

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE PONTA GROSSA
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

ANA PAULA FIORI MOURA

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

**PONTA GROSSA
2019**

ANA PAULA FIORI MOURA

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

Dissertação apresentada para o Programa de Pós-Graduação em Economia, como requisito parcial para obtenção do título de mestre na Universidade Estadual de Ponta Grossa, Mestrado em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Karlo Marques Júnior

**PONTA GROSSA
2019**

Moura, Ana Paula Fiori

M929

Ajuste fiscal: uma análise SVAR para o Brasil no período de 1999 a 2018/Ana Paula Fiori Moura. Ponta Grossa, 2019.

57 f.; il.

Dissertação (Mestrado em Economia - Área de Concentração - Economia), Universidade Estadual de Ponta Grossa.

Orientador: Prof. Dr. Karlo Marques Júnior

1. PIB. 2. Receita. 3. Gastos 4. Dívida pública. 5. VAR estrutural. I. Marques Júnior, Karlo. II. Universidade Estadual de Ponta Grossa - Mestrado em Economia. III. T.

CDD: 330.981

TERMO DE APROVAÇÃO

ANA PAULA FIORI MOURA

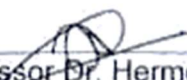
AJUSTE FISCAL: UMA ANÁLISE SVAR PARA O BRASIL NO
PERÍODO DE 1999 À 2018

Dissertação aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre no Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Estadual de Ponta Grossa, pela seguinte banca examinadora:

Ponta Grossa, 02 de abril de 2019.



Professor Dr. Karlo Marques Junior
Universidade Estadual de Ponta Grossa



Professor Dr. Hermes Yukio Higachi
Universidade Estadual de Ponta Grossa



Professor Dr. Vinicius Spirandeli Carvalho
Universidade Federal de Santa Maria

AGRADECIMENTOS

A Deus por ter me guiado durante esse caminho, proporcionando força e saúde para concluir mais esta etapa da minha vida.

Ao Professor Doutor Karlo Marques Júnior pela orientação e transmissão de conhecimento, além da oportunidade, apoio e paciência dedicados ao desenvolvimento desta pesquisa.

Aos meus pais, irmã e amigos que me apoiaram e incentivaram durante os momentos difíceis e que fizeram parte da minha formação e continuarão presentes ao longo da minha vida.

À Universidade Estadual de Ponta Grossa, ao Programa de Pós Graduação em Economia e ao Departamento de Economia pela oportunidade de integrar o mestrado e a todos os professores do programa.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pelo fornecimento da bolsa de estudos.

Ao povo brasileiro que indiretamente contribuiu com esta oportunidade de aprimorar minha formação profissional.

A todos que direta e indiretamente me auxiliaram no desenvolvimento desta dissertação.

RESUMO

Diante do atual cenário econômico brasileiro, onde a dívida pública, gastos e receitas do governo é uma das principais pautas de discussão, o presente estudo busca identificar os efeitos da consolidação fiscal sobre a economia brasileira. Desta forma, o objetivo do presente trabalho é verificar como a economia brasileira, principalmente a produção agregada, reage aos ajustes fiscais realizados por choques de gastos e de receitas. Para isso, foram empregadas séries de tempo trimestrais oriundas do Bacen (Banco Central do Brasil) e Tesouro Transparente, entre o período de 1999 a 2018. As variáveis utilizadas foram Produto Interno Bruto, Dívida Total Líquida do Governo Central, Juros Reais, Gastos e Receitas do governo central. Para atingir o objetivo, o método econométrico empregado foi o Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR), por meio de suas técnicas de função Impulso Resposta e Decomposição da Variância do Erro de Previsão. Com os resultados obtidos, é possível identificar que um aumento nas receitas do governo causou uma queda no PIB até o primeiro trimestre pós choque, e em seguida passou a ter um efeito quase nulo sobre o produto, enquanto que o ajuste baseado em um corte de gastos causou uma queda no PIB por dois trimestres e depois o efeito passou a ser próximo de zero. Já os efeitos da consolidação fiscal sobre a dívida foram mais expressivos quando comparado ao efeito sobre o produto. As receitas quando sofrem um aumento causam um crescimento da dívida até o quarto trimestre pós choque e depois o efeito passa a diminuir. Já o efeito de um ajuste fiscal baseado em corte de gastos causou uma queda na dívida no primeiro trimestre pós choque, mas a partir do segundo trimestre o efeito passa a decrescer. Os efeitos estimados nesta pesquisa também mostraram que a consolidação fiscal não causou recessão de longo prazo, pois seus efeitos duraram por períodos menores que dois anos.

Palavras-chave: PIB. Receitas. Gastos. Dívida Pública. VAR Estrutural.

ABSTRACT

In view of the current Brazilian economic scenario, where public debt, government expenditures, and revenues are one of the main topics of discussion, this study search for identify the effects of fiscal consolidation on the Brazilian economy. In this way, the objective of the present work is to verify how the Brazilian economy, mainly the aggregate production, reacts to fiscal adjustments made by shocks of expenses and revenues. Quarterly time series from the *Bacen* (Brazilian Central Bank) and Transparent Treasury, from 1999 to 2018, are used. The variables used were Gross Domestic Product, Central Government Net Total Debt, Real Interest, Expenses and Revenues of the central government. In order to reach the objective, the econometric method used was the Autoregressive Structural Vector (SVAR), through its techniques of function Impulse Response and Decomposition of Forecast Error Variance.

As results obtained, one can identify that an increase in government revenues caused a fall in GDP until the first quarter after the shock and then had a nearly null effect on the product. While the adjustment based on a cut in spending caused a fall in GDP for two quarters and then the effect were close to zero. The effects of fiscal consolidation on debt were more significant when compared to the effect on the product. Revenue from an increase causes debt to rise until the fourth quarter after a shock, and then the effect begins to decline. Already the effect of a fiscal adjustment based on cut of expenses would cause a fall in the debt in the first quarter post shock, but from the second quarter the effect decreases. The effects estimated in this research also showed that fiscal consolidation did not cause long-term recession, since its effects lasted for periods shorter than two years.

Keywords: GDP. Revenue. Spending. Public debt. Structural VAR.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA	1	- Dívida Total Líquida do Governo Central, em porcentagem do PIB, de 1999 a 2018.....	29
FIGURA	2	- Séries temporais econômicas.....	30
FIGURA	3	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnPIB).....	39
FIGURA	4	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(Dívida).....	40
FIGURA	5	- Impulso Resposta: resposta de D(LnPIB) a choques nas demais variáveis.....	43
FIGURA	6	- Impulso Resposta: resposta de D(Dívida) a choques nas demais variáveis.....	44
FIGURA	7	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(Juros Reais).....	51
FIGURA	8	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnReceitas).....	52
FIGURA	9	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnGastos).....	53
FIGURA	10	- Impulso Resposta: resposta de D(Juros Reais) a choques nas demais variáveis.....	55
FIGURA	11	- Impulso Resposta: resposta de D(LnPIB) a choques nas demais variáveis.....	55
FIGURA	12	- Impulso Resposta: resposta de D(LnReceitas) a choques nas demais variáveis.....	56
FIGURA	13	- Impulso Resposta: resposta de D(LnGastos) a choques nas demais variáveis.....	56
FIGURA	14	- Impulso Resposta: resposta de D(Dívida) a choques nas demais variáveis.....	57

LISTA DE TABELAS

TABELA	1	- Descrição das variáveis.....	17
TABELA	2	- Testes de Raiz Unitária. Séries temporais em nível.....	31
TABELA	3	- Teste de Raiz Unitária: Ng Perron. Séries temporais em nível.....	32
TABELA	4	- Testes de Raiz Unitária. Séries temporais em primeira diferença.....	33
TABELA	5	- Teste de Raiz Unitária: Ng Perron. Séries temporais em primeira diferença.....	33
TABELA	6	- Critérios de seleção da ordem de defasagem do modelo.....	34
TABELA	7	- Teste de Estabilidade: Quandt-Andrews.....	34
TABELA	8	- Teste de Correlação Serial: LM.....	35
TABELA	9	- Teste de Multicolinearidade: Fatores de Inflação de Variância (FIV)....	35
TABELA	10	- Teste de Heterocedasticidade: ARCH.....	35
TABELA	11	- Teste de Cointegração: Johansen.....	36
TABELA	12	- Coeficientes obtidos na estimação do VEC de longo prazo.....	36
TABELA	13	- Coeficientes significativos obtidos na estimação do VEC de curto prazo.....	37
TABELA	14	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão D(LnPIB).....	39
TABELA	15	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão D(Dívida).....	40
TABELA	16	- Coeficientes significativos obtidos na estimação do SVAR.....	42
TABELA	17	- Teste de Causalidade de Granger.....	45
TABELA	18	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(Juros Reais).....	51
TABELA	19	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnReceitas).....	52
TABELA	20	- Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnGastos).....	53

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	9
2	BREVE ANÁLISE SOBRE A CONSOLIDAÇÃO FISCAL EM DIVERSOS PAÍSES.....	11
3	MATERIAIS E MÉTODOS.....	17
3.1	DADOS.....	17
3.2	MODELO VETOR AUTORREGRESSIVO ESTRUTURAL (SVAR).....	19
3.3	FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA.....	21
3.4	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA.....	23
3.5	TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	23
3.6	TESTE DE COINTEGRAÇÃO.....	27
3.7	TESTE DE ESTABILIDADE.....	27
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	29
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	46
	REFERÊNCIAS.....	47
	APÊNDICE A – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO.	50
	APÊNDICE B – FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA.....	54

1 INTRODUÇÃO

A dívida pública, atrelada principalmente aos gastos do governo, receitas e aos juros, tem sido pauta de discussão entre pesquisadores, economistas e sobretudo formuladores de políticas públicas, não apenas no Brasil, mas em outros países também. Após a crise financeira de 2008, os assuntos dívida pública e ajuste fiscal têm ganhado cada vez mais destaque devido ao impacto que as políticas anticíclicas, criadas com o objetivo de amenizar os efeitos da recessão, causaram às contas dos governos dos países mais afetados pela instabilidade econômica.

A necessidade de realizar o ajuste fiscal, e dessa forma equilibrar as contas públicas e tornar sustentável o saldo da dívida, se deve ao fato de que quando o governo apresenta superávit primário, ou seja, receitas maiores do que gastos sem considerar os juros, o espaço para a realização de investimentos no país é maior. Além de que a credibilidade perante outros países e a garantia de honrar os compromissos externos também é superior.

Há estudos sobre países da OCDE (Organização de Cooperação e de Desenvolvimento Econômico) que realizaram o ajuste fiscal em algum momento da sua história, como os Estados Unidos, Reino Unido, Itália, Portugal e Espanha indicam que os resultados da consolidação fiscal podem diferir entre um país e outro, pois os efeitos do ajuste dependeriam das características da política fiscal. Já no Brasil, a recessão dos anos 2015 e 2016 causou um impacto negativo nas contas públicas, gerando um crescimento abrupto da dívida devido à queda na arrecadação das receitas. E se antes da crise o ajuste fiscal já era necessário, depois, com a queda na arrecadação, o corte de gastos é importante para estabilizar a trajetória intertemporal da dívida para que haja espaço para a realização de investimentos e a economia brasileira possa voltar ao caminho do crescimento.

Porém, apesar de haver consenso quanto aos resultados da consolidação fiscal e redução da dívida no longo prazo, há divergência entre pesquisadores quanto aos resultados de curto prazo do ajuste fiscal. Enquanto há estudos afirmando que o ajuste causa uma recessão no curto prazo, outras pesquisas indicam que a consolidação pode induzir o crescimento da economia no curto prazo. Dessa forma, devido esse período pós-recessão pelo qual o Brasil está atravessando e a importância do tema ajuste fiscal, esta pesquisa busca expor a importância da forma como a composição do ajuste fiscal tem sobre a economia brasileira (BARROS, 2018; LEIGH, 2010).

Com isso, o objetivo geral dessa pesquisa é analisar os efeitos que o ajuste fiscal pode ter sobre a economia brasileira. Mais especificamente, buscou-se analisar se a consolidação

fiscal causa recessão, diminuindo o produto ou se possui efeito contrário. Identificar qual ajuste foi mais significativo para a redução da dívida pública e menos oneroso para a economia, o ajuste baseado em corte de gastos ou em no aumento de impostos. Além disso, buscou-se comparar os resultados obtidos no estudo com os encontrados em outras pesquisas.

Para atingir esses objetivos, a metodologia utilizada neste trabalho foi o modelo Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR). Este método foi o escolhido, pois a partir dele é possível identificar a resposta das variáveis a choques exógenos nas variáveis econômicas, por meio de Impulso Resposta. Os dados utilizados foram séries trimestrais brasileiras para o período de janeiro de 1999 a junho de 2018.

Este trabalho encontra-se dividido em 5 seções, a primeiras delas esta introdução, seguida pela seção 2 que aborda a revisão de literatura. A terceira seção descreve os métodos utilizados, enquanto a quarta seção apresenta os resultados encontrados e a quinta e última seção apresenta as considerações finais desta pesquisa.

2 BREVE ANÁLISE SOBRE A CONSOLIDAÇÃO FISCAL EM DIVERSOS PAÍSES

A consolidação fiscal, também conhecida como ajuste fiscal, representa as políticas governamentais que abrangem o corte nos gastos públicos e o aumento de impostos com o objetivo de conter déficits orçamentários e a trajetória de crescimento da relação dívida pública-PIB. Desde o início da última década, diversos países como Itália, França e Estados Unidos constataram que seria necessário reequilibrar suas contas públicas por meio da consolidação fiscal após as consequências da crise financeira global de 2008 e das políticas expansionistas implementadas para minimizar seus efeitos.

A realização do ajuste ocorre quando este é visto como fundamental para o equilíbrio das contas públicas, pois quando o governo apresenta uma redução do superávit primário chegando a um resultado de déficit, a sua capacidade de investir e a garantia de honrar os compromissos para o pagamento da dívida pública é menor. Dessa forma, ocorre um aumento do risco *default* e uma queda no fluxo de capitais externos. Além disso, a deterioração das contas públicas pode causar a chamada dominância fiscal, em que a economia apresenta determinado nível de dívida e aumenta sua taxa de juros com a intenção de conter a inflação, com isso espera-se também que conseqüentemente ocorra uma apreciação cambial. Porém, se os investidores perceberem que a taxa de juros mais elevada pode causar a inadimplência da dívida pública, caracterizando o risco *default*, pode resultar na queda do fluxo de capitais estrangeiros, de forma que a moeda nacional se deprecie, causando um novo aumento da inflação. A ideia de dominância fiscal, originalmente, ocorre pela necessidade de a autoridade monetária passar a atuar passivamente, financiando os déficits públicos (Sargent e Wallace, 1981).

Posteriormente, Blanchard (2015) introduz a ideia de que diante de um risco elevado de *default* da dívida pública, o aumento da taxa de juros ocasionado para conter a inflação, pode ser percebido como um aumento do risco, gerando uma saída de capitais e desvalorizando a taxa de câmbio. Nesse caso, a desvalorização cambial atuaria no sentido oposto ao desejado pela autoridade monetária. Outra forma de dominância fiscal ocorre quando, com o objetivo de diminuir os custos dos empréstimos, o governo passa a impor ao banco central que este mantenha as taxas de juros no mesmo patamar, de modo que com o passar do tempo, devido às taxas de juros mais baixas do que o nível ideal, a inflação passa a subir (BLANCHARD, 2004; BLANCHARD, ARICCIA, MAURO, 2015; MARQUES, 2009).

Decididos a realizar a consolidação fiscal, os formuladores da política ainda precisam determinar a forma que o ajuste será empregado, se por meio do corte de gastos ou aumento de

impostos, uma combinação das duas ações, ou ainda quais setores do governo sofrerão as mudanças, dessa maneira, a composição do ajuste pode influenciar os resultados da política fiscal (MOUNTFORD,UHLIG, 2009). Isto posto, diversos autores buscaram estimar em suas pesquisas o impacto que a escolha das variáveis a passarem pelo ajuste tem sobre a economia do país.

Determinados autores afirmam que a consolidação fiscal causa recessão prolongada, como declaram Fatás e Summers (2016) em seu estudo a respeito dos efeitos permanentes da consolidação fiscal sobre a economia dos países desenvolvidos. Os autores buscaram identificar como a resposta do governo das economias desenvolvidas às consequências da crise de 2008 teve influência sobre o resultado do Produto Interno Bruto (PIB). Foi possível constatar que a própria crise causou uma queda na produção, resultando em déficits fiscais e um aumento da dívida, no entanto, o ajuste fiscal também teve influência negativa sobre o crescimento do produto. Utilizando a metodologia de Blanchard e Leigh (2013), Fatás e Summers mostram com os resultados da pesquisa que o produto sofreu grande influência negativa da política fiscal, sendo que este impacto perdurou por um longo período. Além disso, os autores apontam que o ajuste fiscal foi considerado como auto-destrutivo, de modo que os resultados da consolidação continuaram além do curto prazo fazendo com que o efeito sobre o produto tivesse um resultado contrário à meta criada pelos formuladores da política fiscal.

Já Auerbach e Gorodnichenko (2017), em seu artigo buscaram estimar o impacto dos choques fiscais sobre a dívida pública nos países da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico). Os autores constataram que políticas fiscais expansionistas em uma economia com pouco crescimento têm bons resultados para estimular o crescimento do país e, que para as economias estudadas, no caso, países desenvolvidos, pode-se considerar que o custo de um aumento dos gastos fiscais é menor, dado um alto valor da dívida e dos custos dos empréstimos.

Vários estudos apontam que um ajuste baseado no corte de gastos é menos oneroso para a economia do país do que um ajuste baseado em aumento de impostos. Autores como Leigh et al. (2010) e Alesina, Favero e Giavazzi (2014) concordam nesse ponto, porém, há uma divergência de resultados em suas pesquisas quando se refere ao tempo de duração da recessão causada por um ajuste fiscal. Os primeiros afirmam que um corte de gastos do governo causa sim uma recessão econômica no curto prazo e um aumento nos impostos causa recessão com mais prejuízos à economia e o tempo de duração vai além do curto prazo. Já Alesina, Favero e Giavazzi mostram em seus trabalhos que um corte nos gastos públicos, causa uma leve recessão

e muitas vezes nem chega a ocorrer uma queda no produto. Com relação ao ajuste realizado pelo aumento de impostos, os autores afirmam que ocorre sim recessão e de longo prazo.

No trabalho de Leigh et al. (2010), os autores buscam analisar os efeitos no curto prazo da consolidação fiscal sobre o desempenho econômico de 15 países desenvolvidos, no período de trinta anos. Em sua análise, encontram resultados que apontam que um ajuste fiscal causa uma queda no produto e aumento do desemprego no curto prazo. No longo prazo, é possível que o produto volte a crescer com a queda da dívida, consequência de menores taxas reais de juros, o que torna menos oneroso o pagamento dos juros, restando maior possibilidade de um corte nos impostos. Como dito anteriormente, esses autores acreditam que o ajuste fiscal causa recessão no curto prazo, enquanto demais autores, tais como Alesina, Favero e Giavazzi (2014), admitem a ideia de que o ajuste pode causar um crescimento da economia no curto prazo, hipótese chamada de “contrações fiscais expansionistas”.

Utilizando a metodologia de Romer e Romer (1989, 2010), Leigh et al. (2010), buscaram de forma alternativa aos estudos existentes determinar quais foram os períodos de consolidação fiscal, analisando as ações governamentais que tinham como objetivo a redução do déficit orçamentário, diferenciando de trabalhos que utilizaram os resultados orçamentários que obtiveram êxito para determinar os períodos de consolidação fiscal. Com este método, encontraram que os ajustes baseados no aumento de impostos são mais contracionistas do que os baseados no corte de gastos públicos, sendo que o resultado da consolidação fiscal de 1% baseada em impostos foi de uma queda no PIB de 1,3% após dois anos, enquanto que, uma redução nos gastos causou uma queda de 0,3% no PIB após dois anos, sendo este resultado não significativo.

Alesina et al. (2017) buscaram estudar o impacto da consolidação fiscal e sua composição sobre o produto, identificando se o ajuste é baseado em um aumento de impostos ou uma redução dos gastos públicos. Analisaram simultaneamente também o ciclo de negócios da economia nos períodos em que os ajustes foram efetuados. Para isso, utilizaram dados de 16 países da OCDE, no período de 1981 a 2014. Por meio de uma análise de consolidação plurianual, os autores encontraram que a maneira como é feita a consolidação fiscal e quando é feita, importa para o resultado do ajuste. A consolidação baseada em um aumento permanente de impostos é muito mais cara para o produto do que o ajuste baseado em um corte de gastos. Além disso, identificaram que existe diferença nos resultados de quando o ajuste inicia em um período de recessão ou de crescimento, porém a diferença é menos expressiva do que uma consolidação baseada no corte de gastos ou aumento de impostos.

Outro trabalho que corrobora a ideia de que a consolidação fiscal baseada em um corte de gastos é menos onerosa para a economia do que um aumento dos impostos é o de Alesina et al. (2015), em que o foco principal da pesquisa foi identificar se os ajustes fiscais pré-anunciados e inesperados, realizados em países desenvolvidos no período pós crise de 2008, foram tão custosos para o crescimento do produto quanto os ajustes fiscais realizados antes desse período de recessão financeira. Para isso, os autores estimaram o modelo para o período pré-crise utilizando dados de 14 países, entre os anos de 1978 a 2007, enquanto para o período pós-crise, usaram dados de 11 países para os anos de 2009 a 2013. Com o trabalho, os autores não identificaram evidências razoáveis de que os ajustes pós-crise são mais prejudiciais à economia do que o ajuste realizado antes da crise e que há diferença para o produto quando a consolidação é baseada no aumento de impostos ao invés do corte de gastos.

Martin, Tytell e Yakadina (2011), estudaram os planos de consolidação fiscal realizados na França desde a década de 1970 a 2009. A pesquisa identificou que os primeiros planos de consolidação fiscal, na década de 1970, tiveram pouco planejamento e foram feitos para controlar a demanda. Anos depois, na década de 1990, o ajuste foi realizado para que o país pudesse seguir os critérios do Tratado de Maastricht e assim fizesse parte da União Econômica e Monetária Europeia. No início da década passada, a consolidação fiscal na França foi criada com o objetivo de reduzir os gastos públicos, para que a relação entre dívida e PIB permanecesse estável, mas de forma que o crescimento do produto não fosse comprometido.

Para isso foi seguida a regra de que os gastos do governo central deveriam ter crescimento real zero, além das reformas do sistema de pensões e do sistema de saúde. Assim, o objetivo foi a redução do déficit público em 3% do PIB para o ano de 2005. Com o trabalho, os autores puderam identificar que, quando a consolidação fiscal ocorre em todos os níveis do governo é mais complicada de ocorrer, além disso, observaram também que na França, os gastos do governo acima do limite definido, realizados em maior parte por governos estaduais, limitaram os resultados esperados da consolidação fiscal. E ainda, se a consolidação tivesse sido realizada da maneira estabelecida haveria maior espaço fiscal para que o país realizasse melhor ajuste pós-crise financeira de 2008.

Ao analisar os efeitos da consolidação fiscal na relação dívida e PIB em 11 países da Zona do Euro para o período de 2000 a 2012, Attinasi e Metelli (2016), puderam concluir que com a realização da consolidação fiscal baseada em um corte de gastos públicos, a dívida pública cresce por até quatro trimestres e depois passar a cair, atingindo um valor menor do que no período pré-choque. Enquanto, se o ajuste ocorrer baseado no aumento de impostos, o aumento da dívida é maior e ocorre por mais tempo e quando cai, volta para o mesmo patamar

que a dívida estava antes da consolidação, caracterizando o que os autores chamaram de austeridade autodestrutiva. Além disso, constataram que a relação da dívida e PIB não sofreu redução no curto prazo e o crescimento do produto foi menor que o esperado.

Seguindo a metodologia semelhante de Favero e Giavazzi (2007), Attinasi e Metelli (2016) buscaram identificar se os efeitos autodestrutivos da consolidação poderiam ocorrer e se sim, de que forma se estabeleciam, analisaram também se esses efeitos seriam de curto ou longo prazo. Consideraram que os formuladores das políticas de ajustes fiscais, devem levar em conta os benefícios e prejuízos a longo prazo da política fiscal para que a economia volte a crescer e que de fato ocorra a redução da dívida pública. Como dito anteriormente, as políticas baseadas na diminuição dos gastos públicos são capazes de diminuir a razão dívida/PIB, sendo esses resultados duradouros, contrário do que ocorre com as políticas baseadas no aumento de impostos, que além de aumentar a dívida por um período, a razão dívida/PIB não diminui após a consolidação fiscal. Mesmo assim, essa política acaba sendo mais frequentemente usada, pelo menos no curto prazo, dados os custos políticos que o corte de gastos públicos pode causar.

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

Para isso, foi utilizado um modelo de regressão logística de eventos raros e modelos logit e probit e, à semelhança de Devries et al. (2011), puderam identificar quais foram os períodos que ocorreram a consolidação fiscal. Com os resultados da pesquisa, os autores determinaram que grandes planos de consolidação baseados no corte dos gastos públicos aumentam a probabilidade de que a reforma financeira aconteça, porém, não é o pacote de consolidação que causa a reforma financeira. Para isso ocorrer, é necessário que o tamanho do ajuste seja significativo para que exista confiança suficiente nos resultados da consolidação. Os autores também apontaram que reformas bancárias têm mais probabilidade de ocorrer quando o ajuste é baseado no aumento de impostos, enquanto reformas financeiras ocorrem na maior parte das vezes quando o ajuste é baseado no corte de gastos.

Trabalhos sobre os efeitos da política fiscal sobre a atividade econômica brasileira podem ser citados. Peres e Ellery Júnior (2009) buscaram identificar os efeitos dinâmicos que os choques fiscais do governo central possuem sobre a economia brasileira. Os autores utilizaram dados trimestrais do período entre 1994 a 2005. Para obter os resultados, empregaram o método VAR Estrutural com três variáveis: produto, gasto público e impostos líquidos. A variável gasto inclui os gastos correntes e de capital em bens e serviços, a variável impostos líquidos contém o total da receita corrente menos transferências, com a inclusão do pagamento de juros. A pesquisa obteve como resultado que a resposta do produto aos choques fiscais é pequena e possui características da teoria keynesiana: é positiva diante de um choque nos gastos e negativa para um choque nos impostos.

Barros e Correia (2017) utilizaram a análise de intervenção e o método VAR reduzido para medir os multiplicadores fiscais do Brasil. Empregaram séries trimestrais do período de 1997 a 2015 e a partir desses dados, quatro eventos exógenos foram selecionados e identificados no modelo por meio de variáveis *dummy*. O trabalho teve resultados assimétricos para choques fiscais associados a multiplicadores dos gastos do governo. O primeiro choque identificado, 1998:1, demonstrou que o multiplicador de gastos foi negativo, ou seja, um aumento dos gastos está associado a uma recessão da atividade econômica. Resultado contrário ao encontrado a partir do choque em 2003:1, pois neste período apesar de ocorrer uma queda nas despesas econômicas, o multiplicador de gastos foi positivo, causando uma diminuição no produto da economia brasileira. Outro choque identificado ocorreu em 2001:2, gerando um multiplicador negativo, apesar desse resultado não ser significativo. O último choque selecionado foi em 2008:4 no produto, que gerou uma dinâmica anticíclica da política fiscal no curto prazo, mesmo gastos e receitas apresentando efeitos pró-cíclicos quando analisados separadamente.

Cavalcanti e Silva (2010) buscaram em sua pesquisa identificar os efeitos da política fiscal na atividade econômica brasileira entre os anos de 1994 a 2008, utilizando uma análise VAR e considerando a dívida pública na determinação da política fiscal. Os autores observaram que considerar a dívida pública na evolução das variáveis faz diferença na estimação dos efeitos dos choques fiscais sobre a atividade econômica brasileira e que provavelmente modelos que estimam os efeitos da política fiscal sobre a economia sem considerar os efeitos da dívida sejam superestimados. Para a pesquisa, utilizaram-se dados trimestrais das receitas pública, gastos públicos, PIB, além das taxas de juros reais sobre a dívida e a relação entre a dívida pública e o PIB.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 DADOS

Para analisar os efeitos da consolidação fiscal sobre o nível de atividade econômica, foram utilizadas séries históricas trimestrais do período de janeiro de 1999 a dezembro de 2018, totalizando 80 observações. O início do período escolhido – janeiro de 1999 – se justifica devido a implantação no ano de 1999 do Tripé Macroeconômico – formado pela âncora cambial, metas de inflação e superávit primário – medidas que tinham por objetivo manter a estabilidade da economia para que assim fosse possível o crescimento econômico. O período limite – dezembro de 2018 – é referente aos dados disponíveis mais recentes no período de análise desta pesquisa.

TABELA 1 – Descrição das variáveis

(continua)		
Variável	Fonte	Descrição
D(Juros Reais)	Banco Central do Brasil	- Série SELIC Over, coletada como juros nominais e em seguida transformada em juros reais. Utilizou-se para deflacionar, esta e as demais séries históricas desta pesquisa, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). - Obtida na forma de dados mensais, foi transformada em dados trimestrais, a partir da média entre os meses e em seguida, dessazonalizada. Variável não linearizada.
D(LnPIB)	Banco Central do Brasil	- Série deflacionada, dessazonalizada e linearizada.
D(LnReceitas)	Tesouro Transparente	- Série histórica obtida a partir do documento divulgado mensalmente pelo Tesouro Transparente que apresenta o resultado fiscal do Governo Central. - Para o cálculo das receitas do Governo Central desta pesquisa, foram consideradas: Receita Administrada pela RFB (Receita Federal Brasileira), Incentivos Fiscais, Arrecadação Líquida para o RGPS (Regime Geral de Previdência Social), Receitas Não Administradas pela RFB, FPM (Fundo de Participação dos Municípios) / FPE (Fundo de Participação dos Estados / IPI-EE (Imposto sobre produtos, Fundos Constitucionais, Repasse Total, Superávit dos Fundos, Contribuição do Salário Educação, Compensações Financeiras, CIDE – Combustíveis e demais receitas. - Série coletada já deflacionada, foi transformada em série trimestral, em seguida dessazonalizada e linearizada. Além disso, foi defasada em um período.

TABELA 1 – Descrição das variáveis

		(conclusão)
Variável	Fonte	Descrição
D(LnGastos)	Tesouro Transparente	- Série histórica obtida a partir do documento divulgado mensalmente pelo Tesouro Transparente que apresenta o resultado fiscal do Governo Central. Para o cálculo dos gastos do Governo Central, foram considerados: benefícios previdenciários, pessoal e encargos sociais, outras despesas obrigatórias, despesas discricionárias - todos os Poderes. Não foram considerados os gastos do governo relativos ao ciclo econômico, no caso, as despesas com seguro desemprego. - Série coletada já deflacionada, foi transformada em série trimestral, em seguida dessazonalizada e linearizada. Além disso, defasada em um período.
D(LnDívida)	Banco Central do Brasil	- Dados da série histórica da Dívida Total Líquida do Governo Central em porcentagem do PIB. - Série deflacionada, dessazonalizada. Variável não linearizada.

Fonte: Elaborada pela autora.

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

A adoção destas variáveis descritas na Tabela 1 se justificam pela busca em saber qual o efeito do ajuste fiscal sobre o produto, ou seja, como a variável PIB responde às mudanças nos gastos e receitas do governo. Mas além dessas três variáveis, a taxa de juros reais e a dívida pública foram acrescentadas ao modelo, pois, a primeira pode sofrer o impacto de uma variação nos gastos e com isso afetar o nível do produto. Isso ocorreria, por exemplo se com o corte de gastos do governo a demanda poderia diminuir e com isso ocorreria uma desaceleração do crescimento da inflação, possibilitando a escolha de taxa de juros menores e com isso o investimento aumentaria e o produto tenderia ao crescimento. Além disso, a variável juros teria um efeito sobre a dívida.

A variável dívida foi incluída no modelo, pois, como explicam Cavalcanti e Silva (2010), a partir do trabalho de Favero e Giavazzi (2007) ao desconsiderar a dívida pública das equações de gastos e receitas públicas do VAR as estimativas podem estar viesadas, caso ocorrer um choque fiscal expansionista, a dívida tenderia a aumentar devido os maiores gastos, porém, se o governo busca evitar que a relação entre a dívida e o PIB cresça indefinidamente, no futuro os gastos públicos cairão, causando um efeito no produto. Dessa forma as variáveis

juros reais e dívida pública foram acrescentadas ao modelo de Cavalcanti e Silva e nesta presente pesquisa. Além da inclusão dessas variáveis ao modelo, esta pesquisa se assemelha ao trabalho de Cavalcanti e Silva (2010) ao utilizar o método Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR) para estimar os efeitos da política fiscal sobre o produto.

3.2 MODELO VETOR AUTORREGRESSIVO ESTRUTURAL (SVAR)

O método utilizado foi o modelo Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR), que é considerado um modelo dinâmico, pois são incluídas variáveis defasadas, de forma que cada variável sofre influência linear tanto da própria variável defasada quanto das demais. Este método passou a ser utilizado a partir de 1980, quando Christopher Sims (1980) apresentou na pesquisa “*Macroeconomics and Reality*” uma crítica aos modelos utilizados na época.

A crítica de Sims se referia à necessidade de super identificar equações simultâneas – a partir de várias restrições – para a resolução do modelo, descrevendo essas restrições como “incríveis”. Nessa nova metodologia, a identificação dos coeficientes (mensurar estimativas não viesadas dos coeficientes) que diferencia o SVAR do método de equações dinâmicas utilizado na época, é que no VAR Estrutural as inovações são consideradas como não correlacionadas, ou seja, são ortogonais. Além disso, a partir do novo método proposto, é possível recuperar os parâmetros estruturais do modelo (BREITUBG; BRÜGGEMANN; LÜTKEPOHL, 2004; BORGES; SILVA, 2006; ANAZAWA, 2019).

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

Como Tenhofen, Wolff e Heppke (2010), seguindo a metodologia de Blanchard e Perotti (2002), nesta pesquisa a suposição utilizada para identificar os choques no modelo é a de se utilizar os dados dos gastos e receitas do governo, ou seja, dados da política fiscal, defasados em um período, neste caso, um trimestre. A justificativa para esta suposição é de que segundo Blanchard e Perotti, há um intervalo de tempo para que o governo possa reagir às mudanças macroeconômicas, sendo um processo demorado. Dessa forma, parte das reações na economia são consideradas respostas automáticas, definidas por regulamentos e leis, enquanto as mudanças na política fiscal que não se referem às respostas automáticas são presumidas como exógenas. Assim, os choques exógenos são vistos como estruturais.

O modelo a ser seguido nesta pesquisa possui 5 variáveis e 8 defasagens, tendo como variável dependente a variável LnPIB, e por meio da metodologia SVAR foi feita a estimação a partir da seguinte equação:

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

onde, segundo Bueno (2011), A é uma matriz 5×5 que define as restrições entre as variáveis que constituem o vetor 5×1 , X_t ; B_0 é um vetor de constantes 5×1 ; B_i são as matrizes 5×5 ; C é uma matriz diagonal 5×5 de desvios-padrão; ε_t é um vetor 5×1 de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

Assim, a representação matricial do modelo estrutural da equação (1) é:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} A_{12} & A_{13} & A_{14} & A_{15} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} & A_{24} & A_{25} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & A_{34} & A_{35} \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} & A_{45} \\ A_{51} & A_{52} & A_{53} & A_{54} & A_{55} \end{bmatrix}}_A \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} D(\text{Juros Reais})_t \\ D(\text{LnPIB})_t \\ D(\text{LnReceitas})_t \\ D(\text{LnGastos})_t \\ D(\text{LnDívida})_t \end{bmatrix}}_{X_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} B_{10} \\ B_{20} \\ B_{30} \\ B_{40} \\ B_{50} \end{bmatrix}}_{B_0} + \underbrace{\begin{bmatrix} B_{12} & B_{13} & B_{14} & B_{15} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} & B_{24} & B_{25} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} & B_{34} & B_{35} \\ B_{41} & B_{42} & B_{43} & B_{44} & B_{45} \\ B_{51} & B_{52} & B_{53} & B_{54} & B_{55} \end{bmatrix}}_{B_1} \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} D(\text{Juros Reais})_{t-1} \\ D(\text{LnPIB})_{t-1} \\ D(\text{LnReceitas})_{t-1} \\ D(\text{LnGastos})_{t-1} \\ D(\text{LnDívida})_{t-1} \end{bmatrix}}_{X_{t-i}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_5 \end{bmatrix}}_C \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix}}_{\varepsilon_t}$$

Para que seja possível identificar os resíduos do sistema estrutural é necessário que antes de estimar o VAR Estrutural, estima-se um Var (não na forma estrutural) e obtêm-se a matriz de variância-covariância:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} & \sigma_{15} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} & \sigma_{24} & \sigma_{25} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 & \sigma_{34} & \sigma_{35} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_4^2 & \sigma_{45} \\ \sigma_{51} & \sigma_{52} & \sigma_{53} & \sigma_{54} & \sigma_5^2 \end{bmatrix}$$

em que cada elemento é estimado por:

$$\widehat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \widehat{e}_{it} \widehat{e}_{jt}$$

onde, ainda conforme Bueno (2011), $\widehat{e}_t$ são os resíduos estimados. Segundo o autor, como Σ é simétrica, existem $\frac{78(78+1)}{2}$ diferentes elementos. Os elementos da diagonal de A são unitários e a matriz contém $(78^2 - 78)$ elementos desconhecidos. Além disso, desconhece-se 78 valores relativos à variância dos elementos do vetor ε . Sendo assim, há 78^2 elementos desconhecidos e $\frac{78(78+1)}{2}$ elementos conhecidos. Dessa forma, é necessário impor $78^2 - \frac{78(78+1)}{2} = \frac{78(78-1)}{2}$ restrições sobre o modelo estrutural.

Para determinar a ordem de defasagem e especificar o modelo para que seja possível obter resíduos brancos, é necessário fazer testes que determinam o número de defasagens que forneça resíduos brancos em todas as variáveis endógenas (BUENO, 2011). Os critérios de AIC (Akaike), SC (Schwarz) e HQ (Hannan-Quinn) se apresentam da seguinte forma:

$$\text{AIC}(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2}{T}mn^2;$$

$$\text{SC}(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln T}{T}mn^2;$$

$$\text{HQ}(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln \ln T}{T}2mn^2,$$

onde $\hat{\Gamma}_0 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t \hat{e}_t'}{T}$; T = tamanho da amostra; n é o número de variáveis; mn^2 é o total de parâmetros estimados em todas as equações.

Estes critérios possuem o fator de penalização adicional relativo ao número de parâmetros estimados. Os critérios diferem entre si com relação à intensidade da penalidade relacionadas ao aumento dos parâmetros do modelo como resultado da adição de mais defasagens. Calcula-se os critérios de informação para diferentes valores de m e então é escolhida a ordem de defasagem correspondente ao menor valor da estatística calculada (MORTATTI, 2011).

3.3 FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA

Conforme afirma Enders (2005), um vetor autorregressivo pode ser escrito como um vetor de médias móveis. O vetor de médias móveis é um recurso essencial da metodologia de Sims (1980) que permite traçar a trajetória ao longo do tempo de vários choques nas variáveis incluídas no VAR. Para ilustrar esse método, usando um modelo com duas variáveis, a matriz com duas variáveis seria escrita da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{10} \\ B_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

ou,

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x} \\ \bar{y} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix}^i \cdot \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix}$$

Esta equação indica que x_t e y_t são expressos pelas sequências dos termos e_{1t} e e_{2t} . Pode ser escrita como

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x} \\ \bar{y} \end{bmatrix} + \frac{1}{1 - a_{12}a_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^i \cdot \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt-i} \\ \varepsilon_{yt-i} \end{bmatrix}$$

Simplificando pela por uma matriz ϕ com elementos $\phi_{jk}(i)$:

$$\phi_i = \frac{A_1^i}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Consequentemente, a representação de média móvel pode ser escrita nos termos de ε_{xt} e ε_{yt} .

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x} \\ \bar{y} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt-i} \\ \varepsilon_{yt-i} \end{bmatrix},$$

ou de forma mais compacta:

$$z_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}$$

A representação de média móvel é uma ferramenta que permite examinar a interação entre x_t e y_t . Os coeficientes de ϕ_i podem ser usados para gerar os efeitos dos choques ε_{xt} e ε_{yt} em toda a sequência de tempo de x_t e y_t . Os elementos $\phi_{jk}(0)$ são os multiplicadores de impacto.

Os efeitos acumulados dos impulsos unitários em ε_{xt} e/ou ε_{zt} pode ser obtido pelo somatório das funções de impulso resposta. Depois de n períodos, a soma acumulada dos efeitos de ε_{xt} em x_t é

$$\sum_{i=0}^n \phi_{12}(i)$$

Quanto mais n se aproxima do infinito é produzido o efeito acumulado total. Se x_t e y_t são assumidos como estacionários, que deve ser o caso de todo j e k , o valor de $\phi_{jk}(i)$ para zero quanto maior i . Por isso, os choques não podem ter um efeito permanente em séries estacionárias. Segue-se também que

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{jk}^2(i) \text{ é finito}$$

Os quatro conjuntos de coeficientes $\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$, $\phi_{21}(i)$, e $\phi_{22}(i)$ são chamados de funções impulso resposta.

3.4 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Outra maneira de analisar os resultados do modelo é por meio da decomposição da variância, como explica Bueno (2011). Este método explica que porcentagem da variância do erro de previsão decorreu de cada uma das variáveis endógenas do modelo ao longo do período de previsão. Como pode ser visto por meio das equações a seguir, onde x e y são duas variáveis endógenas:

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

O erro de previsão pode ser calculado como

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

Se esmiuçando apenas x_{t+h} :

$$\begin{aligned} x_{t+h} - E_t(x_{t+h}) &= \psi_{0,11} \varepsilon_{xt+h} + \psi_{1,11} \varepsilon_{xt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11} \varepsilon_{xt+1} + \\ &+ \psi_{0,12} \varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,12} \varepsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,12} \varepsilon_{yt+1} \end{aligned}$$

Logo:

$$\begin{aligned} \sigma_x^2(h) &= \sigma_x^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2) + \\ &\sigma_y^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2). \end{aligned}$$

Pode-se decompor a variância do erro de previsão no número de elementos que a compõem. Se for um modelo com duas variáveis, a variância é decomposta em dois pedaços em cada período, dividindo-se os dois lados por $\sigma_x^2(h)$:

$$1 = \frac{\sigma_x^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_x^2(h)} + \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_x^2(h)}$$

3.5 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Para ser feita a análise econômica de como uma variável influencia outra, tem-se a necessidade de saber se as séries possuem relação significativa ou espúria. A relação espúria se caracteriza quando séries de tempo com dados não relacionados aparentam variar em conjunto levando-se a concluir que variam porque há relação entre elas, mas na verdade variam conjuntamente apenas coincidentemente ou devido a influência do tempo. Essa situação pode

ocorrer quando as séries de tempo são não estacionárias. A importância das séries temporais estacionárias se deve ao fato de caso a série não seja estacionária é possível analisar a série apenas para o período selecionado, não sendo possível fazer previsões, pois os dados representam apenas um episódio específico. Dessa forma, quando se desconfia que a variável sofre influência do tempo é preciso verificar a ordem de integração, caso ela não apresente relação com o tempo a ordem de integração é zero ($I(0)$) e a série é considerada estacionária e que não possui raiz unitária. Uma das formas de verificar se a série varia devido a influência ou tempo ou não, são os testes de raiz unitária e de cointegração. Se a série apresentar raiz unitária uma das formas de corrigir esse problema é calcular a primeira diferença da série, mas se a série possui raiz unitária e cointegrar com as demais variáveis pode-se incluir no modelo o mecanismo de correção de erros, que se possuir significância estatística indica que existe relação de longo prazo entre as variáveis do modelo e a regressão não é espúria (BUENO, 2011; SACHSIDA, 1999; GUJARATI, 2006).

Os testes de raiz unitária realizados na pesquisa foram o Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o teste de Ng Perron. As séries foram testadas para a detecção de raiz unitária a partir de três modelos:

(a) Passeio aleatório puro (não possui intercepto ou tendência), não possui deslocamento e é considerado como não estacionário:

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

porém, torna-se estacionário em primeira diferença:

$$\Delta X_t = (X_t - X_{t-1}) = \varepsilon_t.$$

(b) Passeio aleatório com deslocamento (possui intercepto, mas não tendência), possui deslocamento e é considerado como não estacionário:

$$X_t = \beta_1 + X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

porém, torna-se estacionário em primeira diferença, e X_t apresentará tendência positiva (se $\beta_t > 0$) ou negativa (se $\beta_t < 0$):

$$(X_t - X_{t-1}) = \Delta X_t = \beta_1 + \varepsilon_t.$$

(c) Passeio aleatório com deslocamento e com tendência (possui intercepto e tendência):

$$X_t = \beta_1 + \beta_2 t + X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

e escrevendo da forma:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 + \varepsilon_t.$$

Segundo Bueno (2010) e Gujarati (2006), o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) consiste na ideia de estimar o modelo com as variáveis autorregressivas, é necessário incluir tantas variáveis autorregressivas quantas forem necessárias para que o teste de resíduos não rejeite a hipótese de que se trata de um ruído branco. Estimando a seguinte regressão, supondo que X_t seja um processo autorregressivo de ordem p , com raiz unitária:

$$X_t = \mu + \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} X_{t-p+1} + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

obtendo-se:

$$\Delta X_t = \mu + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

em que $\alpha = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i)$; $\lambda_i = -\sum_{j=i}^{p-1} \phi_{j+1}$.

É necessário incluir o número de termos suficiente para que o termo de erro não apresente correlação serial, no teste ADF a hipótese nula indica que a série possui raiz unitária, ou seja, não é estacionária, dessa forma, a hipótese alternativa aponta que a série é estacionária.

Já o teste de Phillips-Perron (PP) faz uma correção não paramétrica ao teste de Dickey-Fuller, permitindo que seja consistente mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros, neste método leva-se em conta a correlação serial dos termos de erros sem somar os termos de diferenças defasados. É desnecessário especificar um modelo com ordem suficientemente autorregressivo para retirar a correlação serial dos resíduos. Assim como no teste ADF, a hipótese nula do teste PP afirma que a série possui raiz unitária, de forma que a hipótese alternativa indica que a série não possui raiz unitária (BUENO, 2011; GUJARATI, 2006).

Os testes de raiz unitária desenvolvido por Dickey-Fuller possuem baixo poder, podendo não rejeitar a hipótese nula quando deveria rejeitar. Por causa disso, outros testes de raiz unitária foram criados, como o teste KPSS. O teste KPSS possui como hipótese nula a estacionariedade da série, contra a hipótese alternativa de que a série não é estacionária, complementando os testes de raiz unitária. Assumindo-se que não há termo de tendência linear, a seguinte equação apresenta-se da forma

$$X_t = u_t + z_t,$$

onde u_t é um passeio aleatório, $u_t = u_{t-1} + v_t$, $v_t \sim iid(0, \sigma_v^2)$ e z_t é um processo estacionário. Assim, as hipóteses precedentes é de que $H_0 : \sigma_v^2 = 0$ e $H_1 : \sigma_v^2 > 0$. Se a H_0 não é rejeitada, X_t é formado pelo intercepto e pelo processo estacionário z_t ; consequentemente, X_t é também estacionário. Então o teste KPSS é proposto:

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\infty^2,$$

onde $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{\omega}_j$ com $\hat{\omega}_j = X_t - \bar{X}$ e $\hat{\sigma}_\infty^2$ é um estimador de $\sigma_\infty^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \text{Var}(\sum_{t=1}^T z_t)$, que é $\hat{\sigma}_\infty^2$, é um estimador da variância de longo prazo do processo z_t . Se z_t é um processo estacionário, S_t é integrada de ordem um (I(1)) e a quantidade do numerador da estatística KPSS é um estimador desta variância, que tem um limite estocástico. O termo no denominador garante que, o limite de distribuição não possui parâmetros desconhecidos. Mas, se X_t for I(0), o numerador crescerá sem limites, o que fará que a estatística se torne grande para grandes tamanhos de amostra (LÜTKEPOHL, 2004).

Como explica Bueno (2011), outro teste de raiz unitária desenvolvido foi o teste de Ng-Perron, o qual apresenta modificações para o teste de Phillips e Perron, neste novo método as simulações melhoraram o tamanho do teste. Os desenvolvedores do teste passaram a chamar então de M testes, indicando a modificação nos testes com a estatística z. Os novos testes propostos são as estatísticas Mz_α, Mz_t, MSB e MP_T^{GLS} (teste modificado de *Point Optimal*) os quais são apresentadas a seguir:

$$Mz_\alpha = \frac{\left(\frac{y_T^2}{T} - v_{AR}^2\right)}{\frac{2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}{T^2}} = z_\alpha + \frac{T}{2}(\hat{\alpha} - 1);$$

$$Mz_t = Mz_\alpha \times MSB = z_t + \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}{v_{AR}^2}} (\hat{\alpha} - 1)^2;$$

$$MSB = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}{T^2 v_{AR}^2}},$$

$$MP_T^{GLS} \begin{cases} \frac{\frac{c^2}{T^2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d - \frac{c}{T} (y_T^d)^2}{v_{AR}^2}, & \text{quando } N = 0; \\ \frac{\frac{c^2}{T^2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d - \frac{1-c}{T} (y_T^d)^2}{v_{AR}^2} & \text{quando } N = 1. \end{cases}$$

Como nos demais testes de raiz unitária, se o valor calculado da estatística for menor do que o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula de que a série possui raiz unitária. Mesmo com as modificações propostas nestes testes eles são sensíveis ao tamanho da defasagem autorregressiva.

O teste ADF com quebra estrutural foi realizado para detectar se a série possui quebra estrutural, que caso a série tenha quebra e esta não seja considerada, o teste estará viesado, de forma que a hipótese nula não será rejeitada quando deveria ser (Bueno, 2011). Este teste é calculado mesmo que a data da quebra estrutural não seja conhecida. A hipótese nula é de que a série possui raiz unitária devido à quebra estrutural, enquanto a hipótese alternativa é de que caso a série possua quebra estrutural, esta não causa raiz unitária para os dados.

3.6 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Como explicado anteriormente, caso as séries temporais possuam raiz unitária, é possível fazer o teste de cointegração para determinar se essas variáveis possuem relação de longo prazo. Para isso, o teste de Johansen foi feito. Caso as séries sejam cointegradas, utiliza-se o mecanismo de correção de erros, acrescentando ao modelo essa correção, transformando o modelo estimado em um Vetor Correção de Erros (VEC). Caso as séries não sejam cointegradas, ou seja, se o mecanismo de correção de erros não for significativo, as séries são não estacionárias e, a forma de corrigir esse problema é por meio da primeira diferença.

O mecanismo de correção de erros, faz uma correção do desequilíbrio causado pela integração entre as séries. Quando duas séries são cointegradas, a relação entre elas pode ser expressa por esse mecanismo (GUJARATI, 2006).

3.7 TESTE DE ESTABILIDADE

Além destes testes para determinar se as séries são estacionárias ou não, é necessário saber se o modelo a ser estimado possui quebra estrutural nos parâmetros, caso possua, e não seja considerada, o modelo não é estável e os resultados obtidos a partir dele são viesados. Para testar a hipótese de estabilidade do modelo foi realizado o teste de Quandt-Andrews.

Como explicam Oliveira e Aragón (2010), este teste tem por objetivo corrigir a restrição do teste de Chow, já que este último permite determinar se ocorreu quebra estrutural na série temporal apenas se a data da quebra for conhecida. Ou seja, a data da quebra seria escolhida pelo pesquisador e o teste confirmaria se ocorreu a quebra ou não. Devido a essa limitação, o teste de Quandt-Andrews foi desenvolvido para que a quebra estrutural fosse detectada mesmo que a data não fosse conhecida. Para isso, o teste utiliza o teste de Chow como parte do processo da análise da série.

Ainda como explicam Oliveira e Aragón (2010), o teste de Chow é feito a cada observação entre duas datas e as estatísticas deste teste são reunidas em apenas uma estatística do teste de Quandt-Andrews, que testa a hipótese nula de estabilidade da série, ou seja, que a série não possui quebra estrutural. Assim, o teste analisa se ocorreu mudança estrutural em cada um dos parâmetros do modelo. A hipótese nula afirma que há estabilidade nas séries temporais, enquanto a hipótese alternativa indica que existe quebra estrutural nos dados. As estatísticas utilizadas para testar as hipóteses são Razão da Máxima Verossimilhança da estatística F, estatística F de Wald, e a estatística Ave.

A estatística Razão da Máxima Verossimilhança é o máximo da estatística F do teste individual de Chow:

$$MaxF = \underset{\tau_1 \leq \tau \leq \tau_2}{Max}(F(\tau))$$

A estatística Ave é a média simples das estatísticas F individuais:

$$AveF = \frac{1}{k} \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} F(\tau)$$

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Como mencionado anteriormente, um aumento da dívida pública diminui o espaço que o setor público possui para realizar investimentos no país, além de que um crescimento da dívida pode reduzir a credibilidade financeira perante outros países. Dessa forma, realizar o ajuste fiscal torna-se essencial para o equilíbrio das contas públicas. A Dívida Total Líquida do Governo Central brasileiro (DTLGC) em porcentagem do PIB, até o mês de dezembro de 2018 – período limite de análise desse estudo – atingiu a maior porcentagem no mês de setembro de 2002 (40,9% PIB) e o segundo mês com maior saldo de dívida foi dezembro de 2018 (40,5% PIB), segundo dados do Bacen. A Figura 1 abaixo apresenta a trajetória de crescimento da dívida. Como pode ser observado, a DTLGC passou a crescer significativamente a partir de setembro de 2015 até atingir o pico em dezembro de 2018.

FIGURA 1 – Dívida Total Líquida do Governo Central, em porcentagem do PIB, de 1999 a 2018



Fonte: Bacen.

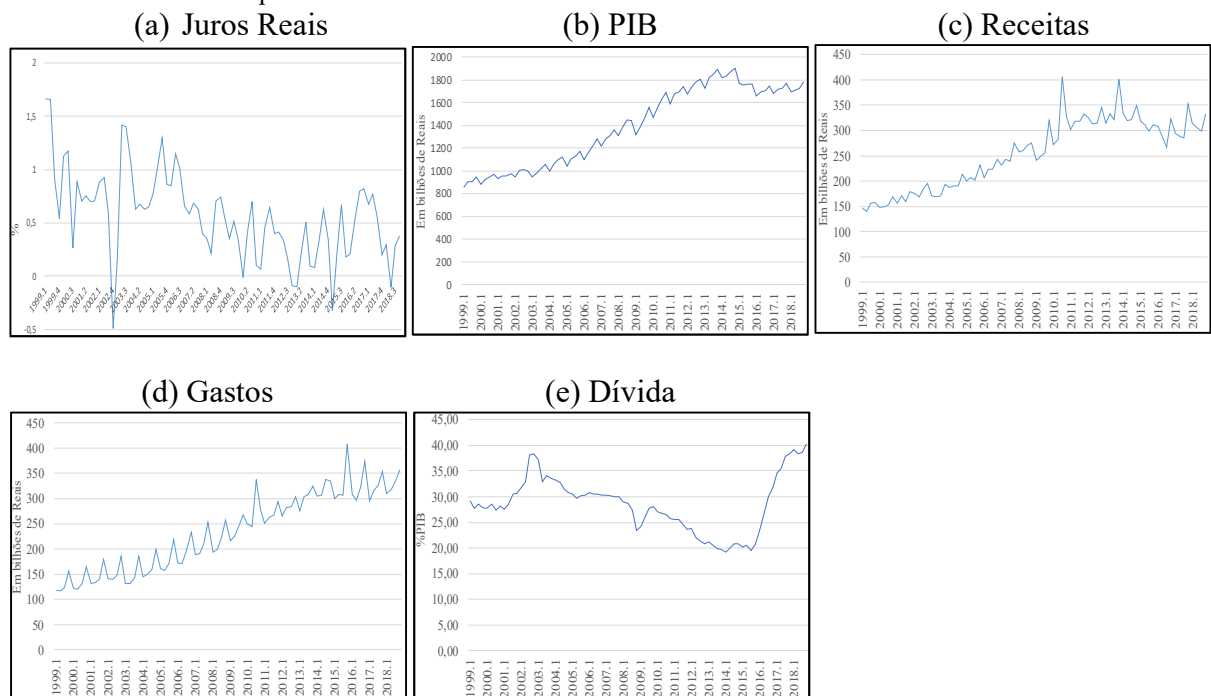
Nota: Dados trabalhados pela autora.

Com a necessidade de equilibrar o saldo das contas do governo, é preciso escolher se haverá aumento dos impostos ou corte de gastos, ou ambas políticas, como forma de consolidação fiscal. Aumentar os impostos em uma situação que o Brasil acaba de sair da recessão de 2015 e 2016, dois anos seguidos de queda na produção, pode fazer com que a recuperação da atividade econômica se torne mais lenta. Assim, a outra forma de ajuste poderia ser baseada em um corte de gastos. Com isso, como visto, o objetivo deste trabalho é analisar

qual o efeito de um ajuste fiscal - baseado em aumento de impostos ou corte de gastos - no Produto Interno Bruto (PIB) e observar qual dos dois tipos é o menos oneroso para a economia.

Para analisar como determinada variável influencia outra é necessário que as séries apresentem significado econômico, ou seja, as séries não podem ser espúrias. Um série é considerada espúria quando não são estacionárias e este fato não é considerado na estimação econômica. Uma forma de observar se a série é estacionária ou não, é a análise gráfica. Como pode ser visto na Figura 2, as variáveis crescem ao longo do tempo seguindo uma tendência, não cresce em torno de uma média e nem apresentam variância constante, levando-se a suspeitar que as séries não são estacionárias, ou seja, que possuem raiz unitária. Porém, a análise gráfica não é suficiente, sendo necessário testes econométricos que comprovem a existência de raiz unitária em cada uma das séries temporais.

FIGURA 2 - Séries temporais econômicas



Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 2 apresenta os testes de raiz unitária de ADF, PP e KPSS. Segundo o teste ADF, com exceção da variável Juros Reais - dos modelos sem tendência ou intercepto, com intercepto e com tendência e intercepto, nos quais a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada - as demais variáveis não puderam ter a hipótese nula de não estacionariedade da série rejeitada, podendo-se concluir a partir do teste ADF que estas séries são não estacionárias.

Com relação ao teste PP, a variável Juros Reais, para os três modelos testados teve a hipótese nula de não estacionariedade da série rejeitada. Além desta, a variável LnPIB e LnGastos do modelo com tendência e intercepto também tiveram sua hipótese nula rejeitada. Para as demais variáveis, a hipótese nula de que a série possui raiz unitária não pode ser rejeitada.

No teste KPSS realizado não foi apresentado o valor da probabilidade, porém, a partir da estatística crítica é possível observar se a série possui sua hipótese nula rejeitada ou não. A variável Juros Reais do modelo com tendência e intercepto e a variável Dívida do modelo com intercepto apresentaram a estatística calculada menor que a crítica, então para essas variáveis considera-se que a hipótese nula do teste de que a série é estacionária não pode ser rejeitada. Enquanto para as demais variáveis, a estatística calculada é maior que a crítica, então a hipótese nula de estacionariedade da série deve ser rejeitada, considerando-se que as séries são não estacionárias.

TABELA 2 - Testes de Raiz Unitária. Séries temporais em nível

Variáveis	Testes	Sem tendência ou intercepto		Intercepto		Tendência e Intercepto	
		Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Juros Reais	ADF	-1,9853	0,0457	-3,2059	0,0234	-4,0482	0,0110
	PP	-3,1564	0,0019	-4,8843	0,0001	-5,5774	0,0001
	KPSS	-	-	0,9367	-	0,1232	-
LnPIB	ADF	2,8402	0,9988	-1,4267	0,5651	-0,2135	0,9917
	PP	4,1137	1,0000	-1,2254	0,6598	-3,7864	0,0225
	KPSS	-	-	1,1788	-	0,2175	-
LnReceitas	ADF	2,5257	0,9970	-1,6924	0,4310	-0,6415	0,9734
	PP	1,9916	0,9885	-1,6076	0,4740	-2,2723	0,4436
	KPSS	-	-	1,1209	-	0,2530	-
LnGastos	ADF	3,2886	0,9997	-1,1883	0,6758	-1,6479	0,7645
	PP	4,1137	1,0000	-1,2254	0,6598	-3,7864	0,0225
	KPSS	-	-	1,2121	-	0,2034	-
Dívida	ADF	0,5456	0,8318	-0,9578	0,7644	-0,6629	0,9720
	PP	0,4642	0,8127	-0,8428	0,8011	-0,4215	0,9851
	KPSS	-	-	0,2284	-	0,1519	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: O intervalo de confiança escolhido foi de 95%. Os valores críticos a 5% dos testes ADF e PP referem-se à estatística t e foram os seguintes: ADF com intercepto: -2,900137; ADF com tendência e intercepto: -3,470032; ADF sem tendência ou intercepto: -1,945139; PP com intercepto: -2,899619; PP com tendência e intercepto: -3,469235; PP sem tendência ou intercepto: -1,945081. Os valores críticos a 5% do teste KPSS referem-se à estatística LM e foram os seguintes: KPSS com intercepto: 0,463; KPSS com tendência e intercepto: 0,146.

Outro teste realizado com o objetivo de verificar se as séries são estacionárias ou não, foi o teste Ng Perron, em que a hipótese nula afirma que a série possui raiz unitária. A Tabela 3 apresenta os resultados do teste. Como pode ser observado, a partir das estatísticas calculadas, pode-se considerar que a hipótese nula de que as séries possuem raiz unitária deve ser rejeitada.

TABELA 3 - Teste de Raiz Unitária: Ng Perron. Séries temporais em nível

Variáveis	Intercepto				Tendência e Intercepto			
	Mz_{α}	Mz_t	MSB	MP_T	Mz_{α}	Mz_t	MSB	MP_T
Juros Reais	-2,139	-0,916	0,428	10,472	-10,977	-2,309	0,210	8,476
LnPIB	0,714	0,953	1,333	111,564	-1,931	-0,729	0,378	32,425
LnReceitas	0,606	0,781	1,289	102,174	-1,954	-0,792	0,405	35,042
LnGastos	1,041	1,485	1,426	135,880	-7,324	-1,750	0,239	12,749
Dívida	-5,005	-1,346	0,269	5,452	-5,026	-1,340	0,267	17,043
Valor Crítico a 5%	-8,100	-1,980	0,233	3,170	-17,300	-2,910	0,168	5,480

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como a maior parte dos testes indica a presença de raiz unitária nas séries, a estimação de variáveis não estacionárias pode gerar resultados viesados. A maioria dos testes de raiz unitária da variável Juros Reais indica que a série é estacionária em nível. Porém, como as demais séries são consideradas não estacionárias, uma das formas de corrigir esse problema é retirar a primeira diferença de todas as variáveis. É necessário calcular a primeira diferença inclusive da variável Juros Reais, pois, para estimar o modelo, todas as variáveis devem ter a mesma ordem de integração, ou seja, devem ter sido diferenciadas a mesma quantidade de vezes.

A Tabela 4 apresenta novos testes ADF, PP e KPSS para as séries, mas em primeira diferença, que é uma das formas de corrigir o problema de não estacionariedade das séries. É possível perceber que a hipótese nula de que as séries possuem raiz unitária deve ser rejeitada, pois as estatísticas t dos testes ADF e PP foram significativas ao nível de 5%. Enquanto no teste KPSS, apenas a variável $D(\text{LnPIB})$ para o modelo com intercepto, modelo com tendência e intercepto e a variável $D(\text{Dívida})$ para o modelo com tendência e intercepto não são consideradas estacionárias, pois a hipótese nula de estacionariedade da série deve ser rejeitada, devido a estatística calculada ser maior que a crítica. Para as demais variáveis, o teste KPSS considera as variáveis estacionárias, pois a estatística calculada é menor que a crítica, então a hipótese nula não deve ser rejeitada.

TABELA 4 - Testes de Raiz Unitária. Séries temporais em primeira diferença

Variáveis	Testes	Sem tendência ou intercepto		Intercepto		Tendência e Intercepto	
		Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
D(Juros Reais)	ADF	-11,627	0	-11,5847	0,0001	-11,5141	0,0001
	PP	-13,635	0	-14,1741	0,0001	-14,9222	0,0001
	KPSS	-	-	0,263139	-	0,140813	-
D(LnPIB)	ADF	-5,27292	0	-6,20724	0	-6,40719	0
	PP	-5,24316	0	-6,20724	0	-6,41399	0
	KPSS	-	-	0,484085	-	0,213921	-
D(LnReceitas)	ADF	-14,1103	0	-10,0671	0	-10,2832	0
	PP	-14,3178	0	-15,664	0,0001	-16,0929	0,0001
	KPSS	-	-	0,217615	-	0,060892	-
D(LnGastos)	ADF	-14,912	0	-16,1974	0,0001	-16,2017	0,0001
	PP	-14,6737	0	-19,104	0,0001	-19,8591	0,0001
	KPSS	-	-	0,225657	-	0,130041	-
D(Dívida)	ADF	-5,24216	0	-5,27088	0	-5,39374	0,0001
	PP	-5,29345	0	-5,32167	0	-5,45971	0,0001
	KPSS	-	-	0,298854	-	0,159993	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: O intervalo de confiança escolhido foi de 95%. Os valores críticos a 5% dos testes ADF e PP referem-se à estatística t e foram os seguintes: ADF com intercepto: -2,900137; ADF com tendência e intercepto: -3,470032; ADF sem tendência ou intercepto: -1,945139; PP com intercepto: -2,900137; PP com tendência e intercepto: -3,470032; PP sem tendência ou intercepto: -1,945139. Os valores críticos a 5% do teste KPSS referem-se à estatística LM e foram os seguintes: KPSS com intercepto: 0,463; KPSS com tendência e intercepto: 0,146.

O teste de Ng Perron também foi realizado para verificar a existência de raiz unitária nas séries em primeira diferença. Analisando a Tabela 5, pode-se perceber que a única estatística calculada maior que o valor crítico é MSB da variável $D(\text{LnReceitas})$ para o modelo com intercepto, ou seja, para as demais estatísticas, a hipótese nula não deve ser rejeitada, levando-se a considerar que para o teste Ng Perron as séries em primeira diferença possuem raiz unitária, não sendo estacionárias.

TABELA 5 - Teste de Raiz Unitária: Ng Perron. Séries temporais em primeira diferença

Variáveis	Intercepto				Tendência e Intercepto			
	Mz_{α}	Mz_t	MSB	MP_T	Mz_{α}	Mz_t	MSB	MP_T
D(Juros Reais)	-120,862	-7,773	0,064	0,205	-121,279	-7,787	0,064	0,754
D(LnPIB)	-29,469	-3,828	0,130	0,864	-35,114	-4,185	0,119	2,623
D(LnReceitas)	-8,025	-2,000	0,249	3,066	-31,774	-3,985	0,125	2,871
D(LnGastos)	-26,721	-3,655	0,137	0,918	-26,544	-3,643	0,137	3,434
D(Dívida)	-26,484	-3,564	0,135	1,169	-30,645	-3,906	0,127	3,024
Valor Crítico a 5%	-8,100	-1,980	0,233	3,170	-17,300	-2,910	0,168	5,480

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como a maior parte dos testes indica que a séries são estacionárias em primeira diferença, então as séries em primeira diferença foram utilizadas. Após os testes de raiz unitária, pode-se definir qual a ordem de defasagem a ser escolhida para o modelo. A Tabela 6 apresenta os testes para a seleção de defasagens, os critérios utilizados foram o critério de informação de Akaike, critério de informação de Schwarz e o critério de informação de Hannan-Quinn. Pelos critérios de seleção, a defasagem escolhida foi a de oito períodos, dessa forma, será acrescentado ao modelo o período defasado em oito trimestres.

TABELA 6 - Critérios de seleção da ordem de defasagem do modelo

Defasagem	Akaike (AIC)	Schwarz (SC)	Hannan-Quinn (HQ)
0	-6,8516	-6,6910	-6,7878
1	-7,9019	-6,9383*	-7,5192
2	-8,5758	-6,8091	-7,8740*
3	-8,1804	-5,6107	-7,1597
4	-7,8838	-4,5111	-6,5441
5	-7,8215	-3,6458	-6,1629
6	-7,7927	-2,8139	-5,8150
7	-8,1561	-2,3742	-5,8595
8	-8,7780*	-2,1931	-6,1624

Fonte: Resultados da pesquisa.

O teste de Quandt-Andrews foi realizado para detectar se as variáveis do modelo em primeira diferença são estáveis, para que com isso os resultados do modelo possam ser considerados confiáveis. Como pode ser visto analisando a Tabela 7, as variáveis do modelo são estáveis em primeiro diferença, pois a hipótese nula de estabilidade não deve ser rejeitada. Estimar o SVAR a partir dessas variáveis resultará dados não viesados.

TABELA 7 - Teste de Estabilidade: Quandt-Andrews

Teste	Estatística F	p-valor
LR Máximo (2014Q1)	3,6060	0,0518
Wald Máximo (2014Q1)	18,0298	0,0518
Exp LR	0,8375	0,2184
Exp Wald	6,5185	0,0336
Ave LR	1,3504	0,1793
Ave Wald	6,7519	0,1793

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Além do teste de estabilidade de Quandt-Andrews, foi realizado o teste de Chow para vários períodos, porém, não se pode rejeitar a hipótese nula de estabilidade do modelo para as séries em primeira diferença.

Após o teste de estabilidade, foi realizado o teste de normalidade, o qual sua estatística apresentou p-valor de 0,4838, ou seja, a hipótese nula de normalidade dos dados não pode ser rejeitada.

As Tabelas 8, 9 e 10 apresentam respectivamente os resultados dos testes de correlação serial, multicolinearidade e heterocedasticidade, os quais apontam que as séries não possuem autocorrelação, nem multicolinearidade ou heterocedasticidade.

TABELA 8 – Teste de Correlação Serial: LM

Defasagem	Estatística LM	p-valor
1	32,2216	0,1517
2	26,0918	0,4027
3	27,6299	0,3252
4	23,0499	0,5746
5	24,2901	0,5027
6	34,6855	0,094
7	26,1699	0,3986
8	17,6854	0,8554
9	21,5188	0,6634
10	22,4839	0,6077

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 9 – Teste de Multicolinearidade: Fatores de Inflação de Variância (FIV)

Variável	Coefficiente de Variância	FIV Não Centralizado	FIV Centralizado
D(Juros Reais)	2,48E-05	1,0693	1,0672
D(LnPIB)	2,4853	2,1137	2,0130
D(LnReceitas)	0,0009	1,4536	1,4267
D(LnGastos)	0,0012	1,4008	1,3423
D(Dívida)	1,84E-06	1,0369	1,0232
C	3,31E-06	1,0599	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 10 – Teste de Heterocedasticidade: ARCH

Defasagem	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
1	0,1206	0,1266	0,9528	0,3445
2	-0,0897	0,1272	-0,7051	0,4834
3	0,1899	0,1272	1,4930	0,1406
4	0,1527	0,1287	1,1863	0,2401
5	-0,1175	0,1288	-0,9118	0,3654
6	-0,0049	0,1266	-0,0384	0,9695
7	-0,0456	0,1260	-0,3619	0,7187
8	-0,1214	0,1256	-0,9667	0,3375

Fonte: Resultados da pesquisa.

Se as variáveis do modelo possuírem raiz unitária, é necessário testar se elas também são cointegradas ao longo do tempo. Portanto, foi feito o teste Johansen o qual é apresentado na Tabela 11. Observando-a é possível perceber que o teste indica que o modelo possui no máximo duas séries cointegradas.

TABELA 11 – Teste de Cointegração: Johansen

Cointegração	Traço Estatístico	Valor Crítico a 5%	p-valor
Nenhuma	108,4536	69,8189	0,0000
No máximo 1	50,3420	47,8561	0,0286
No máximo 2	20,6317	29,7971	0,3810
No máximo 3	9,5969	15,4947	0,3130
No máximo 4	2,1164	3,8415	0,1457

Fonte: Resultados da pesquisa.

Deste modo, é necessário acrescentar o mecanismo de correção de erros no modelo, que considera a cointegração nas séries na forma de um coeficiente do modelo. As Tabelas 12 e 13 fornecem os resultados da estimação em que foi acrescentado o mecanismo de correção de erros. A Tabela 12 apresenta os resultados do VEC de longo prazo, enquanto a Tabela 13 indica os coeficientes significativos do VEC de curto prazo estimado.

TABELA 12 - Coeficientes obtidos na estimação do VEC de longo prazo

Juros Reais (-1)	LnPIB (-1)	LnReceitas (-1)	LnGastos (-1)	Dívida (-1)	C
1	7,4031	-1,0009	0,3276	0,0706	-0,0607
	(1,5684)	(0,9791)	(1,1687)	(0,0112)	
	[4,7203]	[-1,0224]	[0,2803]	[6,2904]	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Analisando a Tabela 13, pode-se perceber que dentre os coeficientes significativos apresentados, o mecanismo corretor de erros teve significância apenas para a variável D(Juros Reais), não tendo para as demais variáveis. O coeficiente que representa a correção dos erros da variável D(Juros Reais) seria acrescentado no modelo estrutural a ser estimado, porém, o *software* utilizado nessa pesquisa para a estimação dos modelos não fornece a estimação de um VEC Estrutural, sendo assim, a forma utilizada para a corrigir o problema de não estacionariedade das séries foi estimar o modelo com as séries em primeira diferença, estimando-se um VAR Estrutural.

TABELA 13 – Coeficientes significativos obtidos na estimação do VEC de curto prazo

(continua)

D(Juros Reais)									
CointEq1	D(Juros Reais(-1))	D(Juros Reais(-2))	D(Juros Reais(-3))	D(Juros Reais(-4))	D(Juros Reais(-5))	D(Juros Reais(-6))	D(Juros Reais(-7))	D(LnPIB(-1))	D(LnPIB(-2))
-4,3049	2,9019	1,9963	1,6182	1,3406	1,0614	0,5438	0,2594	31,0237	25,5501
(0,7605)	(0,6679)	(0,5918)	(0,4688)	(0,4084)	(0,3058)	(0,1976)	(0,1299)	(6,4151)	(7,1451)
[-5,6605]	[4,3451]	[3,3732]	[3,4522]	[3,2821]	[3,4703]	[2,7524]	[1,9965]	[4,8361]	[3,5759]
D(LnPIB(-3))	D(LnPIB(-4))	D(LnPIB(-5))	D(LnPIB(-6))	D(LnPIB(-7))	D(LnReceitas(-1))	D(LnReceitas(-6))	D(LnGastos(-2))	D(LnGastos(-3))	D(LnGastos(-4))
27,3431	16,5689	12,5695	11,2762	8,3931	-2,9453	2,8209	-4,4490	-5,6936	-5,6239
(7,3108)	(6,5744)	(5,6134)	(5,0864)	(3,9211)	(1,1136)	(1,3944)	(1,8079)	(2,3926)	(2,6348)
[3,7401]	[2,5202]	[2,2392]	[2,2169]	[2,1405]	[-2,6448]	[2,0230]	[-2,4609]	[-2,3797]	[-2,1345]
D(Dívida(-1))	D(Dívida(-2))	D(Dívida(-3))	D(Dívida(-4))	D(Dívida(-5))	D(Dívida(-6))				
0,1809	0,1915	0,1603	0,1549	0,1222	0,0970				
(0,0661)	(0,0524)	(0,0489)	(0,0407)	(0,0371)	(0,0365)				
[2,7391]	[3,6541]	[3,2798]	[3,8058]	[3,2920]	[2,6557]				
D(LnReceitas)									
D(LnPIB(-1))	D(LnPIB(-2))	D(LnPIB(-3))	D(LnPIB(-4))	D(LnPIB(-5))	D(LnPIB(-6))	D(LnReceitas(-1))	D(LnReceitas(-2))	D(LnReceitas(-3))	D(LnReceitas(-4))
4,7108	5,5587	5,4789	5,8680	4,8839	2,7724	-2,1372	-2,5053	-2,2335	-1,9098
(1,5827)	(1,7628)	(1,8036)	(1,6220)	(1,3849)	(1,2549)	(0,2748)	(0,4246)	(0,5272)	(0,5245)
[2,9765]	[3,1534]	[3,0377]	[3,6179]	[3,5266]	[2,2093]	[-7,7789]	[-5,9001]	[-4,2370]	[-3,6413]
D(LnReceitas(-5))	D(LnReceitas(-6))	D(Dívida(-1))	D(Dívida(-7))						
-1,4215	-0,8938	0,0327	0,0199						
(0,4763)	(0,3440)	(0,0163)	(0,0072)						
[-2,9844]	[-2,5982]	[2,0090]	[2,7454]						

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores dentro dos parênteses referem-se ao erro-padrão, enquanto os valores dentro dos colchetes indicam a estatística t calculada. Os coeficientes acima são significativos a 5% em um teste bicaudal.

TABELA 13 - Coeficientes significativos obtidos na estimação do VEC de curto prazo

(conclusão)									
D(LnGastos)									
D(LnPIB(-2))	D(LnPIB(-3))	D(LnPIB(-4))	D(LnPIB(-5))	D(LnPIB(-6))	D(LnReceitas(-1))	D(LnReceitas(-2))	D(LnReceitas(-4))	D(LnReceitas(-5))	D(LnReceitas(-6))
3,7150	2,9688	2,7940	3,4444	2,2074	-0,5380	-0,7364	-0,7498	-1,4215	-0,8344
(1,2443)	(1,2732)	(1,1449)	(0,9776)	(0,8858)	(0,1939)	(0,2997)	(0,3702)	(0,4763)	(0,2428)
[2,9856]	[2,3318]	[2,4404]	[3,5234]	[2,4920]	[-2,7743]	[-2,4568]	[-2,0252]	[-2,9844]	[-3,4359]
D(LnReceitas(-7))	D(LnGastos(-1))	D(LnGastos(-2))	D(LnGastos(-3))	D(Dívida(-1))					
-0,5590	-1,3211	-1,2895	-1,2563	0,0226					
(0,1416)	(0,1608)	(0,3149)	(0,4167)	(0,0115)					
[-3,9466]	[-8,2156]	[-4,0957]	[-3,0152]	[1,9663]					
D(Dívida)									
D(Juros Reais(-3))	D(Juros Reais(-4))	D(Juros Reais(-5))	D(Juros Reais(-6))	D(Juros Reais(-7))	D(LnGastos(-1))	D(LnGastos(-2))			
4,2655	3,8146	3,2688	1,7214	1,2669	11,1849	18,8827			
(2,0658)	(1,8000)	(1,3478)	(0,8707)	(0,5726)	(4,0693)	(7,9674)			
[2,0648]	[2,1192]	[2,4252]	[1,9771]	[2,2125]	[2,7486]	[2,3700]			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores dentro dos parênteses referem-se ao erro-padrão, enquanto os valores dentro dos colchetes indicam a estatística *t* calculada. Os coeficientes acima são significativos a 5% em um teste bicaudal.

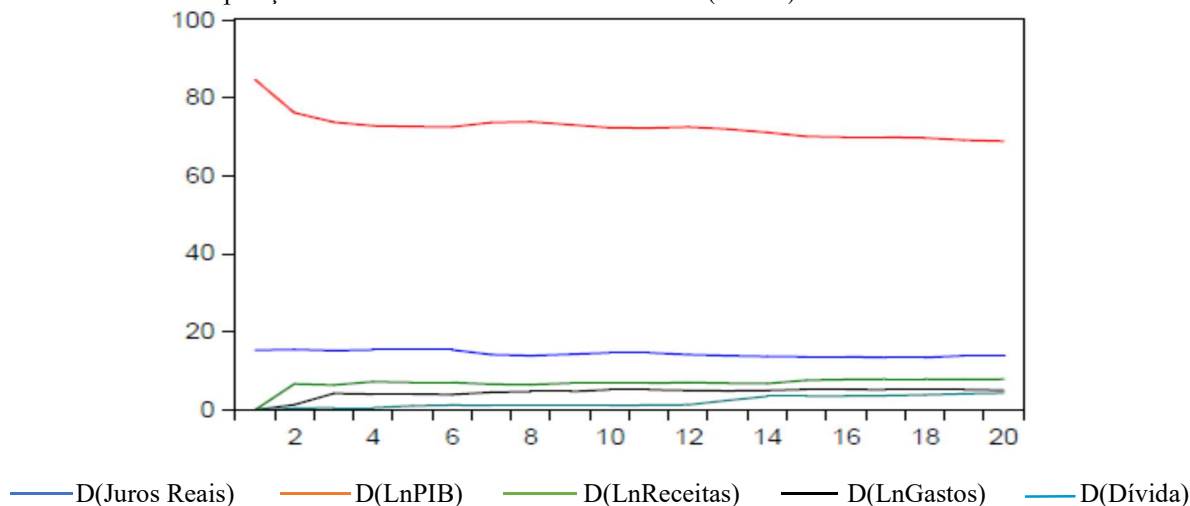
A Tabela 14 e a Figura 3 apresentam os resultados de uma das ferramentas do SVAR, que é a decomposição da variância do erro de previsão da variável D(LnPIB). Pode-se observar que no primeiro trimestre esta variável sofreu influência de 84,69% da própria variável PIB. Já no segundo trimestre, a mudança na variável também ocorreu em maior parte devido a variação no PIB, enquanto D(Juros Reais) foi responsável por 15,31% da mudança na variável D(LnPIB), seguido pelas D(LnReceitas), D(LnGastos) e por último, D(Dívida). E assim continua pelos demais trimestres, a variável PIB varia em maior parte devido as mudanças na própria variável e nas taxas de juros.

TABELA 14 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão D(LnPIB)

Período	S.E.	D(Juros Reais)	D(LnPIB)	D(LnReceitas)	D(LnGastos)	D(Dívida)
1	0,0149	15,3112	84,6888	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0182	15,4207	76,2631	6,6529	1,2917	0,3716
3	0,0192	15,1447	73,8572	6,3175	4,1889	0,4918
4	0,0196	15,3786	72,8767	7,1768	4,0396	0,5284
5	0,0198	15,3255	72,6989	7,0168	3,9518	1,0070
6	0,0201	15,3317	72,6052	7,0208	3,8582	1,1840
7	0,0210	14,1430	73,7352	6,5549	4,4519	1,1150
8	0,0212	13,8873	73,9203	6,4476	4,6377	1,1070
9	0,0213	14,2770	73,1285	6,8383	4,6601	1,0961
10	0,0214	14,6140	72,3793	6,7833	5,1388	1,0846
11	0,0214	14,5800	72,2846	6,7980	5,1370	1,2004
12	0,0218	14,1477	72,6299	6,9921	4,9621	1,2682
13	0,0221	13,8940	72,0127	6,8503	4,8524	2,3906
14	0,0223	13,6912	71,2127	6,7422	4,9020	3,4518
15	0,0225	13,5413	70,1686	7,5683	5,2455	3,4763
16	0,0225	13,5813	69,9285	7,7383	5,2372	3,5147
17	0,0228	13,3805	69,9511	7,8829	5,1355	3,6500
18	0,0228	13,4145	69,8009	7,8562	5,1220	3,8064
19	0,0229	13,8440	69,1936	7,7633	5,0927	4,1063
20	0,0230	13,8298	68,9678	7,8339	5,0736	4,2950

Fonte: Resultados da pesquisa.

FIGURA 3 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnPIB)



Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 15 e a Figura 4 apresentam a decomposição da variância do erro de previsão da variável D(Dívida). As decomposições das demais variáveis do modelo estimado encontram-se no Apêndice A. Analisando a Tabela 15, observa-se que, no primeiro trimestre, a variação na D(Dívida) ocorre em maior parte devido a mudanças na própria variável, seguida pelas

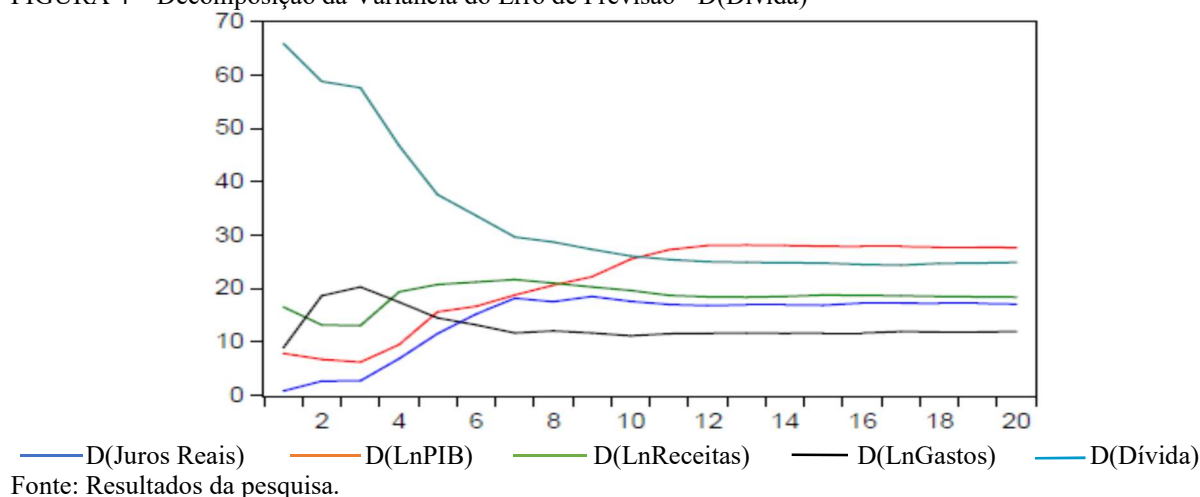
mudanças em D(LnReceitas), D(Gastos), D(LnPIB) e por último D(Juros Reais). Enquanto no segundo trimestre a dívida ainda depende principalmente das mudanças na própria variável, seguida por mudanças em D(LnGastos), D(LnReceitas), D(LnPIB) e D(Juros Reais). A partir do quinto trimestre as variações da dívida decorre em maior parte de mudanças na própria variável, nas receitas e no PIB. Sendo que no último trimestre a variação na dívida ocorre principalmente por alterações no PIB, seguida das receitas, juros reais e gastos.

TABELA 15 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão D(Dívida)

Período	S.E.	D(Juros Reais)	D(LnPIB)	D(LnReceitas)	D(LnGastos)	D(Dívida)
1	1,0356	0,8131	7,8591	16,5412	8,9085	65,8782
2	1,2238	2,6452	6,7263	13,1948	18,6262	58,8076
3	1,2729	2,7486	6,2305	13,0790	20,3210	57,6209
4	1,4322	6,9033	9,5040	19,3722	17,4739	46,7466
5	1,6012	11,5320	15,5999	20,7430	14,5237	37,6013
6	1,6959	15,2089	16,6913	21,2490	13,2135	33,6374
7	1,8076	18,1722	18,8132	21,6726	11,6928	29,6491
8	1,8405	17,5369	20,6566	20,9941	12,0731	28,7393
9	1,8930	18,4884	22,2090	20,2732	11,7035	27,3260
10	1,9429	17,6084	25,5054	19,6085	11,1621	26,1157
11	1,9957	17,0135	27,2417	18,7090	11,5766	25,4593
12	2,0129	16,8072	28,0692	18,4621	11,6246	25,0370
13	2,0186	16,9317	28,1398	18,3633	11,6486	24,9166
14	2,0214	16,9180	28,0688	18,5210	11,6411	24,8511
15	2,0273	16,8588	27,9138	18,7813	11,6785	24,7675
16	2,0397	17,2536	27,8748	18,7038	11,6897	24,4782
17	2,0444	17,2503	27,8363	18,6222	11,9211	24,3702
18	2,0516	17,2056	27,7528	18,4903	11,8561	24,6951
19	2,0531	17,1852	27,7598	18,4668	11,8447	24,7435
20	2,0602	17,0918	27,6756	18,3939	11,9344	24,9042

Fonte: Resultados da pesquisa.

FIGURA 4 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(Dívida)



Na Tabela 16 a seguir, pode-se observar os coeficientes que foram significativos na estimação do VAR Estrutural. A variável que mais sofreu influência das demais foi D(Juros Reais). A variável D(LnPIB) tem influência da dela própria e das D(LnReceitas). Enquanto a D(Dívida) sofre influência do PIB e da própria variável.

Na Figura 5 a seguir, encontram-se as funções impulso resposta da variável D(LnPIB). A variável PIB sofre influência negativa dos D(Juros Reais) até o sexto trimestre após o choque de aumento nas taxas de juros. A partir do sexto trimestre, o impacto do aumento das taxas de juros diminui, oscilando por volta de um efeito quase nulo sobre o PIB nos trimestres seguintes. Já um choque positivo na variável D(LnReceitas) – um aumento dos impostos – causou uma queda no PIB até o primeiro trimestre pós choque e em seguida passou a ter um efeito quase nulo sobre o produto. A variável D(LnGastos) quando sofre um choque positivo, ou seja, um aumento dos gastos, causa um aumento no PIB por dois trimestres e depois o efeito passa a diminuir, chegando a quase zero a partir do quarto trimestre. A variável D(Dívida) tem pouca influência nas variações do PIB, tendo efeito próximo de zero um choque positivo na dívida.

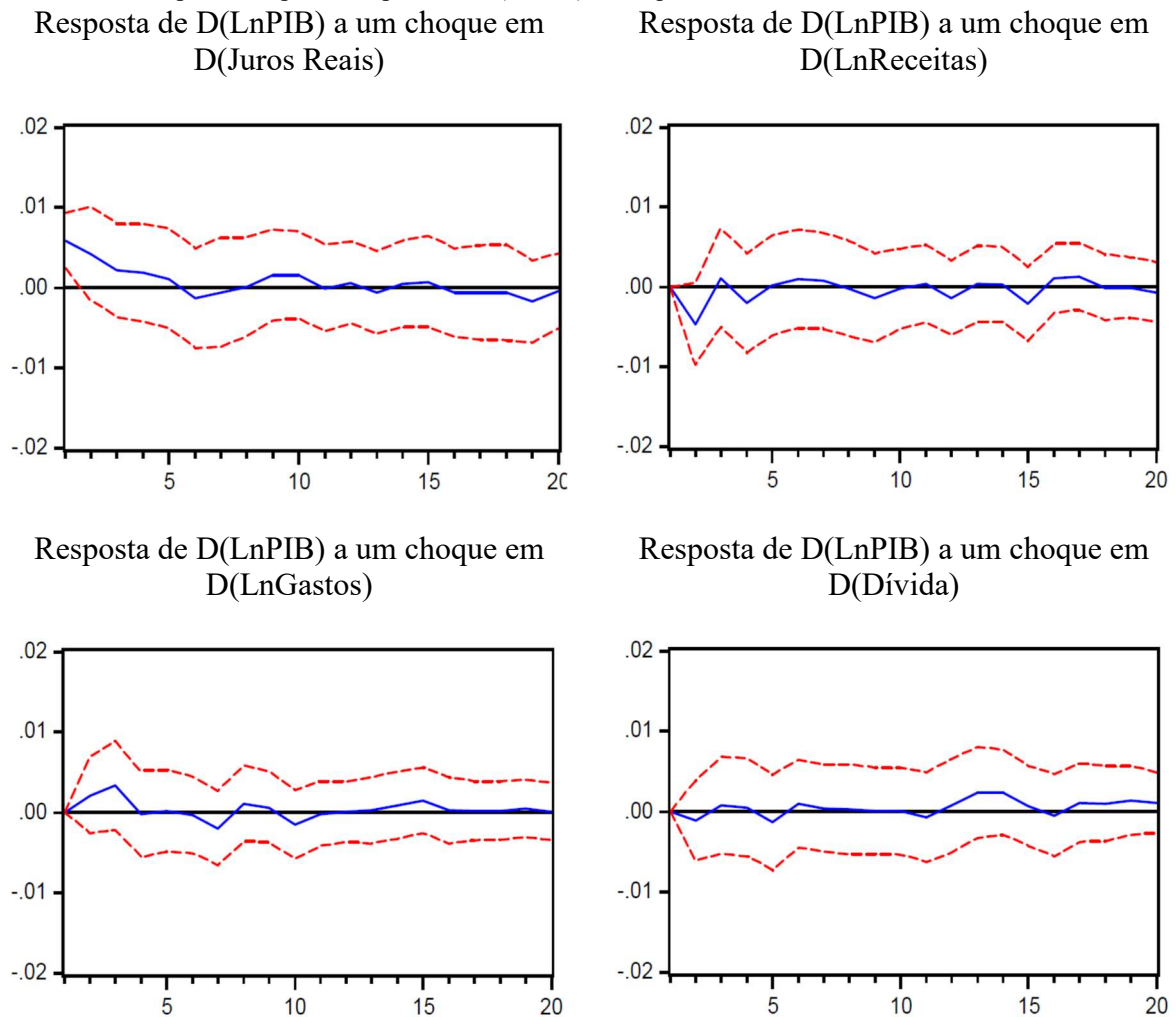
Porém, como esta pesquisa busca identificar os choques nas políticas fiscais, isto representa um corte nos gastos do governo, ou seja, analisando simetricamente, a função impulso resposta indica que um choque nos gastos do governo, representando um corte nos gastos causaria uma queda no PIB por dois trimestres e depois o efeito voltaria para um nível próximo de zero. Resultado parecido ao obtido no trabalho de Peres e Ellery Júnior (2009) em que identificaram que para o Brasil, o efeito dos choques fiscais sobre o produto é pequeno, além disso, o PIB reage positivamente a um aumento dos gastos e negativamente a um aumento de impostos.

TABELA 16 - Coeficientes significativos obtidos na estimação do SVAR

D(Juros Reais)									
D(Juros Reais(-1))	D(Juros Reais(-2))	D(Juros Reais(-6))	D(LnPIB(-4))	D(LnPIB(-8))	D(LnReceitas(-4))	D(LnGastos(-1))	D(Divida(-1))	D(Divida(-7))	C
-0,4321	-0,9165	-0,5541	-11,4638	-9,0011	3,3367	-3,2195	-0,1130	-0,1104	0,3145
(0,1739)	(0,1590)	(0,2145)	(3,7328)	(4,3896)	(1,4831)	(1,2866)	(0,0490)	(0,0410)	(0,0972)
[-2,4840]	[-5,7655]	[-2,5830]	[-3,0712]	[-2,0506]	[2,2499]	[-2,5023]	[-2,3047]	[-2,6910]	[3,2345]
D(LnPIB)									
			D(LnPIB(-1))	D(LnPIB(-5))	D(LnReceitas(-1))				
			0,6651	0,6300	-0,1261				
			(0,1767)	(0,2538)	(0,0593)				
			[3,7642]	[2,4824]	[-2,1250]				
D(LnReceitas)									
			D(LnPIB(-1))	D(LnReceitas(-1))	D(LnReceitas(-2))				
			1,9286	-0,9689	-0,7255				
			(0,6790)	(0,2280)	(0,3036)				
			[2,8404]	[-4,2502]	[-2,3892]				
D(LnGastos)									
	D(Juros Reais(-4))	D(LnPIB(-2))	D(LnPIB(-7))	D(LnGastos(-1))	D(Divida(-7))	D(Divida(-8))	C		
	-0,0632	1,3916	-1,3785	-0,7170	0,0126	-0,0132	0,0328		
	(0,0307)	(0,6050)	(0,6271)	(0,2015)	(0,0064)	(0,0057)	(0,0152)		
	[-2,0582]	[2,3004]	[-2,1983]	[-3,5587]	[1,9669]	[-2,3345]	[2,1558]		
D(Divida)									
			D(LnPIB(-3))	D(Divida(-1))					
			-35,3995	0,4964					
			(17,4532)	(0,2050)					
			[-2,0283]	[2,4222]					

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores dentro dos parênteses referem-se ao erro-padrão, enquanto os valores dentro dos colchetes indicam a estatística *t* calculada. Os coeficientes acima são significativos a 5% em um teste bicaudal.

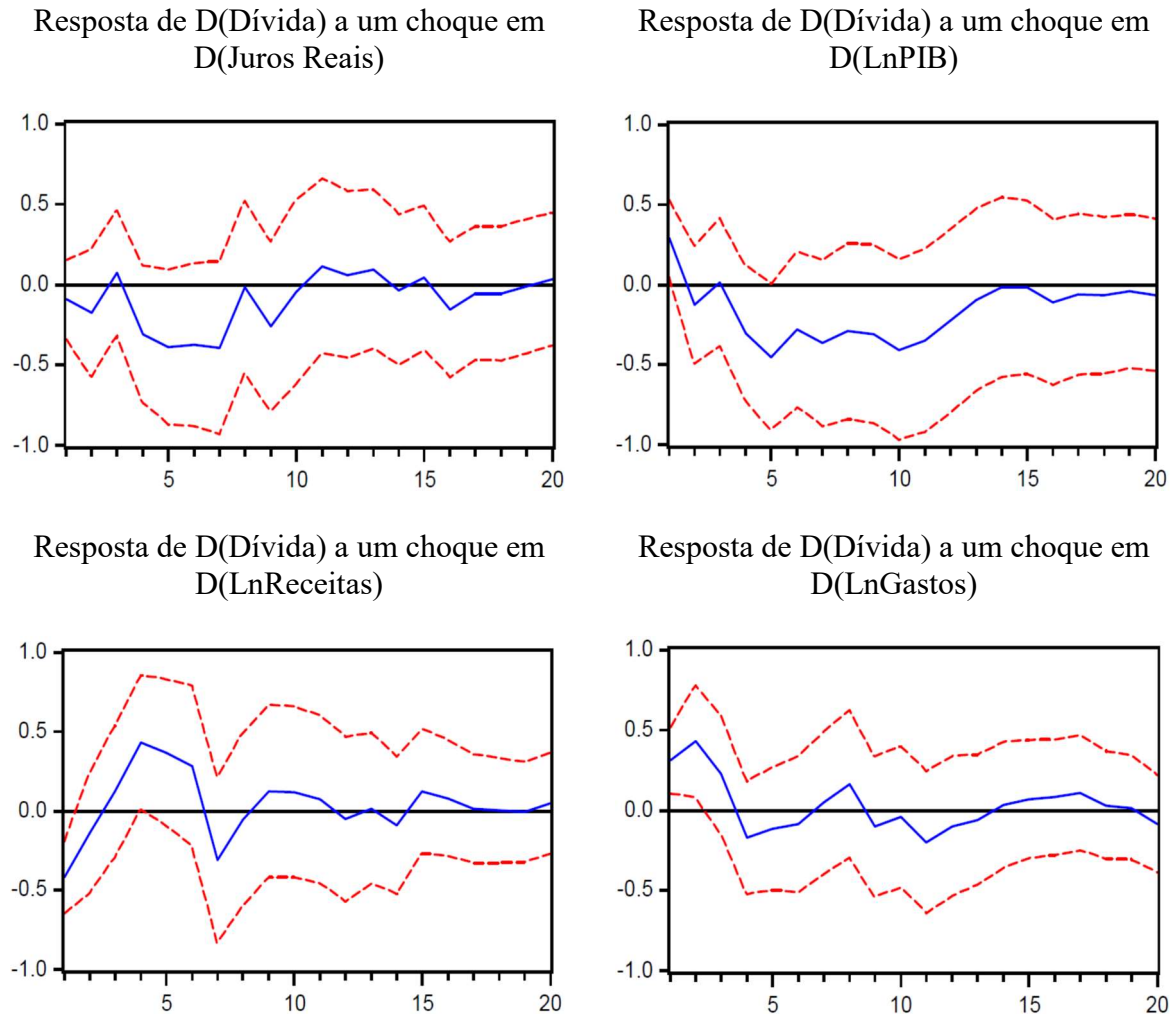
FIGURA 5 – Impulso Resposta: resposta de $D(\text{LnPIB})$ a choques nas demais variáveis

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 6 apresenta as funções impulso resposta da variável $D(\text{Dívida})$. Segundo a função impulso resposta, um aumento de $D(\text{Juros Reais})$ causaria uma queda na dívida no primeiro trimestre pós choque, em seguida a dívida voltaria para um nível próximo ao pré choque e depois voltaria cair até o sétimo trimestre. A partir disso, o efeito das taxas de juros sobre a dívida voltaria para um nível quase nulo, oscilando em alguns trimestres entre valores próximos de zero. A variável $D(\text{LnPIB})$ tem um efeito negativo sobre $D(\text{Dívida})$, pois quando há um aumento do produto, a dívida passa a diminuir. Após um choque no produto a dívida cai por cinco trimestres seguidos, o efeito do PIB continua negativo sobre a dívida até o décimo trimestre pós choque, quando o efeito passa a diminuir e volta para um nível próximo de zero a partir do décimo terceiro trimestre pós choque. A variável $D(\text{LnReceitas})$ tem um efeito positivo sobre a dívida, quando as receitas aumentam a dívida também cresce até o quarto trimestre pós

choque, depois o efeito decresce e passa a ser negativo até o sétimo trimestre, quando volta para um valor próximo de nulo a partir do décimo segundo trimestre pós choque. O efeito de uma aumento na variável $D(\text{LnGastos})$ sobre $D(\text{Dívida})$ no primeiro trimestre pós choque é positivo, mas a partir do segundo trimestre o efeito passa a decrescer, sendo negativo no quarto trimestre pós choque, passando a oscilar próximo de zero a partir do sexto trimestre pós choque.

FIGURA 6 – Impulso Resposta: resposta de $D(\text{Dívida})$ a choques nas demais variáveis



Fonte: Resultados da pesquisa.

O teste de causalidade de Granger apresentado na Tabela 17 testa se o passado ou presente de determinada variável tem influência em outra variável no futuro, sendo que este não é capaz de explicar se uma variável pode afetar outra contemporaneamente. A hipótese nula do teste afirma que a primeira variável não causa a segunda no sentido de Granger, então se a hipótese nula for rejeitada, o teste indica que a primeira variável tem influência sobre a segunda.

A partir do teste, observa-se que a variável $D(\text{LnPIB})$ tem influência sobre $D(\text{LnReceitas})$ e $D(\text{Dívida})$. Com esse teste, pode-se analisar o efeito que o produto teve sobre as receitas e dívida brasileira, pois, após a recessão de 2015 e 2016, as receitas arrecadadas diminuíram e devido à queda na arrecadação por causa do PIB menor a dívida passou a crescer.

TABELA 17 - Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Estatística F	p-valor
$D(\text{LnPIB})$ não causa Granger $D(\text{Juros Reais})$	0,9370	0,4942
$D(\text{Juros Reais})$ não causa Granger $D(\text{LnPIB})$	0,4010	0,9151
$D(\text{LnReceitas})$ não causa Granger $D(\text{Juros Reais})$	0,1250	0,9979
$D(\text{Juros Reais})$ não causa Granger $D(\text{LnReceitas})$	0,2775	0,9706
$D(\text{LnGastos})$ não causa Granger $D(\text{Juros Reais})$	0,6439	0,7373
$D(\text{Juros Reais})$ não causa Granger $D(\text{LnGastos})$	0,3443	0,9443
$D(\text{Dívida})$ não causa Granger $D(\text{Juros Reais})$	1,2288	0,3004
$D(\text{Juros Reais})$ não causa Granger $D(\text{Dívida})$	1,5117	0,1749
$D(\text{LnReceitas})$ não causa Granger $D(\text{LnPIB})$	0,9965	0,4497
$D(\text{LnPIB})$ não causa Granger $D(\text{LnReceitas})$	4,4985	0,0003
$D(\text{LnGastos})$ não causa Granger $D(\text{LnPIB})$	0,3123	0,9581
$D(\text{LnPIB})$ não causa Granger $D(\text{LnGastos})$	1,4116	0,2134
$D(\text{Dívida})$ não causa Granger $D(\text{LnPIB})$	0,3445	0,9443
$D(\text{LnPIB})$ não causa Granger $D(\text{Dívida})$	2,9128	0,0089
$D(\text{LnGastos})$ não causa Granger $D(\text{LnReceitas})$	1,0141	0,4369
$D(\text{LnReceitas})$ não causa Granger $D(\text{LnGastos})$	1,9846	0,0664
$D(\text{Dívida})$ não causa Granger $D(\text{LnReceitas})$	0,7424	0,6539
$D(\text{LnReceitas})$ não causa Granger $D(\text{Dívida})$	1,5367	0,1669
$D(\text{Dívida})$ não causa Granger $D(\text{LnGastos})$	2,1123	0,0507
$D(\text{LnGastos})$ não causa Granger $D(\text{Dívida})$	0,6421	0,7388

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores da tabela acima são significativos a 5% em um teste bicaudal.

Apesar de nesta pesquisa o VAR Estrutural considerar as variáveis dívida e juros reais para evitar que o modelo seja viesado, seguindo a metodologia de Cavalcanti e Silva (2010), a metodologia SVAR possui uma restrição que se refere a ortogonalidade dos choques, ou seja, de que estes influenciam apenas os resíduos, sendo esta uma suposição restritiva. Pois, um choque identificado no produto é composto pelos choques já conhecidos, mas também por outros choques subjacentes, sem ser identificados. Porém, esse problema não ocorre apenas com o VAR, mas também em outros modelos econométricos, como nos modelos dinâmicos de equações simultâneas (GOTTSCALK, 2001).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A proposta desta pesquisa foi analisar os efeitos que o ajuste fiscal tem sobre a economia brasileira. Com os resultados encontrados a partir do modelo estimado, pode-se perceber que a consolidação fiscal teve um efeito pequeno sobre o produto. Um ajuste fiscal baseado em aumento de impostos causou uma queda no PIB até o primeiro trimestre pós choque e em seguida passou a ter um efeito quase nulo sobre o produto. Enquanto o ajuste baseado em um corte de gastos causou uma queda no PIB por dois trimestres e depois o efeito passaria a ser próximo de zero.

Com relação aos efeitos da consolidação fiscal sobre a dívida, os resultados do ajuste foram mais expressivos quando comparado ao efeito sobre o produto. As receitas quando sofrem um aumento causam um crescimento da dívida até o quarto trimestre pós choque e depois o efeito passa a diminuir. Já o efeito de um ajuste fiscal baseado em corte de gastos causaria uma queda na dívida no primeiro trimestre pós choque, mas a partir do segundo trimestre o efeito passa a decrescer, passando a ser próximo de zero a partir do sexto trimestre pós choque.

Os efeitos da consolidação fiscal sobre o produto encontrados foram parecidos aos encontrados no trabalho de Peres e Ellery Júnior (2009), que identificaram que o efeito dos choques fiscais sobre o produto é pequeno e que o PIB reage positivamente a um aumento dos gastos e negativamente a um aumento de impostos. Os efeitos estimados nesta pesquisa também mostraram que a consolidação fiscal não causou recessão de longo prazo, seus efeitos duraram por períodos menores que dois anos. Porém, os efeitos da consolidação foram mais expressivos e duradouro sobre a dívida, além disso, pode-se observar que o aumento significativo da dívida brasileira é explicado em maior parte pela queda no produto que causou uma queda na arrecadação e então a dívida passou a aumentar.

REFERÊNCIAS

- AGNELLO, L. et al. Fiscal Consolidation and Financial Reforms. **Journal Applied Economics**, v. 47, 2015.
- ALESINA, A. et al. **Austerity in 2009-2003**. NBER Working Papers. 2015.
- ALESINA, A. et al. **The effects of fiscal consolidations: Theory and evidence**. NBER Working Papers. 2017.
- ALESINA, A.; FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **The output of fiscal consolidation plans**. NBER Working Papers, p. 1-63. 2014.
- ANAZAWA, L. Equações Simultâneas. **Economia II**. 2019. Disponível em: <https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/1097657/mod_resource/content/1/Econometria%20II%20-%20resumo%203.pdf>. Acesso em: 14 fev. 2019.
- ATTINASI, M. G.; METELLI, L. **Is fiscal consolidation self-defeating? A panel-VAR analysis for the euro area countries**. 2016.
- AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO. **Fiscal Stimulus and fiscal sustainability**. NBER Working Paper Series. 2017.
- BARROS, G. L. de. **Resultado Fiscal Estrutural: visões metodológicas e aplicações para o Brasil**. Rio de Janeiro, 2018. 71 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Finanças). Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2018.
- BARROS, G. da. S.; CORREIA, F. M. Mensurando Multiplicadores Fiscais: uma análise de intervenção para o Brasil. In: XII Encontro De Economia Paranaense – ECOPAR. 2017, Maringá. **Anais de Congresso**. Maringá, 2017.
- BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and inflation targetin: lessons from Brazil. 2004.
- BLANCHARD, O.; Dell'Ariccia, G.; Mauro, P. Repensando a Política Macroeconômica II – Esmiuçando. 2015.
- BLANCHARD, O.; LEIGH, D. Growth forecast errors and fiscal multipliers, National Bureau of Economic Research. 2013.
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.

BORGES, B. L.; SILVA, M. B. da. Estimando a Taxa de Juros Natural para o Brasil: Uma Aplicação da Metodologia VAR Estrutural. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 87-114, jan./fev. 2006.

BREITUNG, J.; BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZING, M. **Applied Time Series Econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. p. 159-195.

BUENO, R. de L. da. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 341 p.

CAVALCANTI, Marco A.F.H.; SILVA, Napoleão N.C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. *Economia Aplicada*, v. 14, No. 4, p. 391-418, 2010.

DEVRIES, P. et al. A New Action-based Dataset of Fiscal Consolidation. 2011.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4. ed. United States of America: Wiley, 2014. 485 p.

FATÁS, A.; SUMMERS, L. H. The Permanent Effects of Fiscal Consolidations. 2016.

FAVERO, A. et al. Is it the “how” or the “when” that matters in fiscal adjustments? 2017.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. Debt and the Effects of Fiscal Policy. 2007.

JUNIOR, K. M. **Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do governo Lula**. Curitiba, 2009. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico). Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2009.

GOTTSCHALK, J. An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models. **Kiel Working Paper**. n. 1072, ago. 2001.

GUJARATI, D. **Econometria de Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.

LÜTKEPOHL, H. Univariate Time Series Analysis. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZING, M. **Applied Time Series Econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. p. 8-85.

MARTIN, E.; TYTELL, I.; YAKADINA, I. France: Lessons from Past Fiscal Consolidation Plans. IMF Working Paper. 2011.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. Avaliando efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. Texto para discussão (IPEA), Brasília, No. 1377, 2009.

MORTATTI, C. M. Fatores condicionantes do crescimento econômico no Brasil: Um estudo empírico. Ribeirão Preto, 2011. 74 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade de São Paulo, 2011.

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? *JOURNAL OF APPLIED ECONOMETRICS*, p. 960–992, 2009.

OLIVEIRA, N. S. M. N.; ARAGÓN, E. K. da. S. B. Testando Quebra Estrutural na Regra de Taylor: Um Estudo Empírico Para O Brasil (2000-2009). In: V Encontro de Economia Catarinense, 2011, Florianópolis. **Anais de Congresso**. Florianópolis. 2011.

PERES, M. A. F.; ELLERY JÚNIOR, R. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Vol. 39, No. 2, 2009.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. **Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwarts**. 1989.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. 2010.

SACHSIDA, A. Testes de Exogeneidade sobre a Correlação Poupança Doméstica e Investimento. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Brasília. 1999.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. 1981.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, jan.1980.

TENHOFEN, J.; WOLFF, G. B.; HEPPKE-FALK, K. H. The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: A Disaggregated SVAR Analysis. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**, v. 230, n. 3, p. 328–355, 2010.

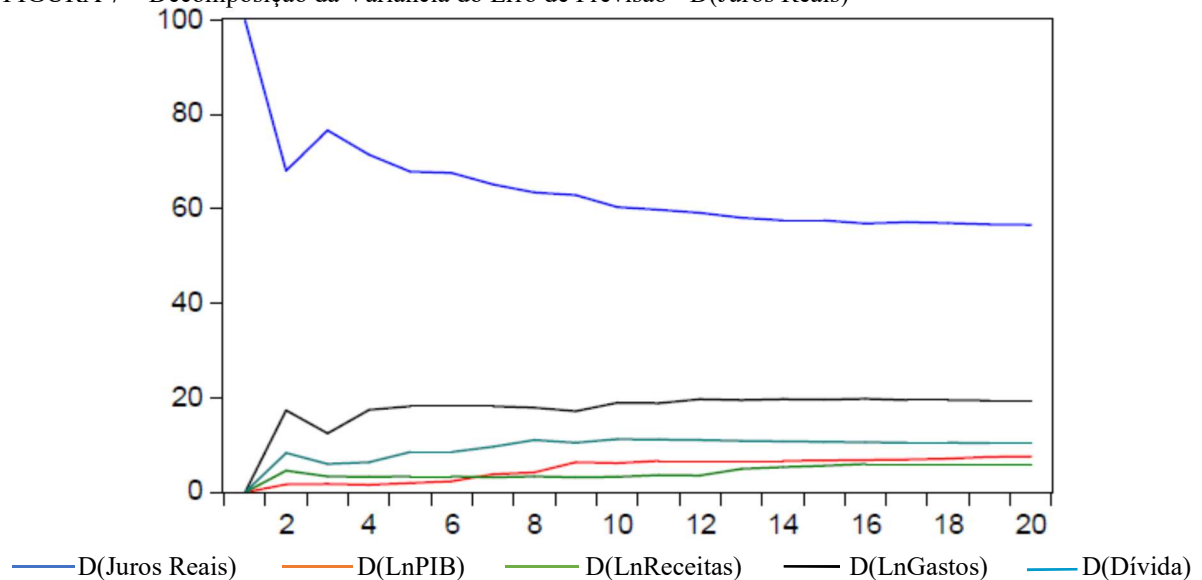
APÊNDICE A – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO

TABELA 18 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(Juros Reais)

Período	S.E.	D(Juros Reais)	D(LnPIB)	D(LnReceitas)	D(LnGastos)	D(Dívida)
1	0,2477	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,3290	68,0868	1,6850	4,5457	17,3535	8,3291
3	0,3903	76,5991	1,6996	3,3084	12,4685	5,9243
4	0,4114	71,4577	1,5374	3,2177	17,4121	6,3752
5	0,4246	67,9248	1,9542	3,3773	18,2200	8,5237
6	0,4292	67,6531	2,3362	3,3072	18,1792	8,5244
7	0,4429	65,1529	3,8254	3,1862	18,1596	9,6759
8	0,4596	63,5160	4,2115	3,3071	17,9476	11,0178
9	0,4722	62,9049	6,3069	3,1674	17,1398	10,4810
10	0,4825	60,4088	6,1491	3,2656	18,9102	11,2663
11	0,4866	59,8415	6,6221	3,5733	18,8418	11,1213
12	0,4897	59,1257	6,5961	3,5413	19,7040	11,0329
13	0,4941	58,0951	6,6295	4,9240	19,5138	10,8377
14	0,4963	57,6045	6,5958	5,3286	19,7271	10,7441
15	0,4991	57,5195	6,7167	5,5461	19,5866	10,6312
16	0,5021	56,9104	6,7838	5,9950	19,7402	10,5706
17	0,5051	57,1545	6,9396	5,9241	19,5215	10,4603
18	0,5057	57,0352	7,1139	5,9279	19,4746	10,4483
19	0,5076	56,7179	7,5086	5,9478	19,4148	10,4109
20	0,5082	56,6424	7,5421	5,9412	19,4548	10,4196

Fonte: Resultados da pesquisa.

FIGURA 7 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(Juros Reais)



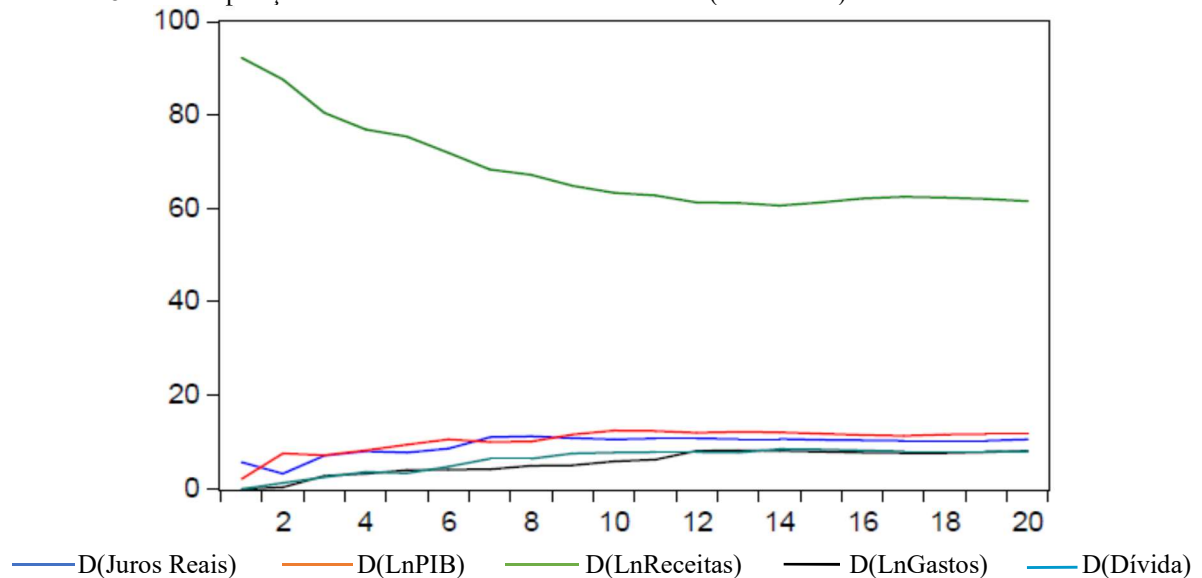
Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 19 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnReceitas)

Período	S.E.	D(Juros Reais)	D(LnPIB)	D(LnReceitas)	D(LnGastos)	D(Dívida)
1	0,0573	5,6582	2,1375	92,2042	0,0000	0,0000
2	0,0846	3,2040	7,6115	87,6158	0,3368	1,2319
3	0,0887	7,1033	7,1781	80,4591	2,7484	2,5111
4	0,0921	8,0517	8,2205	76,8782	3,2703	3,5794
5	0,0951	7,7374	9,4382	75,4383	4,0274	3,3587
6	0,0974	8,6080	10,6240	71,9231	4,1153	4,7296
7	0,1006	11,0366	9,9970	68,3563	4,1444	6,4657
8	0,1015	11,2770	10,1295	67,2588	4,9075	6,4273
9	0,1034	10,8741	11,6147	64,8500	5,0459	7,6153
10	0,1049	10,5786	12,4265	63,3307	5,9121	7,7522
11	0,1054	10,7870	12,3407	62,7951	6,2542	7,8231
12	0,1069	10,7450	12,0310	61,2964	8,0994	7,8283
13	0,1071	10,7048	12,1496	61,1545	8,1894	7,8017
14	0,1078	10,6407	12,0595	60,6452	8,1361	8,5185
15	0,1091	10,4709	11,7762	61,3276	7,9779	8,4473
16	0,1107	10,3924	11,5161	62,0939	7,7636	8,2340
17	0,1118	10,3308	11,3720	62,5141	7,7119	8,0712
18	0,1123	10,3146	11,5850	62,3448	7,6679	8,0877
19	0,1126	10,3120	11,6962	62,0633	7,8809	8,0476
20	0,1132	10,6234	11,7017	61,5278	8,1523	7,9948

Fonte: Resultados da pesquisa.

FIGURA 8 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnReceitas)



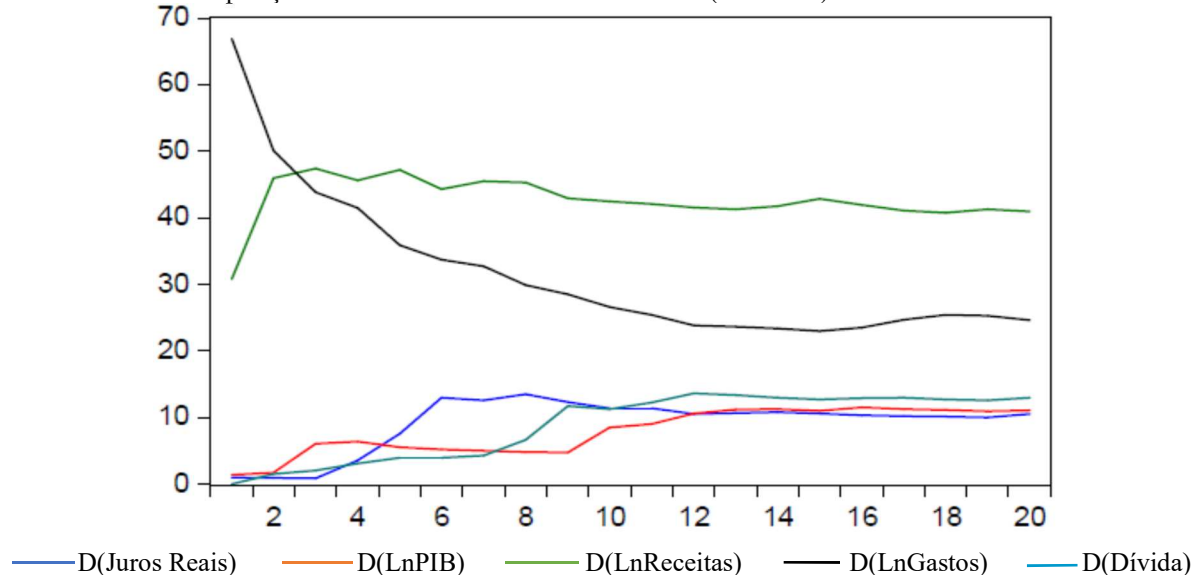
Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 20 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnGastos)

Período	S.E.	D(Juros Reais)	D(LnPIB)	D(LnReceitas)	D(LnGastos)	D(Dívida)
1	0,0388	0,9234	1,3672	30,8060	66,9034	0,0000
2	0,0533	0,8598	1,6544	45,9031	50,1018	1,4809
3	0,0577	0,7927	6,0223	47,3645	43,8158	2,0048
4	0,0602	3,5498	6,3251	45,6208	41,4707	3,0336
5	0,0648	7,5072	5,4992	47,2006	35,8872	3,9058
6	0,0669	12,9227	5,1720	44,2997	33,6691	3,9365
7	0,0681	12,5185	5,0045	45,4822	32,7264	4,2683
8	0,0712	13,4728	4,7448	45,2766	29,8748	6,6310
9	0,0786	12,2486	4,7403	42,8725	28,4502	11,6884
10	0,0817	11,3385	8,4482	42,4605	26,5400	11,2130
11	0,0836	11,3647	8,9917	42,0702	25,3808	12,1927
12	0,0869	10,5321	10,5421	41,5078	23,8155	13,6026
13	0,0877	10,6368	11,1542	41,2582	23,5933	13,3574
14	0,0892	10,7414	11,2228	41,7450	23,3591	12,9317
15	0,0903	10,5562	10,9648	42,8647	22,9333	12,6809
16	0,0914	10,2927	11,4988	41,8981	23,4686	12,8417
17	0,0926	10,1504	11,2320	41,0303	24,6584	12,9289
18	0,0936	10,1131	11,0945	40,7312	25,4132	12,6480
19	0,0945	9,9909	10,9145	41,2559	25,2727	12,5660
20	0,0961	10,5192	11,0255	40,9042	24,5811	12,9700

Fonte: Resultados da pesquisa.

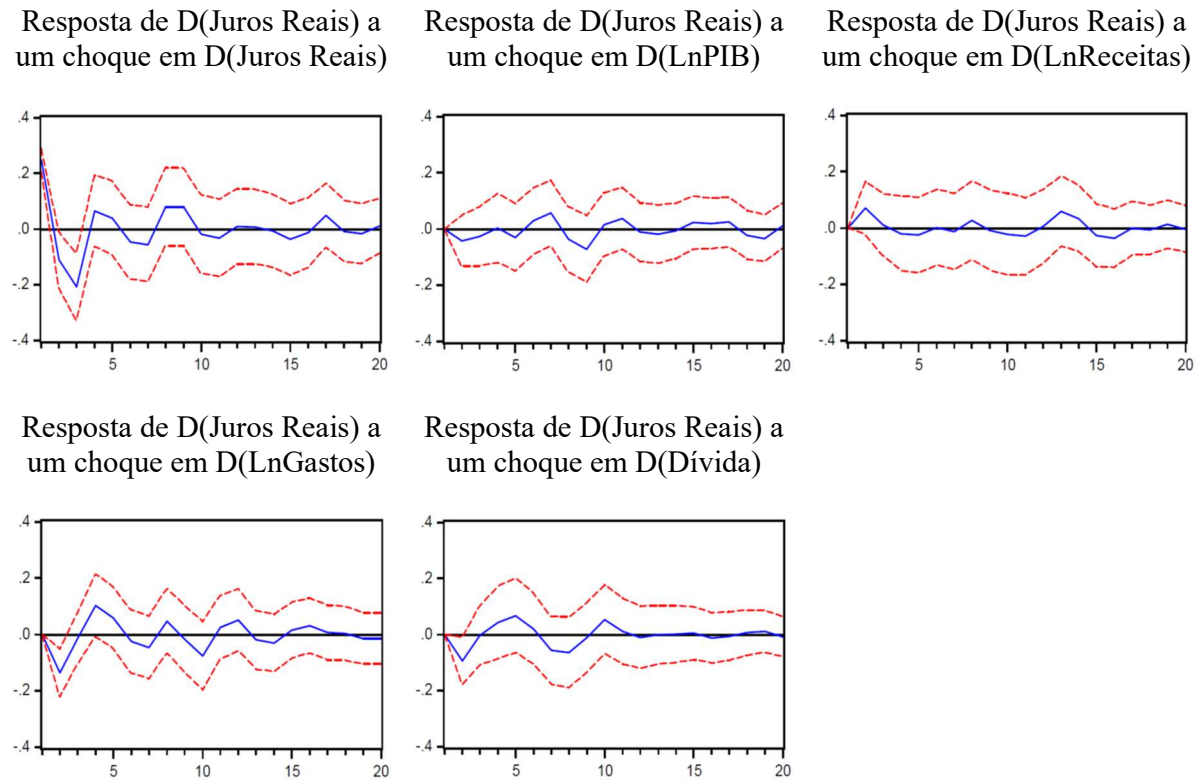
FIGURA 9 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão - D(LnGastos)



Fonte: Resultados da pesquisa.

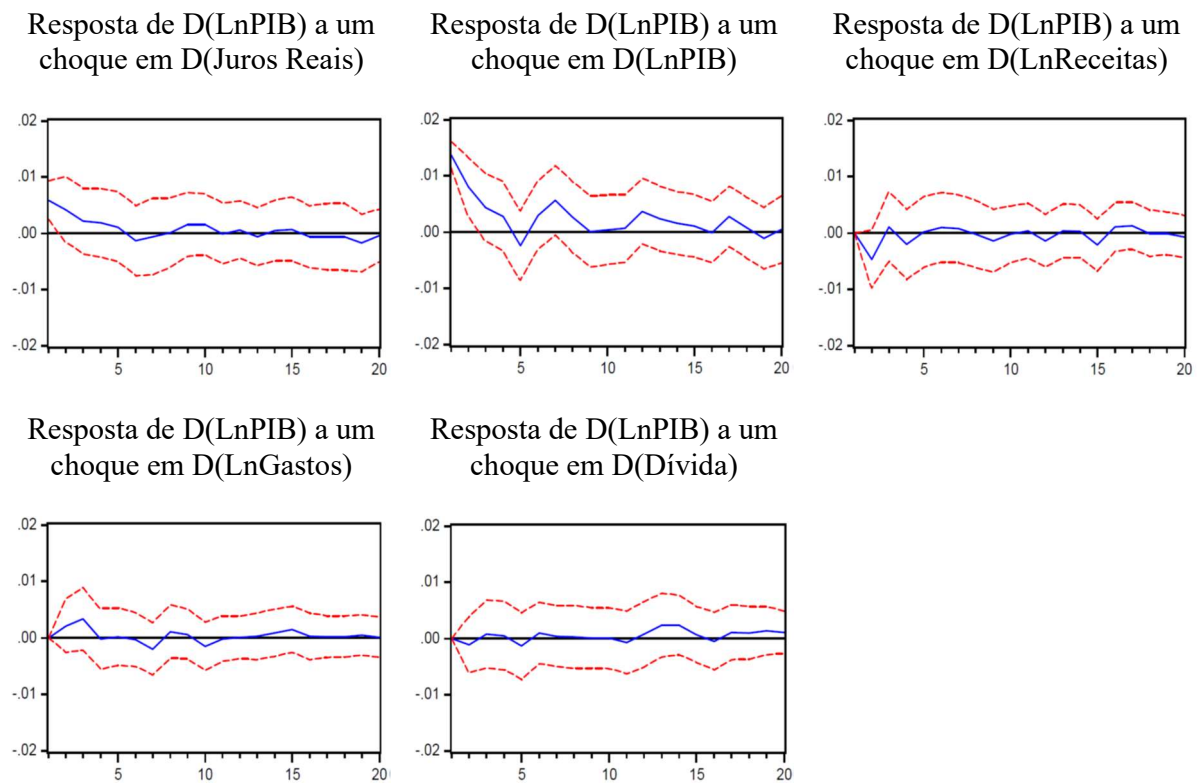
APÊNDICE B – FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA

FIGURA 10 – Impulso Resposta: resposta de D(Juros Reais) a choques nas demais variáveis

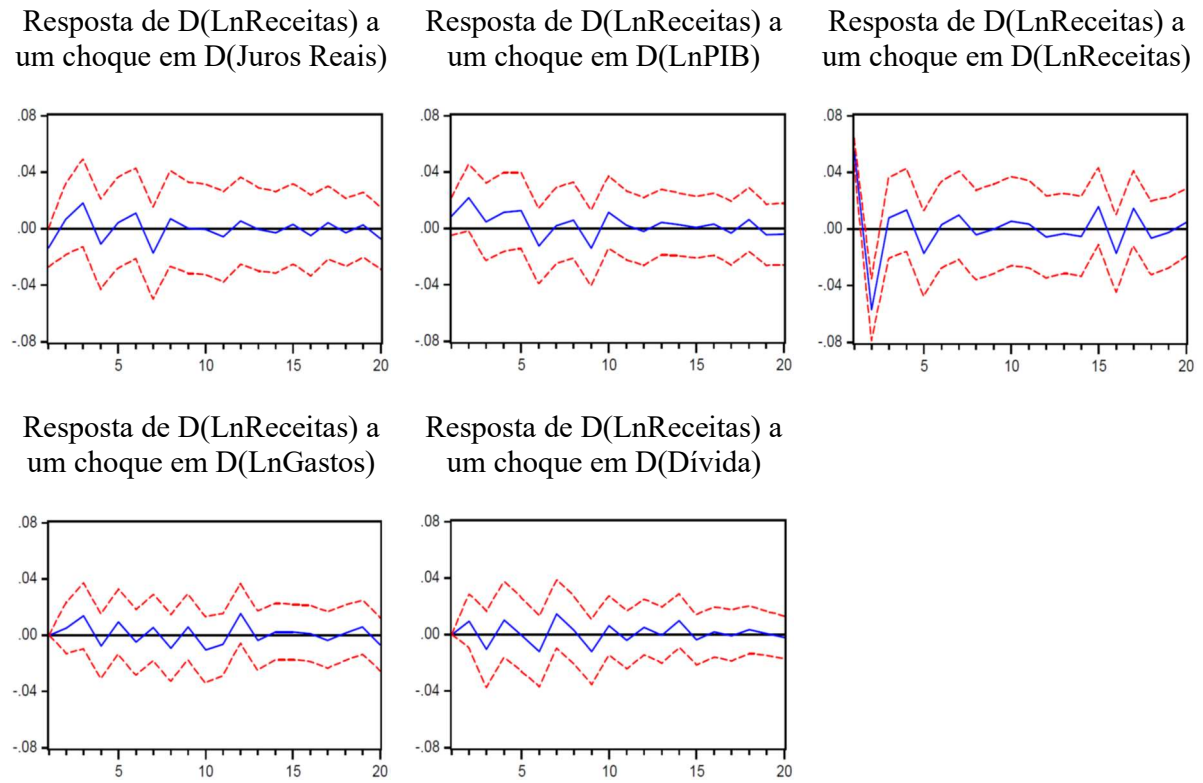


Fonte: Resultados da pesquisa.

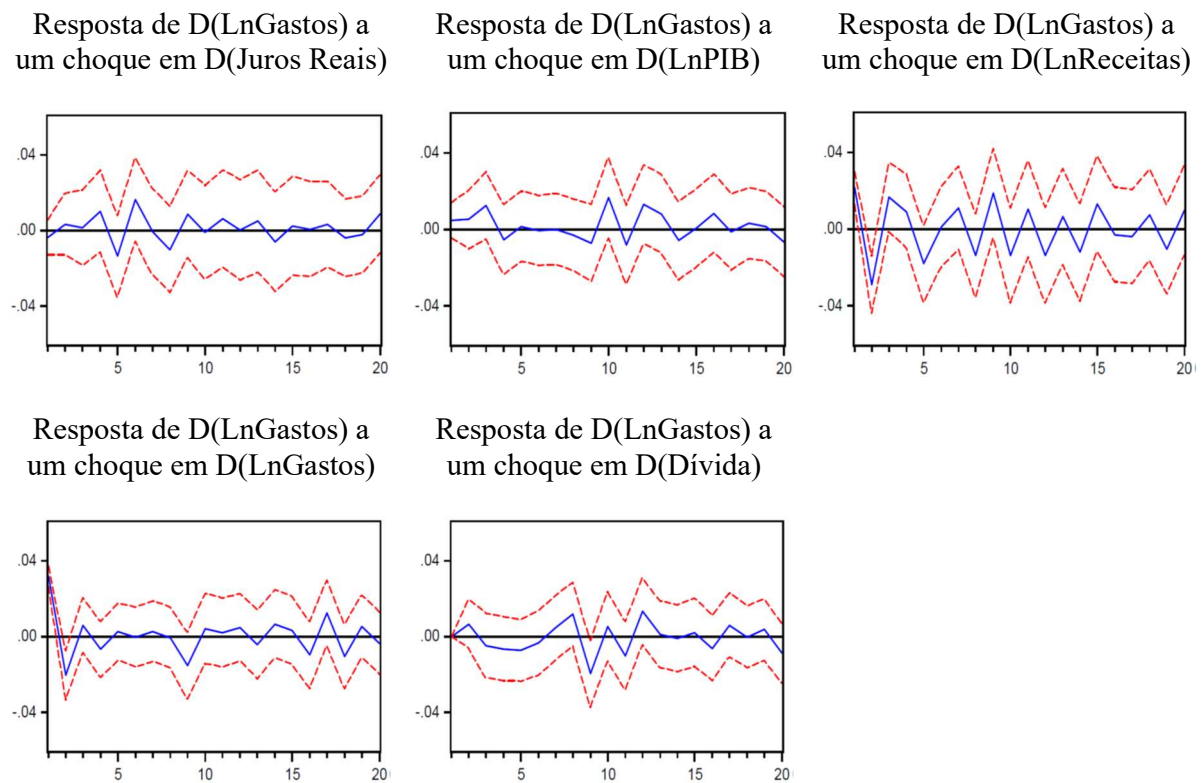
FIGURA 11 – Impulso Resposta: resposta de D(LnPIB) a choques nas demais variáveis



Fonte: Resultados da pesquisa.

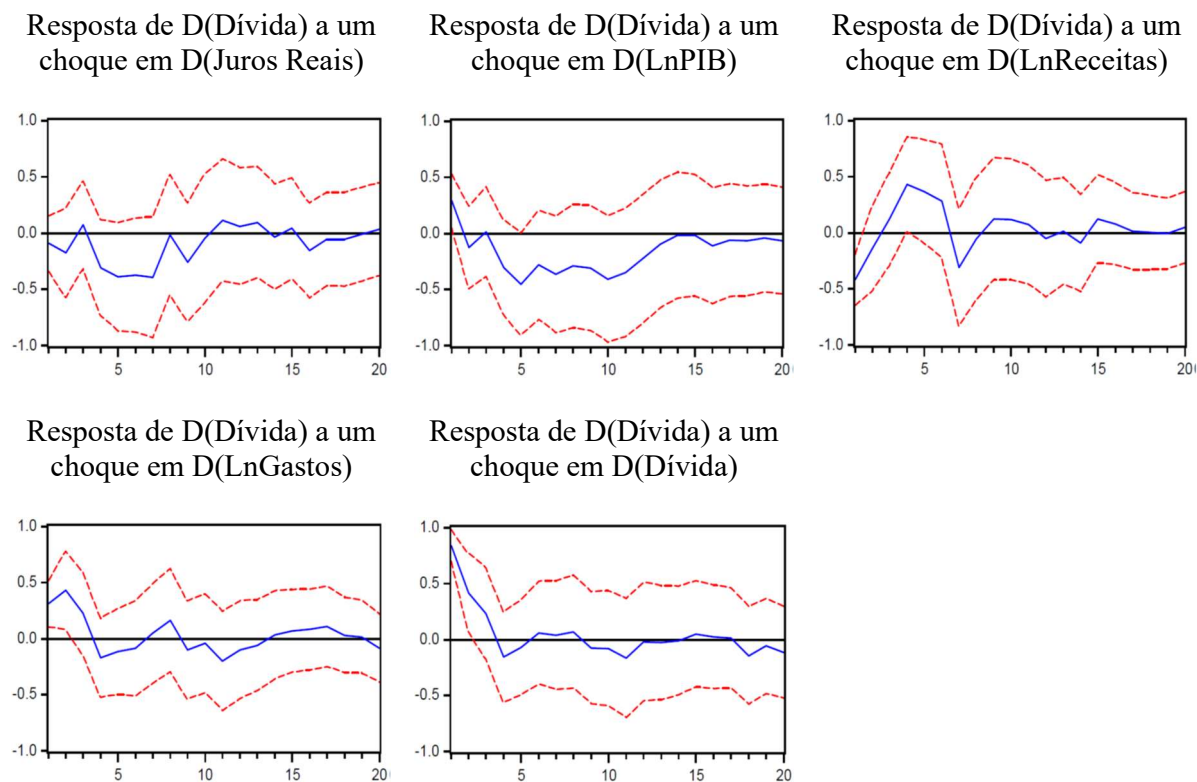
FIGURA 12 – Impulso Resposta: resposta de $D(\text{LnReceitas})$ a choques nas demais variáveis

Fonte: Resultados da pesquisa.

FIGURA 13 – Impulso Resposta: resposta de $D(\text{LnGastos})$ a choques nas demais variáveis

Fonte: Resultados da pesquisa.

FIGURA 14 – Impulso Resposta: resposta de D(Dívida) a choques nas demais variáveis



Fonte: Resultados da pesquisa.