* n. 195, 2001.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. Debt and the effects of fiscal policy *CEPR Discussion Paper* n. DP6092, 2007.

FERREIRA, C. Public debt and economic growth: a Granger causality panel data approach. *Instituto Superior de Economia e Gestão – Department of Economics Working Papers* n. 24, 2009.

GHALI, K.; FATIMA, A. Fiscal policy and economic growth: a study relating to the United Arab Emirates. *Economia Internazionale*, v. 50, n. 4, p. 519-533, 1997.

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

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.

HARRIS, R. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Londres: Havester Wheatsheaf, 1995.

HERRERA, S.; BLANCO, F. The quality of fiscal adjustment and the long-run growth impact of fiscal policy in Brazil. *World Bank Policy Research Working Paper* n. 4004, 2006.

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

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

KNELLER, R.; BLEANEY, M.; GEMMELL, N. Growth, public policy and the government budget constraint: evidence from OECD countries. *Discussion Paper* no. 98/14, School of Economics, University of Nottingham, 1998.

KUMAR, M.; WOO, J. Public debt and growth. *IMF Working Papers*, n. 10/174, 2010.

LUTKEPOHL, H. *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

MENDONÇA, M.; MOREIRA, T.; MEDRANO, L.; CUNHA, G. Um estudo sobre o endividamento público no Brasil e implicações. *Texto para Discussão do IPEA* n. 2197, 2016.

MINEA, A.; PARENT, A. *Is high public debt always harmful to economic growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities*. *CERDI Études et Documents* n. E 2012.18, 2012.

PANIZZA, U.; PRESBITERO, A. Public debt and economic growth: is there a causal effect? *Journal of Macroeconomics*, v. 41, n. 1, p. 21-41, 2004.

PERES, M.; ELLERY, R. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 2, p. 159-206, 2009.

PEROTTI, R. Fiscal policy in good times and bad. *Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 4, p. 1399-1436, 1999.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

REINHART, C.; ROGOFF, K. Growth in a time of debt. *American Economic Review*, v. 100, n. 2, p. 573-578, 2010.

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

SANTOS, E.; FERREIRA, M.; LIMA, J.; SANTOS, A. Análise de relação de curto e longo prazos entre as políticas monetária e fiscal com o crescimento econômico no Brasil: aplicação de modelos VEC. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 19, n. 3, p. 503-523, 2015.

TOURINHO, O.; SANGOI, R. Dívida pública e crescimento econômico: testes da hipótese de Reinhart e Rogoff, *Economia Aplicada*, v. 21, n. 3, p. 437-464, 2017.

Anexos

Tabela A1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis

Variáveis	PIB	Dívida Pública	Gastos do Governo
Mínimo	101,9	51,50	99,2
1 ^o Quartil	122,2	56,55	117,4
Mediana	152,8	60,45	134,6
Média	146,1	61,43	131,7
Desvio Padrão	23,85	7,09	17,03
3 ^o Quartil	167,6	63,45	147,6
Máximo	178,4	80,00	155,2

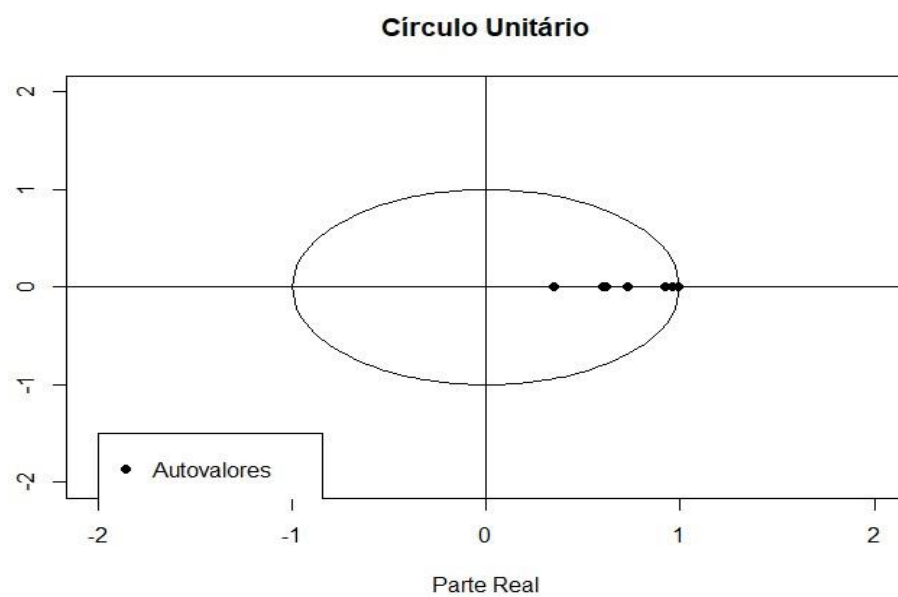
Fonte: Elaboração própria.

Tabela A2 – Parâmetros do Modelo VEC Estrutural

Parâmetros da Matriz de Impacto Contemporânea (B)			
Variáveis	<i>ln</i> PIB	<i>ln</i> Gastos	<i>ln</i> Dívida Pública
<i>ln</i> PIB	5,27773*** (2,183)	2,99703* (1,243)	-0,37556*** (1,152)
<i>ln</i> Gastos	0,00000	4,60785*** (2,547)	-5,63474** (2,837)
<i>ln</i> Dívida Pública	-1,45200*** (2,903)	4,70839 (1,997)	4,57793*** (1,439)
Parâmetros da Matriz de Impacto de Longo Prazo (EB)			
Variáveis	<i>ln</i> PIB	<i>ln</i> Gastos	<i>ln</i> Dívida Pública
<i>ln</i> PIB	1,65049*** (0,417)	0,00000	-1,20136*** (0,262)
<i>ln</i> Gastos	0,94608* (0,336)	0,00000	-1,34036** (0,407)
<i>ln</i> Dívida Pública	-3,08217** (0,970)	0,00000	0,58666*** (0,164)

*** Significância a 1%; **5%, *10%

Fonte: Elaboração própria.

Figura A1 – Teste de Estabilidade do Modelo VEC

Fonte: Elaboração própria.