

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

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

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

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

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

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

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

ABSTRACT

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

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

CÓDIGO JEL: C32; C22; H63.

1. INTRODUÇÃO

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

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

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-43, jan. 2021

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

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

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

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

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

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

¹ Emenda Constitucional nº 95, de 15/12/2016.

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

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

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

2. REVISÃO DE LITERATURA

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

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

2.1. Estudos Empíricos Internacionais que usam causalidade de Granger

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

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

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

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

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-43, jan. 2021

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

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

2.2. Estudos Empíricos Internacionais que usam outras metodologias

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

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

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

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-43, jan. 2021

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

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

2.3. Estudos Aplicados ao Brasil

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

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

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

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

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

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

3. DESCRIÇÃO DOS DADOS

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

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

⁵ Fonte: BCB, série 4502. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sqspub/consultarvalores/consultarValoresSeries.do?method=consultarValoreS>.

⁶ Fonte: BCB, série 4380. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sqspub/consultarvalores/consultarValoresSeries.do?method=consultarValoreS>.

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

⁸ Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - compra – média. Fonte: BCB. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

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

¹⁰ Fonte dos dados: Secretaria do Tesouro Nacional. Disponível em: <http://www.tesourotransparente.gov.br/ckan/dataset/resultado-do-tesouro-nacional>.

¹¹ Informação produzida pelo JP Morgan, é utilizado como uma proxy para risco. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

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

Em seguida, as séries de PIB e dívida, que apresentaram algum componente sazonal, foram dessazonalizadas pela metodologia Census X-13. Então, as séries dessazonalizadas juntamente com a série de resultado primário foram convertidas em termos reais, deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), considerando-se janeiro de 1998 como data base. As séries foram convertidas em valores anuais, considerando-se a soma do mês de referência aos onze anteriores para que os dados pudessem ser analisados na mesma base que a dívida pública, que é uma variável de estoque. Por último, os valores foram convertidos em percentuais do PIB.

4. METODOLOGIA

4.1. *Teste e Raiz Unitária*

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

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

Entretanto, considerando as mudanças econômicas durante o período, faz-se necessário considerar as quebras estruturais. Uma vez que os testes modificados ADF^{GLS} e MZ_{α}^{GLS} ainda tem baixo poder na presença de quebras. Por isso, aplicam-se mais dois testes com quebras endógenas. O primeiro é o proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), daqui em diante

referenciado como SL. O teste SL considera que a mudança pode ocorrer durante um período de tempo, e utilizando uma função de mudança de nível ($f(\theta)'\gamma$) é possível obter uma função de transição gradual, que é adicionada ao termo determinístico. O modelo geral é expresso na seguinte equação:

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

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

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

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

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

4.2. Equações de Crescimento

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

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

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

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

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

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

4.3. Causalidade Multivariada

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

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

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

Se as séries não são estacionárias é necessário realizar testes de cointegração para examinar se há um equilíbrio de longo prazo entre elas. Esse estudo vai realizar testes de cointegração

seguindo os procedimentos de Johansen e Juselius (1990) , Johansen (2002) e Johansen, Mosconi, e Nielsen (2000). A equação de teste é definida conforme segue:

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

onde X_t é um vetor coluna, μ é um vetor de constantes, π e π_i representam uma matriz de coeficientes, p é a ordem de defasagens, e ε_t é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico. A matriz π é a matriz de cointegração, que representa a informação de longo prazo sobre as variáveis. O número de valores de π que são estatisticamente diferente de zero representa o número de equações de cointegração. Johansen propôs o uso de duas estatísticas para testar a cointegração:

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

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

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

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

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

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

Além disso, serão geradas as funções de impulso-resposta, as quais permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema, em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Dessa forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (Enders, 2005, cap.5) As funções de impulso-resposta mostram os efeitos de longo prazo das séries temporais, quando há um determinado choque exógeno em alguma das variáveis do modelo. De maneira específica, a técnica da função impulso-resposta é um procedimento que permite traçar os efeitos do desvio-padrão de um choque relativo a uma inovação nos valores presentes e futuros das variáveis endógenas. Esse fato é transmitido por uma estrutura dinâmica de um vetor autorregressivo.

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

Se as inovações ocorridas no sistema podem ser identificadas, outra ferramenta pode ser utilizada para interpretar modelos VAR. É possível, nesse caso, fazermos a decomposição da variância do erro de previsão. Essa ferramenta fornece-nos a proporção de movimentos de uma

sequência que é devida a choques nela mesma contra choques de outras variáveis. Caso o erro de uma variável z não explique nada da variância do erro de uma sequência $\{y\}$, podemos dizer que esta última é exógena: $\{y\}$ evolui independentemente de choques dos erros de z e de $\{z\}$.

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

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

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

4.4. Causalidade Bivariada

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

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

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

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

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

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

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

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

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

5. ANÁLISE EMPÍRICA

5.1. Teste de Raiz Unitária e Análise dos Dados

A Tabela I apresenta os resultados dos testes ADF^{GLS} e MZ_{α}^{GLS} aplicados às séries em nível e em primeira diferença. Os resultados apontam que o resultado primário, a dívida, a taxa de câmbio e o *Embi+* são estacionários em primeira diferença; a inflação é estacionária em nível; a taxa de crescimento do PIB e a taxa de juros não são estacionárias em nenhum desses testes.

Esses resultados eram esperados, devido a presença de mudanças estruturais, que representam quebras nas séries e podem ser observadas graficamente na Figura 1.

TABELA I
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA SEM QUEBRA ESTRUTURAL

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

(5%); -2,62 (10%). “Y” representa a taxa de crescimento do PIB, “D” representa dívida pública, “S” representa superávit primário; “E” representa taxa de Câmbio, “I” representa taxa de juros; “Embi+” representa “Embi+”; e “R” representa inflação.

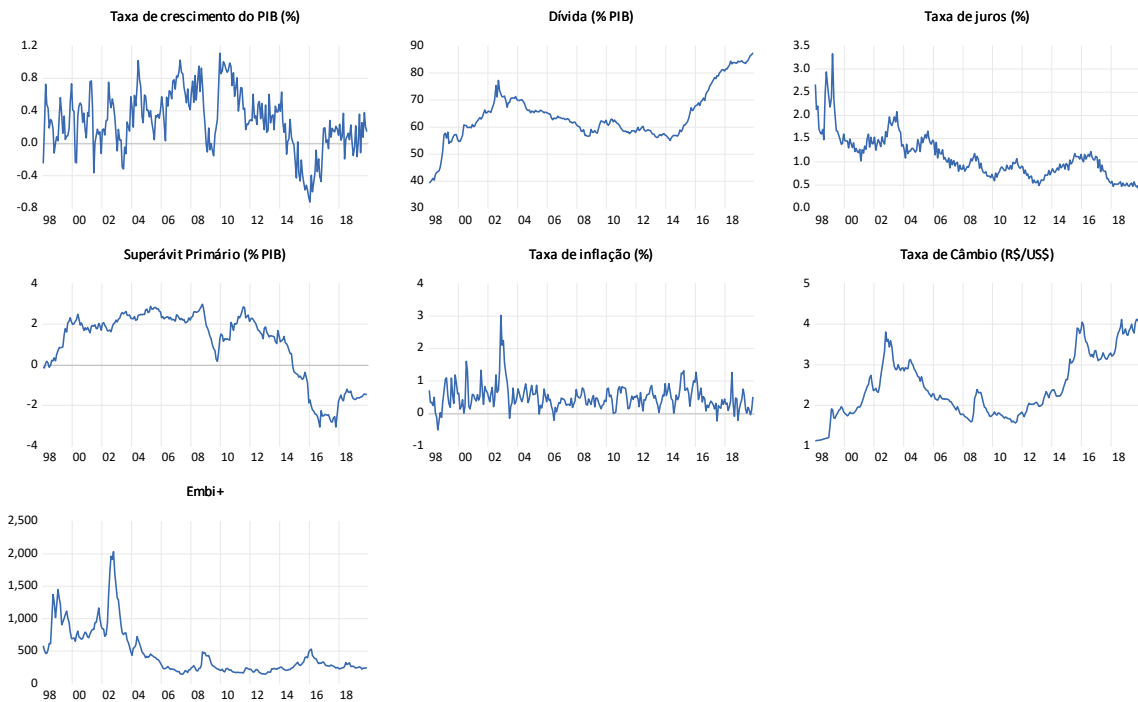


FIGURA 1 – Séries Tratadas.

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

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

TABELA II
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA COM QUEBRA ESTRUTURAL

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

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

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-43, jan. 2021

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

5.2. Equações de Crescimento

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

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

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

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

TABELA III
EQUAÇÕES DE CRESCIMENTO

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

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

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

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

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

5.3. Causalidade Multivariada

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

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

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

TABELA IV
TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN SEM QUEBRA ESTRUTURAL

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

TABELA V
TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN COM QUEBRA ESTRUTURAL

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

Quebras utilizadas: Janeiro de 1999 e Dezembro de 2002.

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

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

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

TABELA VI
TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

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

TABELA VII
SIGNIFICÂNCIA DA EQUAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

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

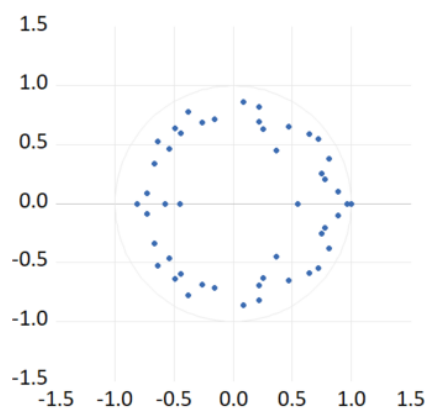

FIGURA 2 – RAÍZES DO POLINÔMIO.

TABELA VIII

TESTE LM DE CORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS DO VEC

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

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

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

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

Brasil caíram para aproximadamente zero entre a crise financeira de 2008 e 2014, por isso, efeitos não-keynesianos são mais esperados de prevalecerem.

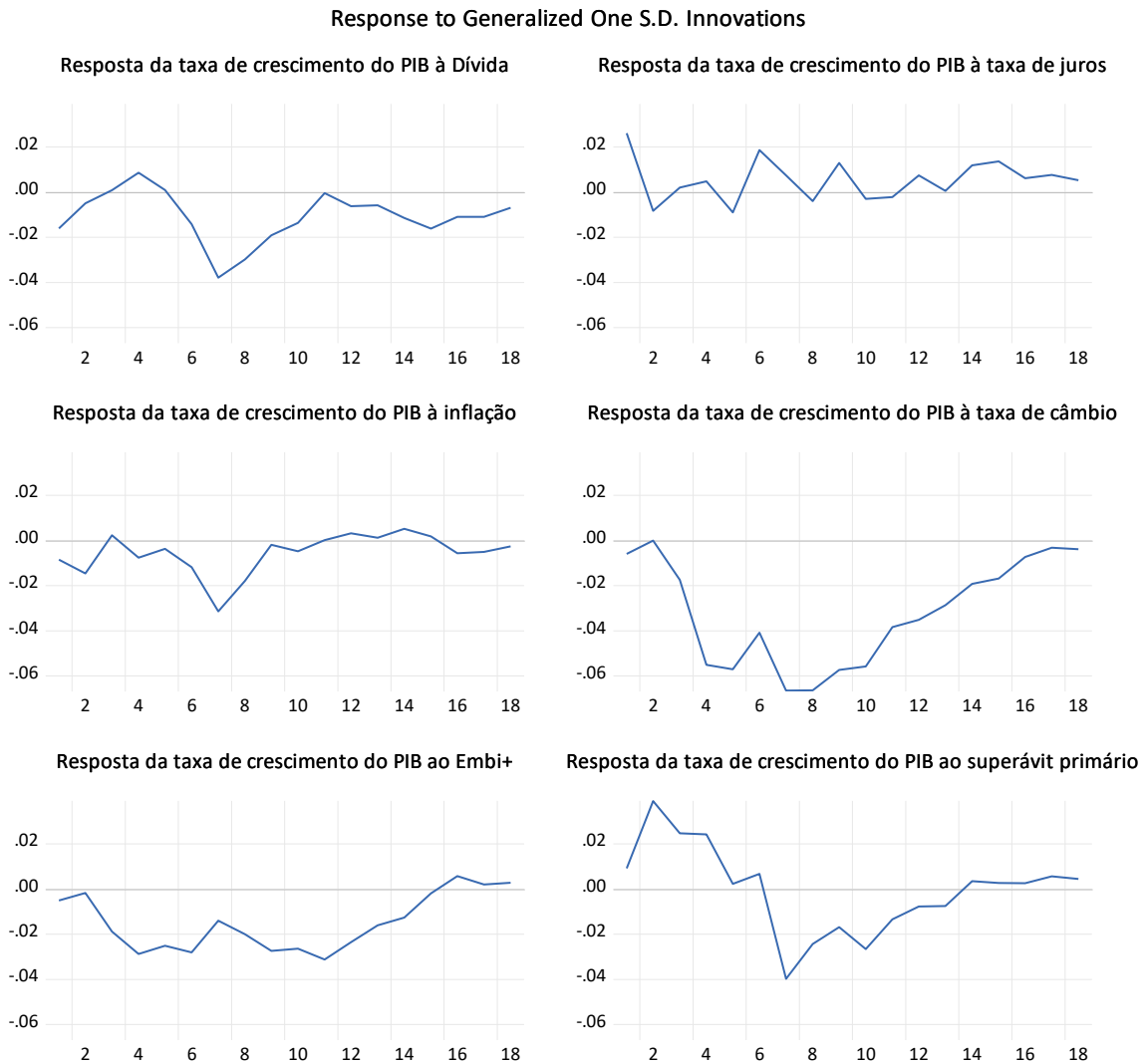


FIGURA 3 – Resposta da taxa de crescimento do PIB a inovações na dívida, na taxa de juros, na taxa de inflação, na taxa de câmbio, no Embi+ e no superávit primário.

A taxa de crescimento do PIB apresenta uma resposta positiva a um choque na taxa de juros. É possível que um aumento da taxa de juros de curto prazo possa levar a um aumento da poupança, que por sua vez pode ter um impacto positivo na taxa de crescimento do PIB. A resposta ao choque na taxa de câmbio é negativa, o que significa que uma depreciação cambial provoca uma queda na taxa de crescimento do PIB, esse impacto negativo se intensifica até o

oitavo mês, e então começa a cair, esse resultado pode estar relacionado com a importação de bens de capital. A inflação causa um impacto negativo na taxa de crescimento do PIB durante os primeiros dez meses, então desaparece. *Embi+* também apresenta impacto negativo para o crescimento durante os primeiros dezesseis meses. Os efeitos negativos da inflação e *Embi+* na taxa de crescimento do PIB são de algum modo relacionados com expectativas ruins.

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

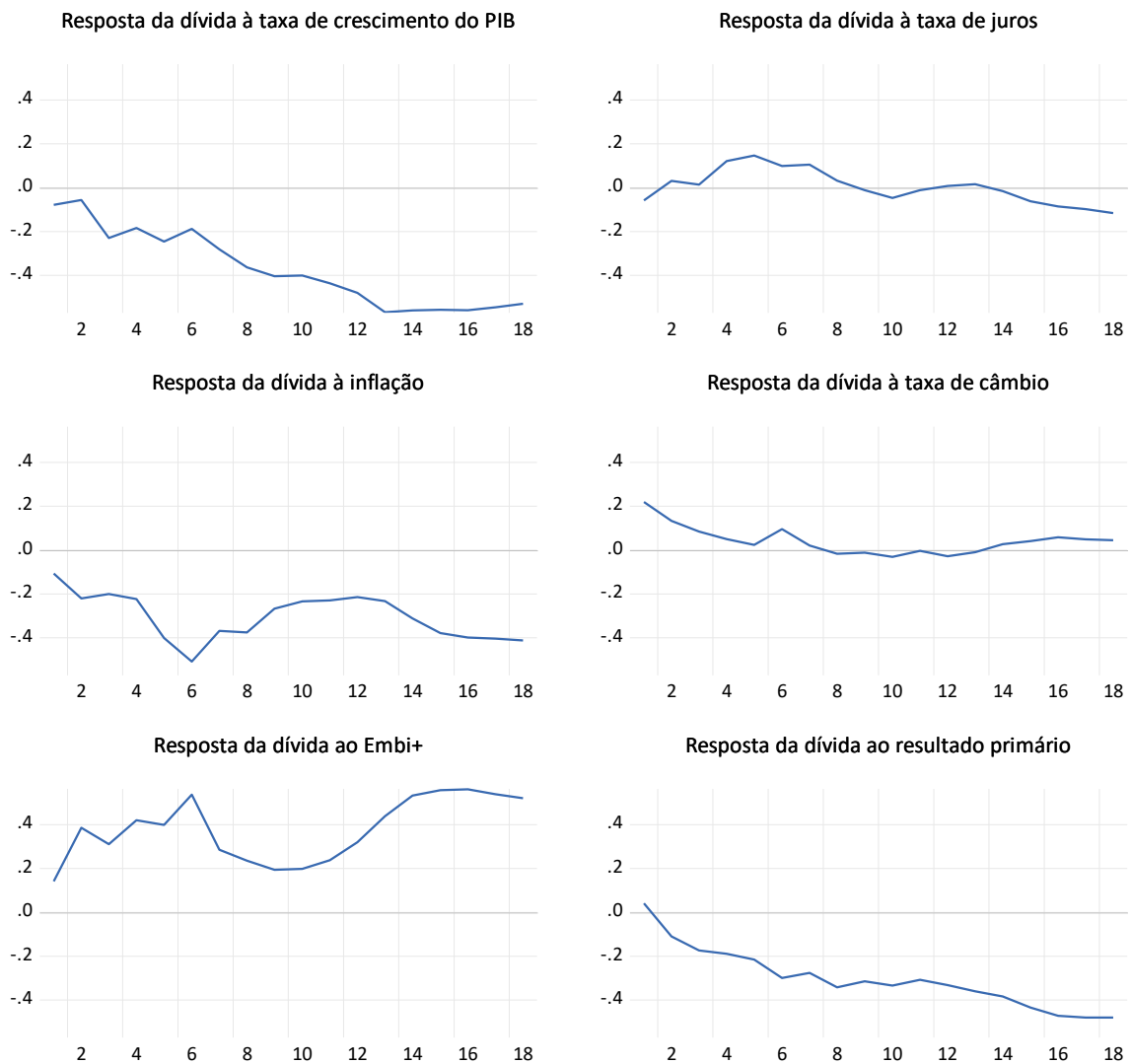
Response to Generalized One S.D. Innovations


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

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

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

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

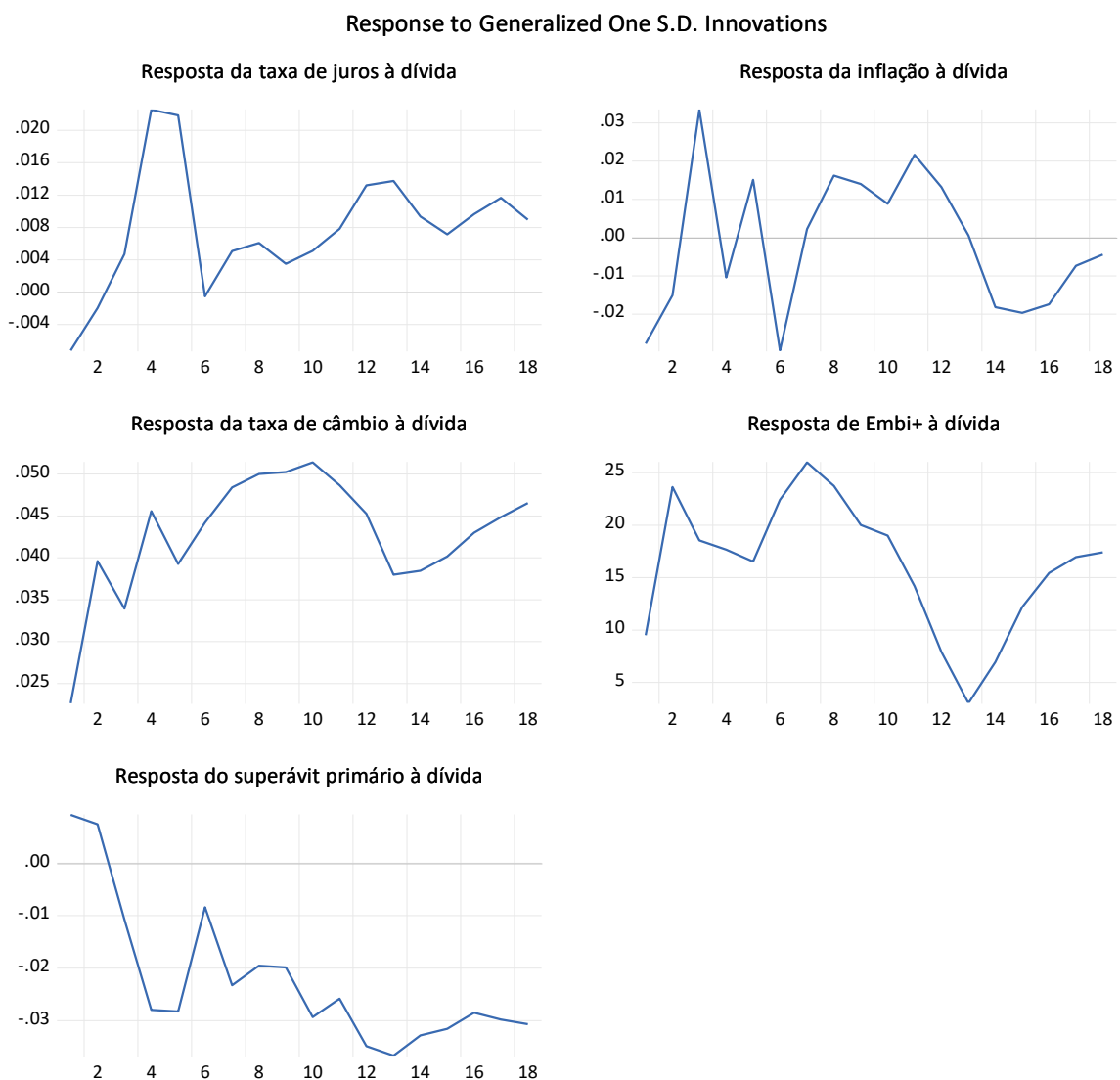


FIGURA 5 – Resposta da taxa de juros, da taxa de inflação, da taxa de câmbio, do *Embi+* e do superávit ario à inovações na dívida.

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

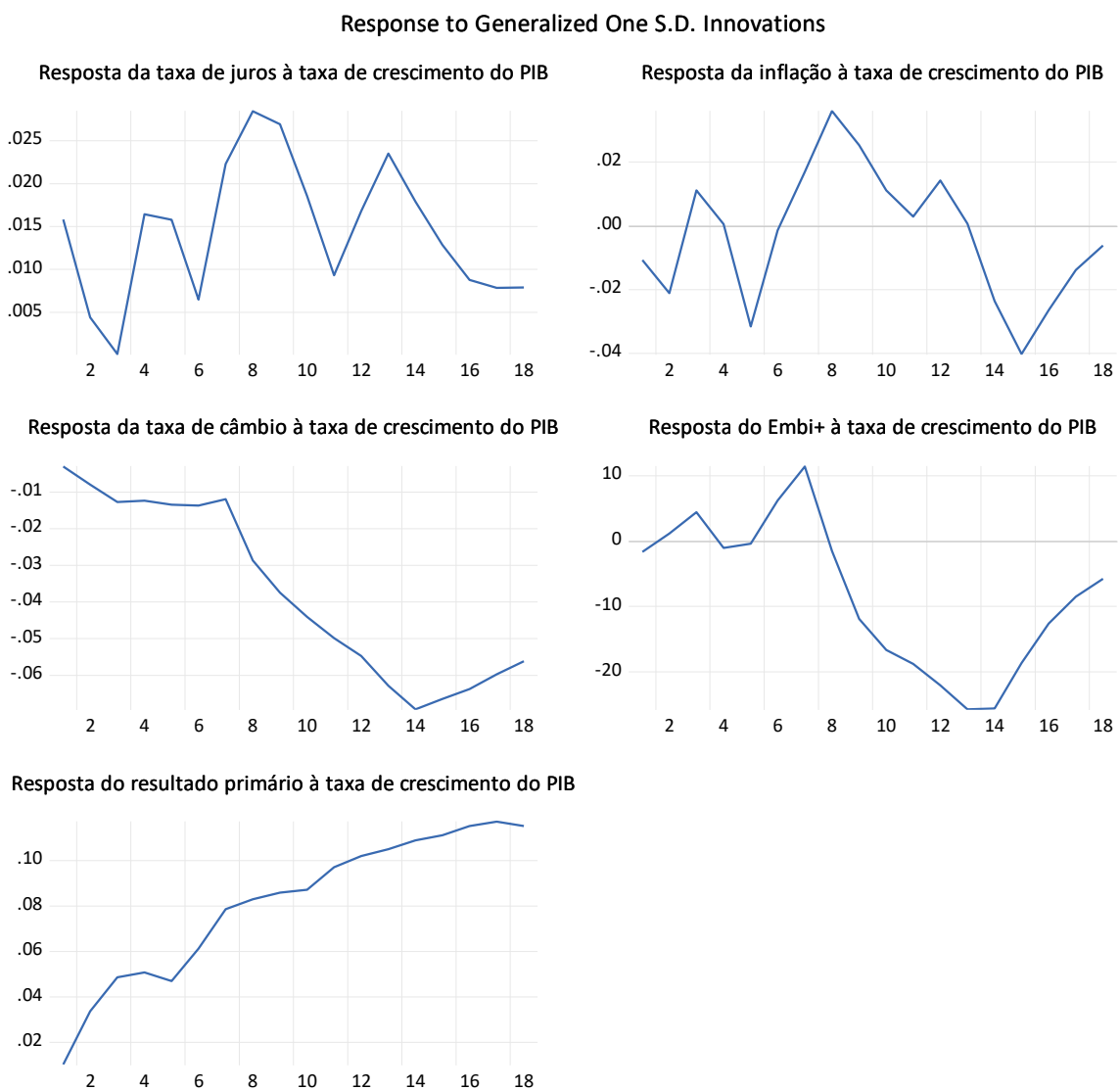


FIGURA 6 – Resposta da taxa de juros, da taxa de inflação, da taxa de câmbio, do Embi+ e do superávit ario à inovações na taxa de crescimento do PIB.

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

TABELA IX
DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA TAXA DE CRESCIMENTO DO PIB

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: Fatorização pela Decomposição de Cholesky.

TABELA X
DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA DÍVIDA

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: Fatorização pela Decomposição de Cholesky.

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-43, jan. 2021

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

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

5.4. Causalidade Bivariada

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

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

TABELA XI
TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ENGLE-GRANGER

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

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

Em seguida a correção de erros foi incluída, quando ela apresentou valores significativos foi estimado o modelo de longo prazo com a correção de erros, caso contrário foi estimado o

modelo de curto prazo, que é o ARDL com as defasagens das variáveis diferenciadas e sem o termo de correção de erros. Os resultados estão apresentados na Tabela XII. A causalidade foi verificada pela significância conjunta no *Wald Test*.

TABELA XII
TESTE DE CAUSALIDADE DE ENGLE-GRANGER

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

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

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

5.5. Resultados

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

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

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

TABELA XIII

COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS DA CAUSALIDADE DE GRANGER: VEC E ARDL

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

Fonte: Elaboração dos Autores.

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

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

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

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

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-43, jan. 2021

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

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

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

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES POLÍTICAS

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

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-43, jan. 2021

Concluimos que a dívida e crescimento apresentam uma relação bidirecional, o que significa que uma causa e é ao mesmo tempo causada pela outra. Apesar da presença de causalidade nas duas direções, o comportamento não é o mesmo no curto e no longo prazo. Dívida melhora o crescimento no curto prazo, mas pode ser prejudicial no longo prazo, não apenas pela sua relação direta com a taxa de crescimento do PIB, mas pela sua relação indireta através das variáveis inflação, taxa de câmbio e *Embi+*. Por outro lado, o crescimento reduz a dívida, no curto e no longo prazo, também se verifica o impacto indireto do crescimento na dívida pela redução do *Embi+*.

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

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

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

Também, medidas com a Proposta de Emenda à Constituição (PEC) n° 187/2019, que propõe o uso de recursos dos fundos públicos para liquidar parcela da dívida parece ser uma forma mais eficiente de utilizar esses recursos, uma vez que parte deles não tem sido utilizada enquanto o governo paga juros sobre a dívida. Da mesma forma, o uso de parte das reservas de

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-43, jan. 2021

dólares do Banco Central para liquidar a dívida também pode ser uma boa solução, uma vez que a corrente depreciação cambial aumentou consideravelmente o lucro do Banco Central sobre essas reservas muito além do necessário para enfrentar possíveis perdas futuras. Adicionalmente, ações como o uso de parte da quantia poupada com medidas de austeridade em projetos de infraestrutura, conforme proposta apresentada na PEC 188/2019 também deve induzir a um maior crescimento econômico ao mesmo tempo que reduz a dívida.

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

REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

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

<https://doi.org/10.1007/s00181-017-1260-3>.

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

- Johansen, Søren, and Katarina Juselius. 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration — With Applications To the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52 (2): 169–210. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>.
- Johansen, Søren, Rocco Mosconi, and Bent Nielsen. 2000. "Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend." *The Econometrics Journal* 3 (2): 216–49. <https://doi.org/10.1111/1368-423x.00047>.
- Koop, Gary, M. Hashem Pesaran, and Simon M. Potter. 1996. "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models." *Journal of Econometrics* 74 (1): 119–47. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4).
- Lai, Sue-Ling, Le-Huyen Trang, and Kuo-Cheng Kuo. 2015. "Causal Relationship among Debt, GDP and Inflation in France." *International Journal of Intelligent Technologies and Applied Statistics* 8 (3): 205–24. <https://doi.org/10.6148/IJITAS.2015.0803.02>.
- Lanne, Markku, Helmut Lütkepohl, and Pentti Saikkonen. 2002. "Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts." *Journal of Time Series Analysis* 23 (6): 667–85. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00285>.
- Lutkenpohl, H. 1991. *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- Maddala, G S, and In-moo Kim. 2004. *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*.
- Matheson, Troy, and Joana Pereira. 2016. "Fiscal Multipliers for Brazil." *IMF Working Papers*. Vol. 16. <https://doi.org/10.5089/9781484307892.001>.
- Ng, Serena, and Pierre Perron. 2001. "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power." *Econometrica* 69 (6): 1519–54. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00256>.
- Pastore, Affonso Celso, Edmar Bacha, João Victor Issler, Marcelle Chauvet, Marco Bonomo, Paulo Picchetti, Fernando Veloso, and Vagner Ardeo. 2020. "Economic Cycle Dating Committee - June 2020." https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-06/brazilian-economic-cycle-dating-committee-announcement-on-06_29_2020-1.pdf.
- Pesaran, H. Hashem, and Yongcheol Shin. 1998. "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models." *Economics Letters* 58 (1): 17–29.

Revista Cadernos de Finanças Públicas, Brasília, v. 20, n. 3, p. 1-43, jan. 2021

[https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(98\)00214-6](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(98)00214-6).

Reinhart, Carment M., and Kenneth S. Rogoff. 2010. “Growth in a Time of Debt.” *National Bureau of Economic Reserarch*. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>.

Rodrigues, Rodrigo Vilela, and Erly Cardoso Teixeira. 2013. “Gastos Públicos e Crescimento Econômico No Brasil Da Segunda Metade Do Século XX: Uma Abordagem Do Teste de Causalidade de Granger.” *Revista Políticas Públicas, São Luís* 17 (1): 115–25. <https://doi.org/10.18764/2178-2865.v17n1p115-125>.

Saikkonen, Pentti, and Helmut Lütkepohl. 2002. “Testing for a Unit Root in a Time Series With a Level Shift at Unknown Time.” *Econometric Theory* 18 (2): 313–48. <https://doi.org/10.1017/S0266466602182053>.

Vogelsang, T., and Pierre Perron. 1998. “Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time.” *International Economic Review* 39 (4): 1073–1100. url: <https://www.jstor.org/stable/2527353>.