

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ATUÁRIA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

**Os impactos de choques na política fiscal levando em consideração o nível da
razão dívida-PIB - uma análise do caso brasileiro entre 1997 e 2021**

Lucas Daniel Duarte N^oUSP: 10267021

Prof^a Orientadora: Fabiana Fontes Rocha

SÃO PAULO
2021

Lucas Daniel Duarte

Autor

Fabiana Fontes Rocha

Orientadora

Os impactos de choques na política fiscal levando em consideração o nível da razão dívida-PIB - uma análise do caso brasileiro entre 1997 e 2021

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de São Paulo, como requisito para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Fabiana Fontes Rocha

Coordenador: Rafael de Vasconcelos Xavier Ferreira

SÃO PAULO
2021

FICHA CATALOGRÁFICA

Duarte, Lucas Daniel

Os impactos de choques na política fiscal levando em consideração o nível da razão dívida-PIB - uma análise do caso brasileiro entre 1997 e 2021– São Paulo, 2021.

75 páginas

Área de concentração: Economia Geral

Orientador: Prof. Dra. Fabiana Fontes Rocha

Monografia - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo

1. Política fiscal; 2. Dívida pública; 3. Atividade econômica

Dedico este trabalho a toda minha família e namorada, que sempre tornam a vida mais leve e interessante;

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família, que estiveram ao meu lado durante períodos difíceis;

Para minha namorada, que sempre me apoiou e com quem quero compartilhar muitas outras conquistas;

Aos professores e professoras, amigos e amigas, e toda a equipe da FEA-USP, que sempre contribuíram muito para minha formação pessoal, acadêmica e profissional;

À minha orientadora, sem a ajuda da qual isso não seria possível,

Muito obrigado.

“Education never ends, Watson. It is a series of lessons, with the greatest for the last.”

Arthur Conan Doyle

SUMÁRIO

LISTA DE GRÁFICOS	VI
LISTA DE TABELAS	VII
RESUMO.....	VIII
ABSTRACT.....	IX
1 INTRODUÇÃO	11
2 REVISÃO DE LITERATURA	14
3 MATERIAL E MÉTODO	22
3.1 MÉTODO.....	22
3.2 DADOS.....	26
3.3 PROCESSO DE TRATAMENTO DAS SÉRIES	29
3.3.1 SÉRIES MENSASIS – DEFLACIONAMENTO	29
3.3.2 SÉRIES TRIMESTRAIS - DEFLACIONAMENTO	34
3.3.3 TAXA DE JUROS NOMINAL IMPLÍCITA NA DÍVIDA	38
3.3.4 AJUSTE SAZONAL	41
4 RESULTADOS.....	44
4.1 ESTIMAÇÃO DO MODELO	44
4.2 CHOQUE DE GASTOS PÚBLICOS.....	54
4.3 CHOQUE DE TRIBUTAÇÃO.....	58
4.4 INCLUSÃO DA TAXA DE JUROS REAL COMO VARIÁVEL ENDÓGENA NO VAR	61
5 CONCLUSÕES	69
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	71

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – EVOLUÇÃO DAS SÉRIES ORIGINAIS	28
GRÁFICO 2 - PARTICIPAÇÃO DA DÍVIDA POR ESFERA GOVERNAMENTAL (JANEIRO DE 1998 A SETEMBRO DE 2021)	29
GRÁFICO 3 - EVOLUÇÃO DAS RECEITAS LÍQUIDAS EM FREQUÊNCIA MENSAL - CORRENTE E DEFLACIONADA (JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021)	32
GRÁFICO 4 - EVOLUÇÃO DAS DESPESAS TOTAIS EM FREQUÊNCIA MENSAL – CORRENTE E DEFLACIONADA (JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021)	32
GRÁFICO 5 - EVOLUÇÃO DAS RECEITAS LÍQUIDAS, DESPESAS TOTAIS E RESULTADO PRIMÁRIO EM FREQUÊNCIA TRIMESTRAL – 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)	33
GRÁFICO 6 - EVOLUÇÃO DA DÍVIDA LÍQUIDA DO GOVERNO CENTRAL EM FREQUÊNCIA MENSAL – CORRENTE E DEFLACIONADA (JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021) (R\$ MILHÕES)	33
GRÁFICO 7 - EVOLUÇÃO DA DÍVIDA LÍQUIDA DO GOVERNO CENTRAL – TRIMESTRAL (1T1997 A 2T2021) (R\$ MILHÕES)	34
GRÁFICO 8: EVOLUÇÃO DA INFLAÇÃO (IPCA) ACUMULADA NO TRIMESTRE – 1T1997 A 2T2020	36
GRÁFICO 9 - EVOLUÇÃO DO PIB TRIMESTRAL CORRENTE E DEFLACIONADO – 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)	36
GRÁFICO 10 - EVOLUÇÃO DO PIB CORRENTE E DEFLACIONADO ACUMULADO NOS ÚLTIMOS 4 TRIMESTRES – 1997 A 2021 (R\$ MILHÕES)	37
GRÁFICO 11 - EVOLUÇÃO DA RAZÃO DÍVIDA/PIB, CALCULADA EM FREQUÊNCIA TRIMESTRAL – 1T1997 A 2T2021	37
GRÁFICO 12 - EVOLUÇÃO DA TAXA DE JUROS NOMINAL, TAXA DE JUROS REAL E INFLAÇÃO (IPCA) – JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021	40
GRÁFICO 13 - EVOLUÇÃO DAS SÉRIES DE JUROS NOMINAIS, JUROS REAIS E CORREÇÃO MONETÁRIA – JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021, DEFLACIONADOS PELO IPCA MENSAL (R\$ MILHÕES)	40
GRÁFICO 14 - EVOLUÇÃO DO PIB DEFLACIONADO COM E SEM AJUSTE SAZONAL – 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)	41
GRÁFICO 15 - EVOLUÇÃO DAS DESPESAS TOTAIS DEFLACIONADO COM E SEM AJUSTE SAZONAL – 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)	42
GRÁFICO 16 - EVOLUÇÃO DAS RECEITAS LÍQUIDAS DEFLACIONADA COM E SEM AJUSTE SAZONAL – 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)	42
GRÁFICO 17: TESTE CUSUM PARA AS VARIÁVEIS DO MODELO (NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%)	46
GRÁFICO 18: TESTE CUSUM-SQ PARA AS VARIÁVEIS DO MODELO (NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%)	47
GRÁFICO 19: TESTE CUSUM (1997:T1 ATÉ 2008:T4) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]	48
GRÁFICO 20: TESTE CUSUM-SQ (1997:T1 ATÉ 2008:T4) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]	49
GRÁFICO 21: TESTE CUSUM (2009:T1 ATÉ 2021:T2) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]	49
GRÁFICO 22: TESTE CUSUM-SQ (2009:T1 ATÉ 2021:T2) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]	50

GRÁFICO 23: AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS	53
GRÁFICO 24: FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA: MODELO SEM DÍVIDA/PIB	56
GRÁFICO 25: FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA: MODELO COM DÍVIDA/PIB	57
GRÁFICO 26: FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA: MODELO SEM DÍVIDA/PIB	59
GRÁFICO 27: FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA: MODELO COM DÍVIDA/PIB	60
GRÁFICO 28: TESTE CUSUM (1997:T1 ATÉ 2021:T2) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]	64
GRÁFICO 29: TESTE CUSUM-SQ (1997:T1 ATÉ 2021:T2) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]	65
GRÁFICO 30: FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA: MODELO SEM DÍVIDA/PIB	65
GRÁFICO 31: FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA: MODELO COM DÍVIDA/PIB	67

LISTA DE TABELAS

TABELA 1: IPCA, ÍNDICE DE PREÇOS E FATOR DE DEFLACIONAMENTO - JAN/2020 A JUN/2021	31
TABELA 2: IPCA MENSAL E TRIMESTRAL - JANEIRO DE 2020 A JUNHO DE 2021	35
TABELA 3: DEFASAGENS DAS VARIÁVEIS ENDÓGENAS	45
TABELA 4: COEFICIENTES ESTIMADOS DO MODELO SEM DÍVIDA	45
TABELA 5: TESTE DE CHOW PARA QUEBRA ESTRUTURAL	51
TABELA 6: TESTE DE BREUSCH-GODFREY	52
TABELA 7: DEFASAGENS DAS VARIÁVEIS ENDÓGENAS NO VAR COM TAXA DE JUROS REAL	62
TABELA 8: COEFICIENTES DO VAR COM JUROS REAIS	62
TABELA 9: TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO RESIDUAL DE BREUSCH-GODFREY	63

RESUMO

Os impactos de choques na política fiscal levando em consideração o nível da razão dívida-PIB - uma análise do caso brasileiro entre 1997 e 2021

Objetivo: Analisar os efeitos de choques de política fiscal do Governo Central, definido como o Governo Federal e Banco Central, sobre o produto, sob dois modelos VAR diferentes: um que inclui a razão dívida/PIB como variável e outro que a exclui, a fim de analisar se, durante o período analisado, a inclusão da variável de fato faz diferença nas estimações das funções de impulso-resposta e na resposta do produto. **Material e Método:** Serão utilizados séries em frequências trimestrais das receitas e gastos do Governo Federal, bem como da dívida líquida do Governo Central, do PIB, e da taxa de juros real, calculada implicitamente com dados de juros nominais e dívida líquida e dados de inflação. Para a série de inflação, será utilizada o IPCA, que também será usado para deflacionar as séries trimestrais. Além disso, as séries de PIB, gastos e receitas serão dessazonalizadas pelo método X-13 ARIMA SEATS, e usadas em log no modelo. Ainda, com essas séries, serão estimados dois modelos VAR, tanto na forma irrestrita quanto na forma estrutural, além das funções de impulso-resposta para comparação dos resultados. **Resultados:** Encontra-se que no período analisado, a inclusão da variável dívida/PIB não fez diferença na estimação das FRI, com resultados parecidos em ambos modelos. Além disso, encontra-se possíveis efeitos não-keynesianos associados a choques tributários, no qual um aumento dos tributos possuiria efeitos de curto prazo positivos no PIB. **Conclusão:** A análise empírica da política fiscal continua importante, pois o período analisado e sua conjuntura econômica pode influenciar no comportamento das variáveis fiscais e seus impactos na atividade econômica, tal que talvez seja interessante avaliar em qual conjuntura uma política fiscal pode ser mais ou menos eficaz em termos de impactos sobre o nível de atividade econômica.

Descritores: Política Fiscal, funções impulso-resposta, modelos VAR, dívida pública

JEL: C32, E01, E10, E62, H60

ABSTRACT

The impacts of fiscal policy shocks when the ratio of public debt to GDP is taken into consideration – an analysis of the Brazilian case between 1997 and 2021

Purpose: To analyse the effects of fiscal policy shocks of the Central Government, defined as the Federal Government and the Central Bank, in GDP, under two different VAR models: one that includes the ratio of public debt to GDP as an exogenous variable and another that excludes it, in an effort to analyse if, during the period of 1997 to 2021, the inclusion of said variable affects the estimations of the impulse-response functions. **Material and Method:** The series will be in quarterly frequency of federal liquid revenues and total expenses, Central Government Liquid Debt, GDP, real interest rate and inflation. For the inflation series, we'll utilize the IPCA index, which also will be used to deflate the quarterly data. Also, the series will be seasonally adjusted by the X-13 ARIMA SEATS method and used in logarithms in the estimations. With these series we'll estimate the VAR model, both unrestricted and in its structural form and with them, the impulse-response functions for the result comparison. **Results:** The results show that the public debt to GDP ratio does not affect the estimation of the impulse response function in the analysis period, with very similar impacts in both models. However, there is a possibility that non-keynesian effects associated with a shock to liquid revenues were detected in the model, in which an expansion of said revenues may have short-term positive effects in GDP. **Conclusion:** The empirical analysis of fiscal policy remains important, since the analysis period and its economic situation may affect the behavior of fiscal variables and its impacts on the economic activity, hinting that it may be interesting to evaluate in which economic situation fiscal policy is more or less effective in its impacts on general economic activity.

Key words: Fiscal Policy, impulse response-function, VAR models, public debt.

JEL: C32, E01, E10, E62, H63

1 INTRODUÇÃO

1 INTRODUÇÃO

O presente trabalho busca analisar os efeitos de choques fiscais sobre o produto, levando em consideração a razão dívida/PIB de maneira explícita no modelo de Vetores Autorregressivos (VAR, daqui em diante) no caso brasileiro. A escolha por esse modelo se dá a partir de Blanchard & Perotti (2002), no qual eles argumentam que a estrutura do VAR é o mais adequado para análise da questão por duas razões: a política fiscal se move por diferentes razões, dentro das quais a estabilização do produto não é o objetivo central – podendo ser caracterizado como um choque exógeno sobre o produto – e devido aos lags de implementação, dificilmente há uma resposta contemporânea da política fiscal à choques na atividade. Com isso em mente, pode-se avaliar os efeitos dinâmicos da política fiscal sobre o produto. Por outro lado, Favero & Giavazzi (2011) notam que boa parte dos trabalhos empíricos que analisam a questão por meio de modelos VAR, quase nenhum utiliza a variável dívida/PIB de maneira explícita, o que seria problemático por duas razões: dado uma política fiscal, o nível da razão dívida/PIB acarretará em alguma resposta por parte do governo, seja em gastos ou impostos, a fim de estabilizar a dívida ; além disso, as taxas de juros dependem também do prêmio de risco, que pode ser afetado pela dinâmica da dívida – levando a uma trajetória da taxa de juros bem diferente caso a dívida/PIB se torne explosiva após uma expansão fiscal – cuja implicação é que, a não inclusão dessa variável no modelo fará com que as funções impulso-resposta estimadas estejam viesadas, estimando efeitos sobre o nível de atividade maiores do que eles realmente são. Com isso em mente, o presente trabalho busca ser uma extensão do trabalho de Cavalcanti & Silva (2010), que aplicam a metodologia desenvolvida por Favero & Giavazzi (2011) no caso brasileiro, entre o período de 1995 a 2007, buscando resolver alguns dos problemas que os autores encontraram, geralmente associados à uma base de dados relativamente pequena.

Não obstante, este trabalho está organizado em 5 seções, incluindo esta introdução. A seção 2 trará uma breve revisão da literatura empírica que busca analisar os efeitos de choques fiscais sobre a atividade econômica. A

seção 3 explicará a metodologia e o processo de obtenção e tratamento dos dados que serão utilizados nas estimações. A seção 4 apresentará os resultados encontrados e, por fim, a seção 5 irá concluir o trabalho com a discussão dos resultados e considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2 REVISÃO DE LITERATURA

Quando se fala de política fiscal, há diferentes abordagens teóricas que buscam analisar seus efeitos sobre o nível do produto e seus diferentes componentes. Uma abordagem, que podemos chamar de keynesiana, nos diz que o efeito sobre o nível de atividade de uma expansão fiscal é positivo – e, além disso, que o aumento do nível de atividade será maior do que simplesmente o aumento fiscal, uma vez que os efeitos econômicos se propagam pela economia via efeito multiplicador. Porém, além dessa, há pelo menos duas outras abordagens teóricas que diferem em seus resultados para o mesmo choque fiscal. A primeira visão, apresentada por Barro (1974), por vezes chamada de Equivalência Ricardiana ou Proposição Ricardo-Barro, afirma, em linhas gerais, que a política fiscal pode ser neutra sobre o nível de atividade – uma vez que os agentes antecipam a necessidade do governo de satisfazer sua restrição orçamentária e, dessa forma, poupam os ganhos de renda advindo de uma redução de impostos a fim de pagar tributações futuras, anulando, portanto, o possível efeito positivo que a redução de impostos teria sobre o produto. A segunda visão, alinhada com a tradição neoclássica, afirma que a política fiscal influencia o setor privado principalmente via oferta e pode ser financiada de duas maneiras: taxaçoão distorciva ou taxaçoão não-distorciva. Assim, se a política fiscal expansionista for financiada por taxaçoão distorciva, há uma redução do incentivo para investir e ou trabalhar, levando a uma redução da oferta de mão de obra e, conseqüentemente, do produto. Por outro lado, se o mesmo choque de política fiscal for financiado via taxaçoão não-distorciva, o efeito contrário ocorre. Ainda, há um papel das expectativas quanto à solvência do setor público – em casos de elevado endividamento público, uma contraçoão fiscal pode melhorar tais expectativas tal que o nível do consumo e investimento aumente, e conseqüentemente, do produto também. Portanto, essa visão teórica aventa para a possibilidade de efeitos “não-keynesianos” para a política fiscal.

Porém, de acordo com Fatás & Mihov (2001), a análise empírica desta questão não ganhou tanta atenção relativamente ao corpo de literatura

empírica acerca da política monetária, apesar de sua relevância.

Parte da dificuldade da análise empírica dessa questão pode ser atribuída a uma heterogeneidade grande de resultados. Segundo Baumann et al. (2019), ao comparar choques da política monetária e fiscal para diferentes economias desenvolvidas e emergentes, encontrou-se que há uma homogeneidade maior dos efeitos da política monetária sobre o produto, enquanto que os efeitos da política fiscal são diferentes para diferentes economias, mas geralmente associados com multiplicadores maiores para economias desenvolvidas. Não obstante, Jooste et al. (2013) reportam uma sensibilidade muito grande dos estimadores de multiplicadores fiscais à diferentes metodologias, restrições de identificação, mudanças estruturais e efetividade de implementação da política fiscal.

Porém, nas últimas décadas a questão ganhou maior relevância, germinando diferentes linhas de pesquisas que podem ser classificadas em três grandes grupos: estudo dos efeitos macroeconômicos de planos de consolidação fiscal¹; capacidade de estabilização de variáveis de política fiscal – isto é, qual é a capacidade de impostos e sistemas de transferência em estabilizar choques regionais e/ou flutuações macroeconômicas agregadas; e por fim, a análise dos efeitos dinâmicos de uma política fiscal discricionária em variáveis macroeconômicas, que passa a ser analisada a partir de modelos estruturais de Vetores Autorregressivos (VAR, daqui em diante) por Blanchard & Perotti (2002), metodologia usualmente utilizada para estudar a política monetária, a partir de dois argumentos justificando o motivo pelo qual essa metodologia é mais adequada para estudar os efeitos dinâmicos da política fiscal:

¹ Convém mencionar que Alesina et al. (2018) busca resumir parte dessa literatura, encontrando evidências empíricas que apontam na direção de efeitos “não-keynesianos” a depender da forma como esses planos são formulados – se *Expenditure Based (EB)* ou *Taxed Based (TB)*.

“First, in contrast to monetary policy, fiscal variables move for many reasons, of which output stabilization is rarely predominant; in other words, there are exogenous (with respect to output) fiscal shocks. Second, again in contrast to monetary policy, decision and implementation lags in fiscal policy imply that, at high enough frequency—say, within a quarter—there is little or no discretionary response of fiscal policy to unexpected contemporaneous movements in activity. Thus, with enough institutional information about the tax and transfer systems, one can construct estimates of the automatic effects of unexpected movements in activity on fiscal variables, and, by implication, obtain estimates of fiscal policy shocks. Having identified these shocks, one can then trace their dynamic effects on GDP and its components.” (BLANCHARD & PEROTTI, 2002).

Para tanto, os autores analisam o período de 1947:1 a 1997:4 nos Estados Unidos, utilizando um modelo de vetores autoregressivos com três variáveis endógenas – o produto, os gastos e impostos, todos em logaritmos, em termos reais e per capita. Assim, o resultado geral que os autores encontram apoiam a visão keynesiana tradicional – se há aumento dos gastos governamentais, há também aumento do produto e se há aumento dos tributos, há redução do produto. Porém, os efeitos sobre os componentes do produto contrastam com ambas as teorias: por um lado, os autores encontram que há um efeito positivo dos gastos governamentais sobre o consumo privado – uma implicação direta de praticamente todos os modelos keynesianos – enquanto que aumentos em gastos e impostos possuem efeitos negativos e fortes sobre o investimento privado, alinhado com a tradição neoclássica, porém difíceis de reconciliar com a teoria keynesiana, que prevê efeitos contrários do aumento de gastos e taxaço sobre o investimento.

Analisando então o caso espanhol durante o período de 1980:1 a 2001:2, de Castro (2006) também aplica a metodologia VAR, chegando a diversas conclusões. Primeiro, que o multiplicador do gasto do governo é

ligeiramente maior do 1 no curto prazo, mas negativo no médio e longo prazo. Porém, para a década de 90 na Espanha, estes efeitos não foram significativos. Além, concluiu também que um choque de impostos líquido produz multiplicadores do produto positivos no curto prazo e que os gastos do governo produzem efeitos de mesmo sinal nos preços, enquanto que um aumento dos impostos líquidos produz uma resposta negativa dos preços. Por último, choques em variáveis fiscais produzem repostas significativas da taxa de juros nominal e que as respostas do produto ou dos preços podem ser significativamente diferentes a depender do componente de gasto ou de impostos, apresentando, novamente, resultados tanto keynesianos quanto “não-keynesianos”. Ainda, o trabalho de Mountford & Uhlig (2009), amplamente revisado de versões anteriores, analisam a economia americana durante o período de 1955:1 a 2000:4, estendendo a metodologia de identificação agnóstica de Uhlig (2005), que consiste em impor restrições mínimas para conseguir isolar os efeitos de política fiscal do ciclo de negócios e de choques de política monetária, encontrando que, dentre três cenários de expansão fiscal – aumento do gasto financiado por déficit, aumento do gasto com orçamento equilibrado e corte de impostos financiado por déficit – o melhor para estimular a economia parece ser o último, além do efeito crowding out do investimento em ambos cenários com déficit. Não obstante, vale mencionar os trabalhos de Yadav & Sharma (2010), que aplicam modelos de VAR estrutural para analisar a economia indiana, entre 1997:1 e 2009:4, encontrando resultados tradicionalmente keynesianos no curto prazo, mas com respostas mais incertas no longo prazo. Contudo, os impactos são maiores quando o choque fiscal vem pelo lado dos impostos e não pelo lado dos gastos. Ainda, Jooste et al. (2013) analisam a economia sul-africana no período de 1970:1 a 2010:4, encontrando que a política fiscal de fato foi eficiente em estimular o produto e o consumo, com a diferença de que aumentos persistentes ao longo do tempo de gastos tende a reduzir sua efetividade em termos de estímulo de variáveis macroeconômicas.

Voltando-se agora para o caso brasileiro, de acordo com Cavalcanti & Silva (2010), não há muitos trabalhos e seus resultados são ambíguos. Porém,

vale destacar alguns destes trabalhos, em especial. O primeiro, Peres & Ellery Jr. (2009), apoiando-se na metodologia de Blanchard & Perotti (2002), busca analisar o período de 1994:1 a 2005:4, encontrando resultados que vão de acordo com a teoria keynesiana: um choque nos gastos leva a uma reação positiva do produto, enquanto que para um choque nos impostos há uma reação negativa do produto. Ainda, encontra-se que um esforço fiscal equilibrado – definido como a redução simultânea e de igual proporção nos gastos e impostos gera um crescimento do produto e uma deterioração das contas públicas. O segundo trabalho, Mendonça et al. (2009), aplicando a metodologia de Mountford & Uhlig (2009) para o período de 1995:1 a 2007:4, com resultados que diferem daqueles originalmente previstos pela teoria keynesiana – enquanto que um aumento dos gastos do governo aumentam a probabilidade da elevação do consumo privado, também aumenta a probabilidade de decréscimo do produto – indicando que algum componente do produto está diminuindo – os autores argumentam que pode haver um forte de efeito crowding out do investimento. Com relação a um aumento das receitas líquidas, há 56,6% de probabilidade de que o PIB reagirá negativamente, mas com possibilidade de reagir positivamente no longo prazo. Outro trabalho interessante é Moura et al. (2020), que busca construir um índice de fragilidade fiscal e analisar o comportamento cíclico da política fiscal no Brasil por meio de um VAR – encontra-se, curiosamente, que choques exógenos na fragilidade fiscal não geraram respostas estatisticamente significantes em variáveis macroeconômicas, sugerindo que a deterioração de contas públicas não são, por si só, responsáveis por comprometer o desempenho da economia. Sobre os efeitos de choques na política fiscal sobre variáveis do mercado de trabalho, pode-se citar Carvalho et al. (2013). Assim, os autores encontram que um choque positivo nos gastos do governo gera efeitos positivos sobre o produto e emprego, mas não necessariamente sobre o salário real. O efeito sobre este irá depender, essencialmente, do regime de preços vigente na economia – se rígidos ou não. Sob rigidez de preços, há uma elevação do salário real e sob a hipótese alternativa, uma redução. Interessante também citar Ackon (2013), que encontra, para o período de

1997:1 a 2008:4, efeitos nulos sobre o PIB de um choque na política fiscal, no curto prazo, mas com respostas positivas no longo prazo. Ainda, argumenta que a alocação extra de recursos governamentais em atividades que não geram nenhum tipo de externalidade que acaba por entrar na função de produção (como investimentos em infraestrutura, por exemplo) removem recursos da economia brasileira.

Trazendo variáveis financeiras para o modelo, o trabalho de Soave (2015) busca criar um índice de condições financeiras para determinar o regime financeiro da economia – se de liquidez mais ampla ou restritiva – e o aplica na metodologia VAR buscando analisar os efeitos de choques fiscais, encontrando que, independentemente do regime associado, os impactos em termos de produto e consumo privado são positivos, ainda que haja diferenças significativas em termos de dinâmica, magnitude e persistência dos choques.

Outro trabalho que traz resultados interessantes é o de Moraes & Divino (2019), que analisa os efeitos da composição da dívida pública sobre a dinâmica da economia e sua interação com a política monetária, encontrando que um choque fiscal pode ser inflacionário devido aos seus efeitos sobre a demanda agregada e investimento; ainda, em termos de bem-estar, um maior grau de indexação da dívida pública pode ser desejável, uma vez que isso tende a suavizar a trajetória da dívida pública e, conseqüentemente, a suavizar a tributação.

Porém, um denominador em comum a todos esses trabalhos, é a não consideração dos efeitos da elevação da razão dívida/PIB. Segundo Favero & Giavazzi (2011), existem pelo menos duas grandes razões pelas quais a inclusão dessa variável de maneira adequada é importante para determinar os efeitos de política fiscal: uma resposta ao nível da razão dívida/PIB em termos de impostos ou gastos é necessário para a estabilidade da dívida, exceto nos casos em que o crescimento da economia é exatamente igual ao custo média de financiar essa mesma dívida. A segunda razão diz respeito ao efeito das taxas de juros: elas dependem tanto da política monetária esperada quanto do prêmio de risco – e ambas podem ser afetadas pela dinâmica da dívida. Portanto, o efeito do choque fiscal sobre as taxas de juros será bem diferente,

a depender da trajetória da dívida – se explosiva ou não. Assim, os autores buscam estimar um modelo VAR que inclui de maneira explícita a evolução da razão dívida/PIB, concluindo que a não inclusão adequada desta variável pode resultar em estimações incorretas dos efeitos dinâmicos de choques fiscais.

Com isso em mente, Cavalcanti & Silva (2010) aplicam essa metodologia para o caso brasileiro, analisando o período de 1995:1 a 2008:4. O que eles encontram é que há diferenças entre os modelos que incluem a dívida/PIB explicitamente em relação àqueles que não incluem: em especial, o choque fiscal em um modelo com a razão dívida/PIB possui efeito próximo de zero sobre o produto. Além disso, a resposta do PIB no modelo sem a dívida está fora do intervalo de confiança do modelo com a dívida, reforçando a ideia de que a inclusão dessa variável faz diferença na estimação. Holland et al. (2020) analisam o período de 1997:1 a 2018:2, encontrando que os multiplicadores de gastos governamentais são próximos de 0, independente da forma de identificação e diferentes estimativas dos autores. Ainda, vale mencionar Afonso & Sousa (2011) analisam a economia portuguesa para o período 1978:1 a 2007:4, concluindo que a inclusão da dinâmica da dívida é importante. Também apresentam resultados que diferem da previsão keynesiana tradicional, encontrando efeitos negativos sobre o produto quando há um choque fiscal sobre os gastos positivo. Esse mesmo choque causa um crowding-out do investimento e consumo, com forte efeito positivo e persistente no nível de preços.

Assim, percebemos que, de fato, há uma heterogeneidade importante em metodologias, estratégias de identificação, economias e, por fim, em resultados, quando se trata dos efeitos da política fiscal sobre a atividade econômica. Assim, espera-se que a presente monografia seja uma modesta contribuição para a literatura.

3 MATERIAL E MÉTODO

3 MATERIAL E MÉTODO

3.1 MÉTODO

A metodologia de estimação segue a mesma linha de raciocínio daquela desenvolvida no trabalho por Cavalcanti & Silva (2010), que será exposta a seguir. Deste modo, pretende-se estimar um modelo VAR, com dados em frequência trimestral com a seguinte forma:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p C_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i d_{t-i} + \psi_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Para a especificação básica, Y será um vetor 3x1 que inclui as receitas do Governo Central, os gastos do Governo Central e o PIB, dessazonalizados e em logaritmos, e, em uma segunda especificação, a taxa de juros real sobre a dívida. A matriz ψ inclui componentes determinísticos (constante e tendência linear), C_i e θ_i são matrizes de coeficientes 3 x 3 e 3 x 1, respectivamente. Por fim, mas não menos importante, u é o vetor de resíduos do VAR e a variável d representa a razão entre a dívida pública e o PIB. Sua evolução, por definição, é dada por:

$$d_t = \frac{1 + j_t}{1 + \Delta y_t} d_{t-1} + \frac{\exp(g_t) - \exp(\tau_t)}{\exp(y_t)} + \mu_t \quad (2)$$

Nota-se que μ representa todos os fatores que podem afetar a dinâmica da dívida, incluindo ajustes patrimoniais e déficits de empresas estatais – que não entram no cômputo das receitas e gastos públicos incluídos no modelo básico. Assim como em Cavalcanti & Silva (2010), tais fatores também serão exógenos neste trabalho. Isso é uma hipótese simplificadora, pois tais variáveis também podem responder à choques nas variáveis incluídas no modelo VAR.

A estimação do modelo e a análise dos resultados serão feitas, de maneira geral, em quatro etapas. Primeiro, destaca-se que não serão

realizados o teste de presença de raízes unitárias nos processos geradores das séries pois conforme argumentam Campbell & Perron (1991), os testes de raiz unitária tendem a sobre-rejeitar a nula e indicar a presença de raiz unitária em amostras relativamente pequenas (menos de 120 observações). Além disso, conforme Lutkepohl (2004) argumenta, mesmo diante de presença de raiz unitária ou processos integrados, as funções de impulso resposta podem ser encontradas e interpretadas de forma usual, o que está de acordo com a argumentação de Sims (1980) e Sims et al. (1990), no qual as variáveis de um VAR não necessariamente precisam ser estacionárias, uma vez que o objetivo de um modelo VAR é estabelecer relações entre as variáveis de interesses e não os parâmetros de interesse.

Assim, a análise inicia-se na escolha de números defasagens do modelo VAR a partir do Critério de Informação de Schwarz e estima-se o modelo selecionado, aplicando-se testes de autocorrelação residual e estabilidade estrutural, a fim de avaliar se o modelo selecionado possui uma boa adequação aos dados. A escolha pelo Critério de Informação de Schwarz se dá pela argumentação do trabalho de Ivanov & Kilian (2005), no qual tal critério é o melhor para amostras relativamente pequenas (menos de 120 observações).

Destaca-se também que, como a restrição de (2) é oriunda da própria definição da variável, os dados naturalmente já a incluem. Com isso, pode-se estimar o modelo (1) sem restrições adicionais. Ademais, apesar do VAR incluir todas as variáveis que aparecem em (2), nota-se que a razão dívida/PIB dependerá de forma não linear dessas mesmas variáveis, conforme Favero & Giavazzi (2011) destacam:

$$d_t = \prod_{i=0}^{t-1} \left(\frac{1 + j_{t-i}}{1 + \Delta y_{t-i}} \right) d_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \left(\frac{\exp(g_{t-i}) - \exp(\tau_{t-i})}{\exp(y_{t-i})} + \mu_t \right) \prod_{s=0}^{i-1} \left(\frac{1 + j_{t-s}}{1 + \Delta y_{t-s}} \right) \quad (3)$$

A implicação direta disso é que, mesmo com o VAR incluindo todas as variáveis que explicam a evolução da razão dívida/PIB como endogenamente determinadas, o número diminuído de defasagens impede que o modelo capte

tal evolução adequadamente, gerando, assim, funções de resposta-impulso (FRI) viesadas. Com isso, notamos que a inclusão da restrição (2) de maneira explícita diz respeito à estimação das FRI, e não à estimação do VAR na forma reduzida.

Na segunda etapa, identifica-se o VAR estrutural via imposição de restrições sobre a matriz de variância-covariância dos choques estruturais e sobre a matriz de relações contemporâneas entre as variáveis endógenas do sistema. O VAR estrutural é definido como:

$$BY_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \xi_i d_{t-i} + \Lambda_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Onde $\Gamma_i = BC_i$, $\xi_i = B\theta_i$, $\Lambda_t = B\psi_t$, $\varepsilon_t = Bu_t$ e a matriz de variância-covariância dos choques estruturais é dada por:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon'_s) = \begin{cases} \sum_{\varepsilon} & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

O primeiro grupo de restrições impõe matriz Σ_{ε} seja diagonal, cuja interpretação é de que os choques estruturais não possuam correlação contemporânea entre si. O segundo grupo de restrições diz respeito à matriz B, que avalia as relações contemporâneas entre as variáveis.

Após a normalização, podemos expressar a relação entre os choques estruturais e os erros na forma reduzida como:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^r \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & 1 & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^r \\ u_t^g \\ u_t^y \end{bmatrix}$$

Para que possamos identificar o modelo na forma estrutural, três restrições se fazem necessárias sobre a matriz B. Tais restrições são do tipo restrições-zero nos coeficientes fora da diagonal principal da matriz, cuja

interpretação se dará a partir de hipóteses sobre as respostas contemporâneas de cada variável a choques em outras variáveis do sistema.

De acordo com a definição das Contas Nacionais, os gastos públicos podem afetar, contemporaneamente, o produto, cuja implicação é de que o coeficiente b_{32} deve se manter irrestrito (diferente de zero). Conforme argumentam Cavalcanti & Silva (2010), o processo decisório dos gastos governamentais é lento, tal que é razoável supor que os gastos em um determinado trimestre não seja afetado por choques no PIB ou nas receitas governamentais deste mesmo trimestre. Dessa forma, encontra-se que $b_{21} = b_{23} = 0$. Ainda segundo este trabalho, argumenta-se também que gastos privados de consumo e investimento em um trimestre qualquer são predeterminados, tal que eles são independentes à choques tributários no próprio trimestre. Com isso, encontramos a terceira e última restrição *necessária* para a identificação do modelo: $b_{31} = 0$. Com isso, temos que a matriz B fica da seguinte forma:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 \end{bmatrix}$$

Nota-se ainda que b_{12} e b_{13} irrestritos significa dizer que as receitas tributárias correspondem, *contemporaneamente*, a choques nos gastos e no PIB. Em seu trabalho, Cavalcanti & Silva (2010) argumentam que tais hipóteses não são incontroversas:

“Primeiro, apesar de ser possível que as receitas tributárias reajam a choques contemporâneos nos gastos governamentais – por meio, por exemplo, de maior esforço de arrecadação e fiscalização – por meio, por exemplo, de maior esforço de arrecadação e fiscalização –, também é possível que um trimestre seja período muito curto para permitir esse tipo de reação. Segundo, apesar de parecer razoável supor que a receita tributária varie com o PIB por este

constituir uma aproximação da base de arrecadação, é possível que, devido às defasagens no processo de arrecadação de diversos impostos, choques no PIB em certo trimestre t tenham impacto relativamente pequeno sobre a receita tributária no mesmo trimestre.” (CAVALCANTI & SILVA, 2010)

A terceira etapa de análise consiste no cálculo das funções impulso-resposta (FRI) a partir desse modelo estrutural, que fora identificado na etapa anterior. Ainda serão calculados intervalos de confiança por Monte Carlo para as FRI, a partir de 5000 reamostragens dos resíduos do VAR. Essas FRI então serão comparadas às FRI obtidas a partir de um VAR que omite a dívida pública como variável explicativa, a fim de avaliar o tamanho do viés incorrido na estimação das FRI quando a dinâmica da dívida pública não é considerada adequadamente.

3.2 DADOS

A análise empírica da questão não é trivial. Primeiro, não há, até onde o autor pôde pesquisar, uma base de dados pública em frequência trimestral da Carga Tributária Brasileira Bruta (CTBB) disponível durante todo o período de análise pretendido. O Tesouro Nacional, em um esforço de criar dados fiscais consistentes entre si, disponibiliza uma base de dados que contém a arrecadação do Governo Federal, Estados e Municípios em frequência trimestral apenas a partir do primeiro trimestre de 2010. Neste sentido, optou-se neste trabalho por empregar uma análise que será focada, primordialmente, em um período que compreende o primeiro trimestre de 1997 até o segundo semestre de 2021, nas quais serão utilizados dados de arrecadação e gastos, bem como dívida, do Governo Central – definidos como o Governo Federal, Banco Central do Brasil e Previdência Social. Isso se justifica por duas razões: primeiro, conforme mostra o gráfico 2, o Governo Central é responsável por maior parte da dívida pública existente, de tal modo que é interessante entender se ele, por si só, consegue impactar e mudar a trajetória de

crescimento do produto. A segunda razão diz respeito à consistência dos dados. Existem algumas tentativas de estimar a CTBB em frequência trimestral e até mesmo mensal, conforme os trabalhos de Santos & Costa (2008) e Orais et al. (2013) que são muito interessantes, porém complicadas de reproduzir e cuja aplicação certamente demoraria e poderiam compor uma outra linha de pesquisa inteiramente, não estando, portanto, no escopo deste trabalho.

Assim, serão empregadas as seguintes séries: (i) PIB corrente trimestral (IBGE); (ii) receitas e (iii) gastos tributários do Governo Central (Tesouro Nacional); (iv) estoque de dívida e (v) juros nominais do Governo Central (BCB); (vi) inflação, sendo utilizado o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para deflacionar as séries em valores correntes (IBGE); (iv) razão dívida/PIB – calculada a partir de dados de PIB e (vii) estoque de dívida, uma vez que o BCB disponibiliza tais informações somente a partir de 2001; (viii) taxa de juros nominal e real – calculada implicitamente a partir da metodologia descrita no Manual de Estatísticas Fiscais do Banco Central do Brasil².

Os gráficos 1 e 2 a seguir apresentam a evolução das séries originais (i) a (vi) bem como a participação da dívida líquida do Governo Central em relação à dívida líquida do Governo Geral, definido como a soma das dívidas líquidas do Governo Central, estadual e municipal. Os restantes serão apresentados uma vez descritas o seu processo de obtenção.

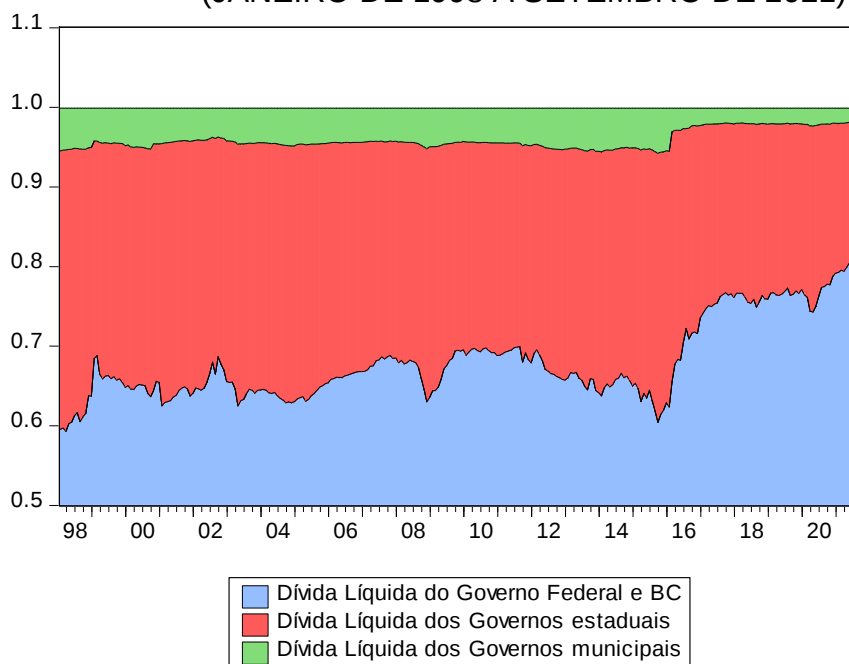
² Disponível em <https://www.bcb.gov.br/ftp/inecon/Estatisticasfiscais.pdf>

GRÁFICO 1 – EVOLUÇÃO DAS SÉRIES ORIGINAIS



Fonte: IBGE e BCB, elaboração própria

GRÁFICO 2 - PARTICIPAÇÃO DA DÍVIDA POR ESFERA GOVERNAMENTAL
(JANEIRO DE 1998 A SETEMBRO DE 2021)



Fonte: BCB, cálculo próprio

3.3 PROCESSO DE TRATAMENTO DAS SÉRIES

3.3.1 SÉRIES MENSAIS – DEFLACIONAMENTO

Notamos, em primeiro lugar, que o processo que será aqui descrito segue algumas séries são apresentadas em frequência mensal – como a dívida líquida, o IPCA, os Juros Nominais, bem como receitas líquidas, despesa total e resultado primário – enquanto o PIB, por outro lado, possui frequência trimestral. Dessa forma, podemos definir que uma série trimestral será pura e simplesmente a soma dos valores reais – isto é, deflacionados – das séries mensais. Para tanto, é preciso criarmos um índice de preços a partir de dados de inflação periódica e, em seguida, transformamos o índice de preços em um fator de deflacionamento.

Assim, define-se um período base e, em seguida, cria-se o índice de preços a partir das seguintes fórmulas:

$$I_t = I_{t-1} * (1 + \pi_t), \text{ se o período base for o inicial} \quad (5)$$

$$I_{t-1} = \frac{I_t}{1 + \pi_t}, \text{ se o período base for o final} \quad (6)$$

Nota-se que $I_0 = 1$. Em seguida, o fator de deflacionamento pode ser definido como sendo:

$$D_{T,t} = \frac{I_T}{I_t} \quad (7)$$

No qual T é uma data base fixa e t um período qualquer. Logo, podemos notar que $D_{T,T} = 1$. Assim, o preço real ou valor real em um determinado período t é dado por:

$$P_{T,t} = P_t * D_{T,t} \quad (8)$$

Onde $P_{T,t}$ é o preço real em t na base T ; P_t é o preço nominal em t e $D_{T,t}$ é o fator de deflacionamento em t com base em T .

Aplicando esses passos nos dados do IPCA de janeiro de 1997 a junho de 2021 e definindo como período base $T = jun/21$, obtemos a tabela 1:

TABELA 1: IPCA, ÍNDICE DE PREÇOS E FATOR DE DEFLACIONAMENTO -
JAN/2020 A JUN/2021

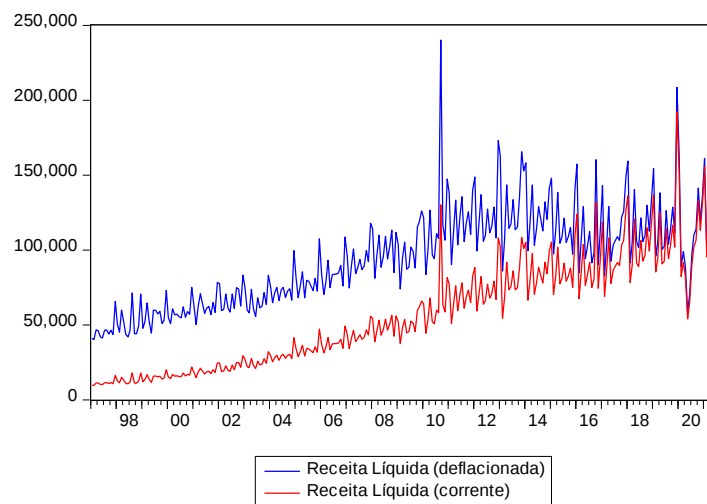
Data	IPCA - Var. mensal (%)	Índice de Preços (base jun/21=1)	Fator de Deflacionamento (base jun/21=1)
jan/20	0,21%	0,92	1,08
fev/20	0,25%	0,93	1,08
mar/20	0,07%	0,93	1,08
abr/20	-0,31%	0,92	1,08
mai/20	-0,38%	0,92	1,09
jun/20	0,26%	0,92	1,08
jul/20	0,36%	0,93	1,08
ago/20	0,24%	0,93	1,08
set/20	0,64%	0,93	1,07
out/20	0,86%	0,94	1,06
nov/20	0,89%	0,95	1,05
dez/20	1,35%	0,96	1,04
jan/21	0,25%	0,97	1,04
fev/21	0,86%	0,97	1,03
mar/21	0,93%	0,98	1,02
abr/21	0,31%	0,99	1,01
mai/21	0,83%	0,99	1,01
jun/21	0,53%	1,00	1,00

Fonte: IBGE, elaboração própria

Com isso em mente, basta aplicarmos agora a equação (8) nos dados de receita líquida e gasto total em valores correntes para obtermos a série em valores reais. Assim, podemos somar os valores correspondentes ao trimestre em questão e obtemos a seguinte série trimestral e, não obstante, podemos aplicar a equação (8) também aos dados de dívida líquida do Governo Central para obtermos dívida líquida deflacionada. Agora, basta selecionarmos os valores ao final do trimestre – isto é, o valor no 3º, 6º, 9º e 12º mês para obtermos uma série trimestral da dívida líquida do governo central.

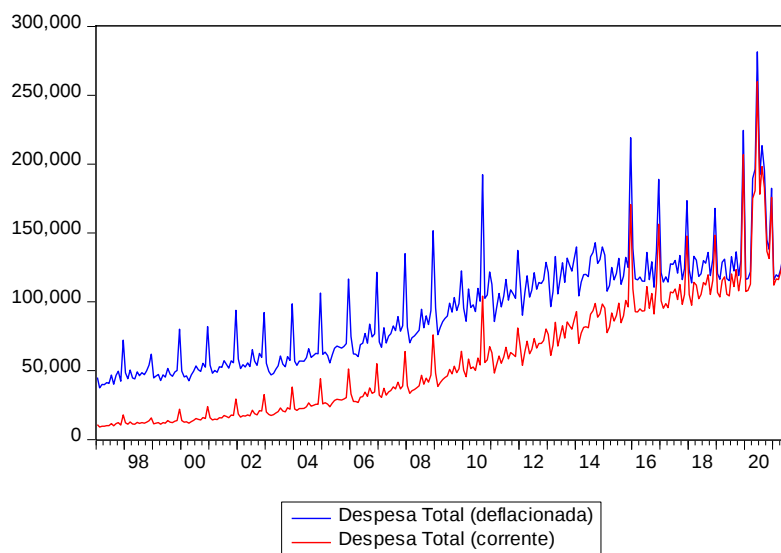
Os gráficos 3 a 7 a seguir mostra a evolução das séries deflacionadas e correntes, em frequência mensal:

GRÁFICO 3 - EVOLUÇÃO DAS RECEITAS LÍQUIDAS EM FREQUÊNCIA MENSAL - CORRENTE E DEFLACIONADA (JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021)



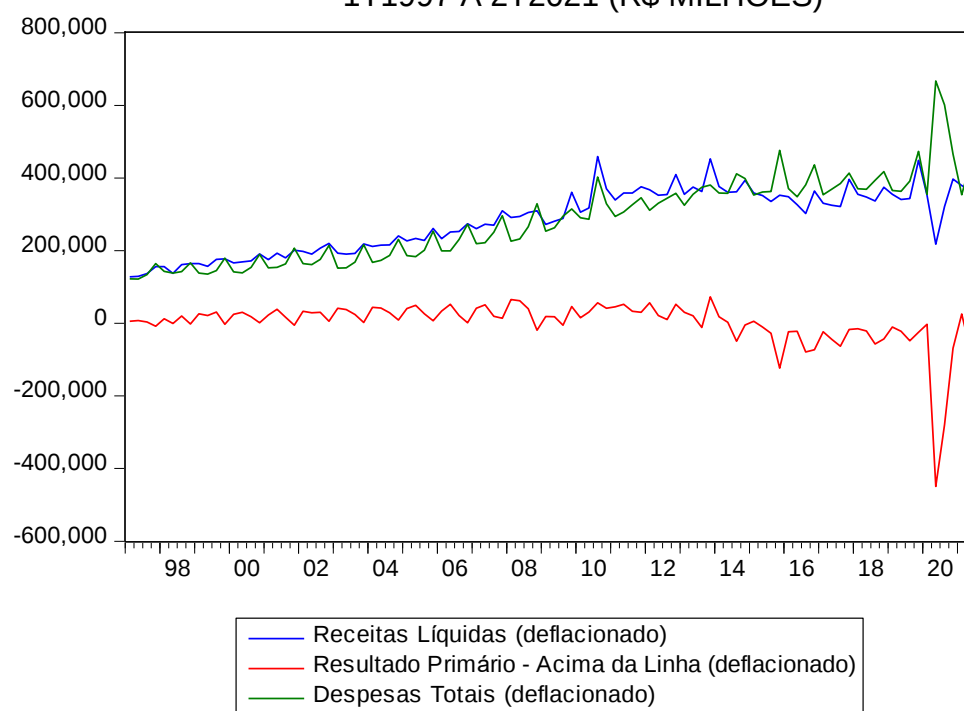
Fonte: STN, elaboração própria

GRÁFICO 4 - EVOLUÇÃO DAS DESPESAS TOTAIS EM FREQUÊNCIA MENSAL – CORRENTE E DEFLACIONADA (JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021)



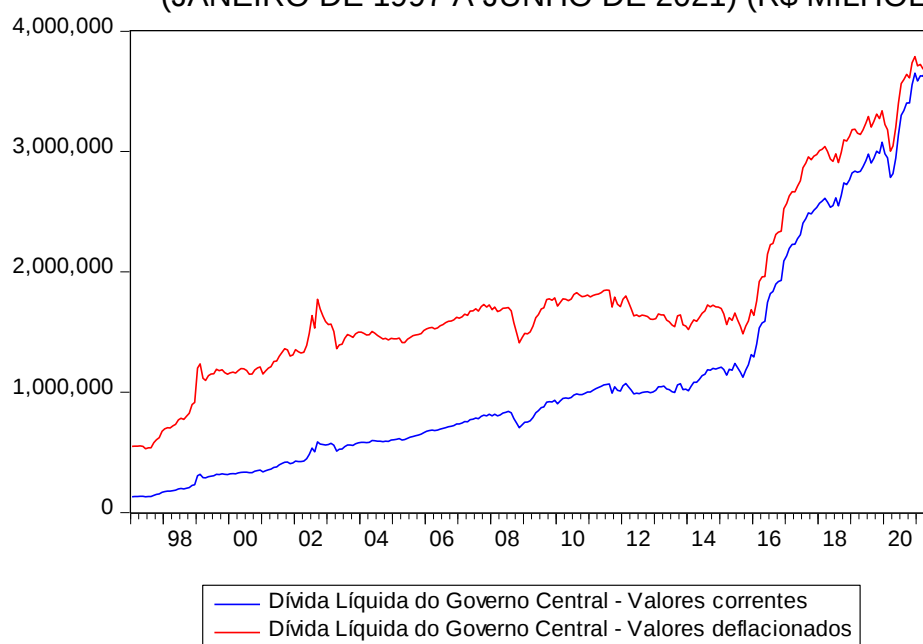
Fonte: STN, elaboração própria

GRÁFICO 5 - EVOLUÇÃO DAS RECEITAS LÍQUIDAS, DESPESAS TOTAIS E RESULTADO PRIMÁRIO EM FREQUÊNCIA TRIMESTRAL - 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)



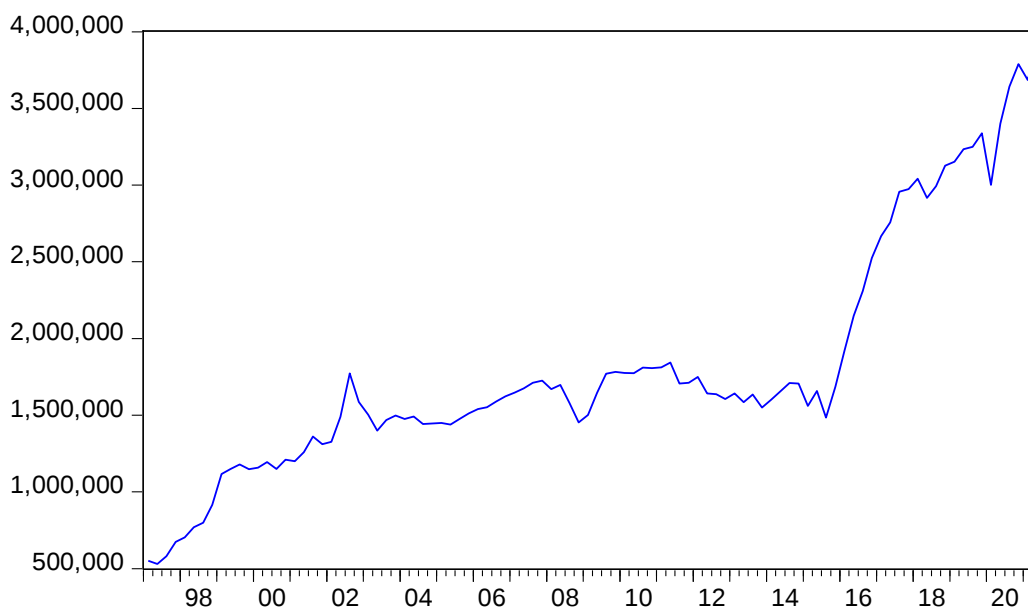
Fonte: STN, elaboração própria

GRÁFICO 6 - EVOLUÇÃO DA DÍVIDA LÍQUIDA DO GOVERNO CENTRAL EM FREQUÊNCIA MENSAL – CORRENTE E DEFLACIONADA (JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021) (R\$ MILHÕES)



Fonte: BCB, elaboração própria

GRÁFICO 7 - EVOLUÇÃO DA DÍVIDA LÍQUIDA DO GOVERNO CENTRAL – TRIMESTRAL (1T1997 A 2T2021) (R\$ MILHÕES)



Fonte: BCB, elaboração própria

3.3.2 SÉRIES TRIMESTRAIS - DEFLACIONAMENTO

Para deflacionarmos uma série trimestral utilizando dados de inflação mensal, precisamos calcular a inflação acumulada em um determinado trimestre, que pode ser calculada segundo a fórmula:

$$\pi_j^a = \prod_{t=1}^3 (1 + \pi_{t_{mensal}}) \quad (9)$$

Onde $t = 1$ significa a inflação mensal do primeiro mês do trimestre e $j = 1, 2, 3, 4$ significa o trimestre em questão ($j = 3 \Rightarrow 3^o$ trimestre) e $a = [1997, 2021]$ significa o ano. Por exemplo, podemos calcular a inflação acumulada no 3º trimestre:

$$\pi_3^{2020} = (1 + \pi_{jul}) * (1 + \pi_{ago}) * (1 + \pi_{set}) - 1 = 0,0124 \quad (10)$$

Aplicando essa lógica aos dados de IPCA mensais, podemos encontrar a série de inflação acumulada no trimestre. Agora, com essa série, podemos definir

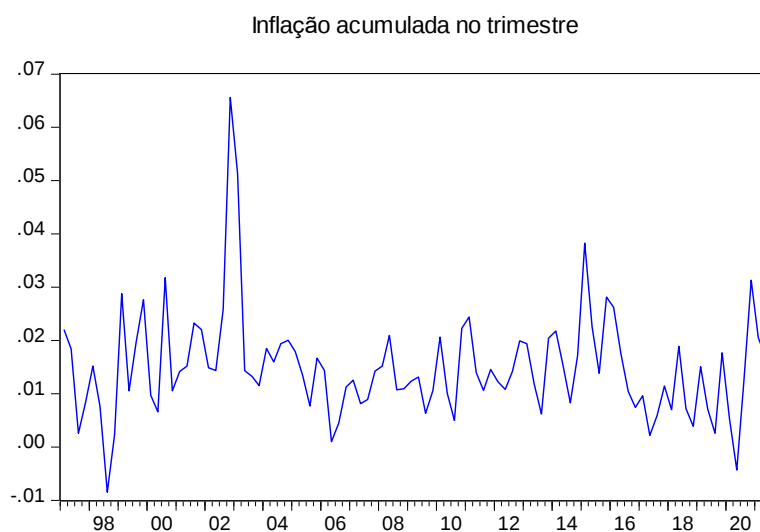
como período base o segundo trimestre de 2021 e aplicarmos o processo descrito na seção 3.3.1 para encontrarmos o índice de preços e o deflator trimestral e, em seguida, encontrarmos a série deflacionada do PIB trimestral. Assim, com os dados de dívida e PIB trimestral já deflacionadas e sazonalmente ajustados, podemos encontrar a razão dívida/PIB. Os resultados deste processo estão expostos na Tabela 2, bem como nos gráficos 8 a 10.

TABELA 2 - IPCA MENSAL E TRIMESTRAL - JANEIRO DE 2020 A JUNHO DE 2021

Data	IPCA - Var. mensal (%)	Trimestre	IPCA - Var. mensal (%)	Índice de Preços (base 2T2021=1)	Fator de Deflacionamento (base 2T2021 = 1)
jan/20	0,21%	1T2020	0,53%	0,927	1,079
fev/20	0,25%	2T2020	-0,43%	0,923	1,083
mar/20	0,07%	3T2020	1,24%	0,934	1,070
abr/20	-0,31%	4T2020	3,13%	0,964	1,038
mai/20	-0,38%	1T2021	2,05%	0,983	1,017
jun/20	0,26%	2T2021	1,68%	1,000	1,000
jul/20	0,36%				
ago/20	0,24%				
set/20	0,64%				
out/20	0,86%				
nov/20	0,89%				
dez/20	1,35%				
jan/21	0,25%				
fev/21	0,86%				
mar/21	0,93%				
abr/21	0,31%				
mai/21	0,83%				
jun/21	0,53%				

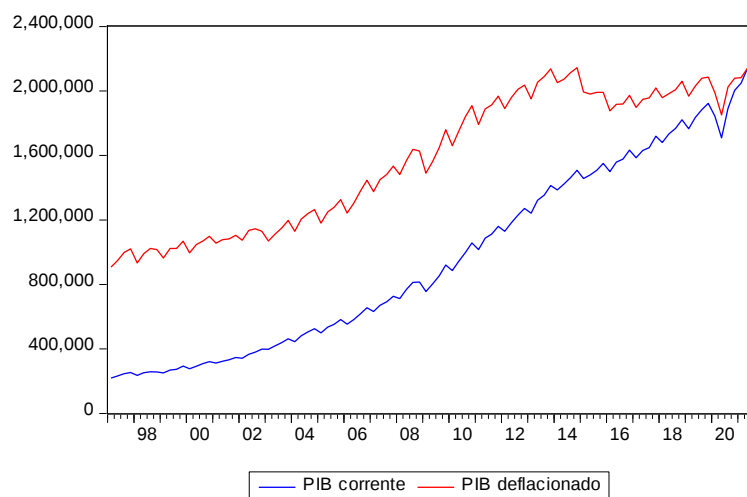
Fonte: IBGE, elaboração própria

GRÁFICO 8: EVOLUÇÃO DA INFLAÇÃO (IPCA) ACUMULADA NO TRIMESTRE - 1T1997 A 2T2020



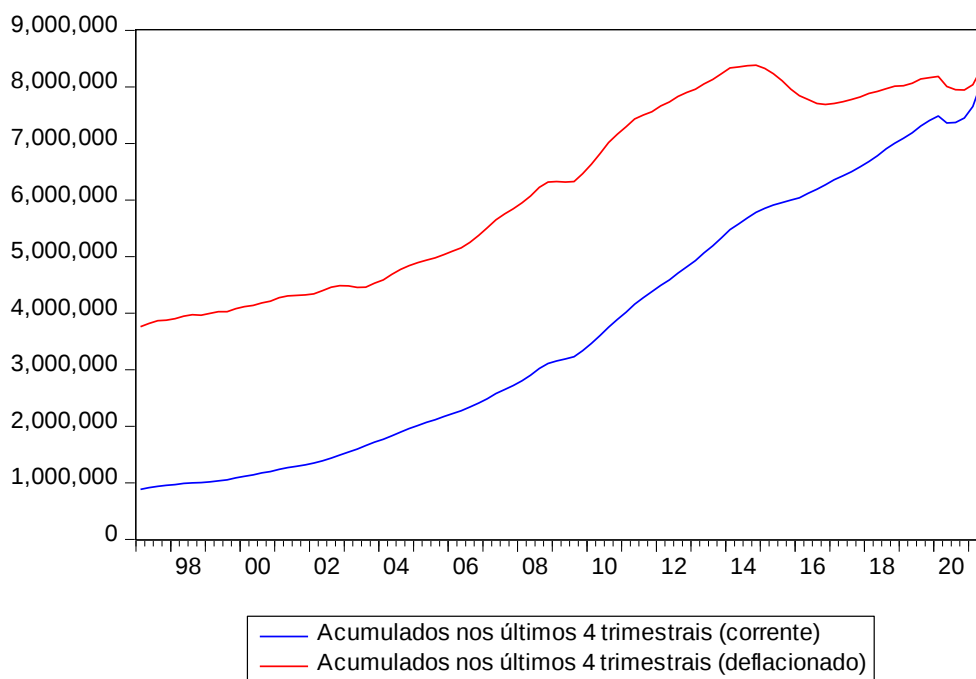
Fonte: IBGE, cálculo próprio

GRÁFICO 9 - EVOLUÇÃO DO PIB TRIMESTRAL CORRENTE E DEFLACIONADO – 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)



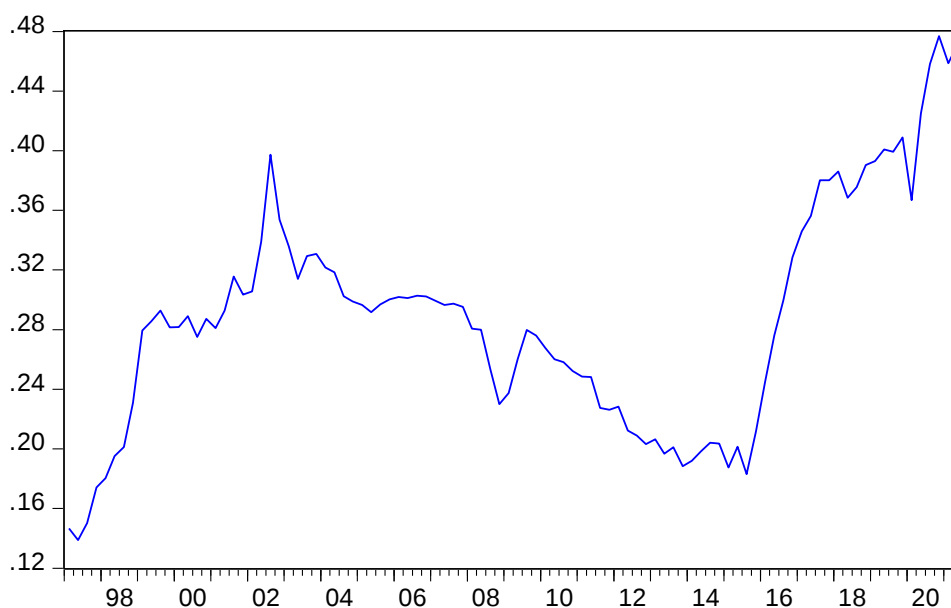
Fonte: IBGE, elaboração própria

GRÁFICO 10 - EVOLUÇÃO DO PIB CORRENTE E DEFLACIONADO ACUMULADO NOS ÚLTIMOS 4 TRIMESTRES – 1997 A 2021 (R\$ MILHÕES)



Fonte: IBGE, elaboração própria

GRÁFICO 11 - EVOLUÇÃO DA RAZÃO DÍVIDA/PIB, CALCULADA EM FREQUÊNCIA TRIMESTRAL – 1T1997 A 2T2021



Fonte: BCB e IBGE, cálculo próprio

3.3.3 TAXA DE JUROS NOMINAL IMPLÍCITA NA DÍVIDA

Segundo o Manual de Estatísticas Fiscais do Banco Central, os Juros Nominais da Dívida Líquida³ são apurados segundo a seguinte fórmula:

$$JN = D_{t+1} - D_t - \frac{D_{t+1} - (1+i)D_t}{(1+i)^{\frac{1}{2}}} \quad (11)$$

Onde,

JN = fluxo de juros nominais

D_t = Saldo da dívida no mês t

i = proxy da taxa de juros nominal mensal incidente sobre a dívida

Por sua vez, o componente de correção monetária é calculado como:

$$CM = \pi D_t + \frac{(D_{t+1} - (1+i)D_t) * (1+\pi)^{0,5} - 1}{(1+i)^{0,5}} \quad (12)$$

No qual,

CM = fluxo de correção monetária

D_t = Saldo da dívida no mês t

i = proxy da taxa de juros nominal mensal incidente sobre a dívida

π = taxa de inflação

Para encontrarmos a proxy da taxa de juros nominal, i , precisamos isolar o termo $(1+i)^{\frac{1}{2}}$ na equação (11). Assim:

³ Nota-se que valores negativos de juros nominais apresentados significam *recebimento* de receita por parte do Governo Central e, portanto, melhora o resultado nominal.

$$JN = D_{t+1} - D_t - \frac{D_{t+1} - (1+i)D_t}{(1+i)^{\frac{1}{2}}} \Rightarrow D_{t+1} - (1+i)D_t \quad (13)$$

$$\begin{aligned} &= (1+i)^{\frac{1}{2}} (D_{t+1} - D_t - JN) \\ &\Rightarrow (1+i)D_t + (1+i)^{\frac{1}{2}} (D_{t+1} - D_t - JN) - D_{t+1} = 0 \end{aligned} \quad (14)$$

Podemos, portanto, denotar $(1+i)^{1/2} = x$ e $(D_{t+1} - D_t - JN) = y$. Substituindo na equação (14), obtemos uma equação do segundo grau:

$$x^2 D_t + xy - D_{t+1} = 0 \quad (15)$$

$$x = \frac{-y \pm \sqrt{y^2 + 4 * D_t D_{t+1}}}{2 * D_t} \quad (16)$$

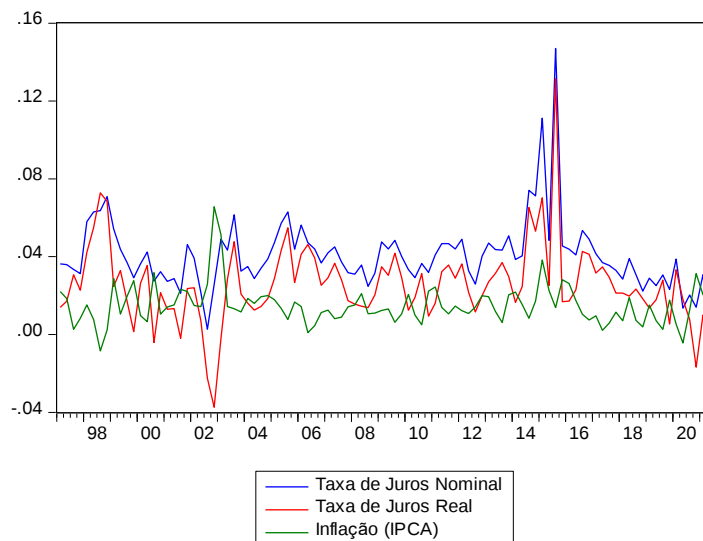
$$\Rightarrow i = x^2 - 1 \quad (17)$$

Podemos aplicar a equação (16) na série de juros nominais e após encontrarmos a taxa de juros nominal mensal, podemos utilizar a mesma lógica da equação (9) para calcular a taxa de juros nominal trimestral. Em posse da taxa de juros nominal mensal e de taxas de inflação, também pode-se calcular o componente de correção monetária e, com isso, encontrar a série de juros reais (em valores correntes), bem como a taxa de juros real, j . Os gráficos 11 e 12 indicam a evolução das séries calculadas:

$$JR = JN - CM \quad (18)$$

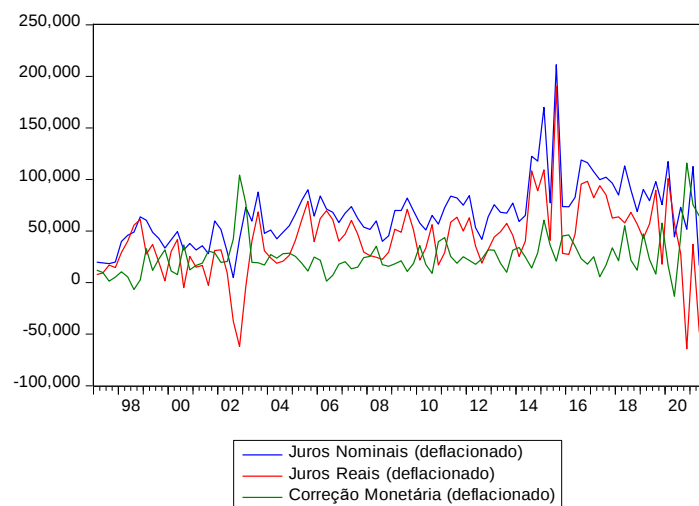
$$(1+i) = (1+j) * (1+\pi) \Rightarrow j = \frac{(1+i)}{(1+\pi)} - 1 \quad (19)$$

GRÁFICO 12 - EVOLUÇÃO DA TAXA DE JUROS NOMINAL, TAXA DE JUROS REAL E INFLAÇÃO (IPCA) – JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021



Fonte: BCB e IBGE, cálculo próprio

GRÁFICO 13 - EVOLUÇÃO DAS SÉRIES DE JUROS NOMINAIS, JUROS REAIS E CORREÇÃO MONETÁRIA – JANEIRO DE 1997 A JUNHO DE 2021, DEFLACIONADOS PELO IPCA MENSAL (R\$ MILHÕES)

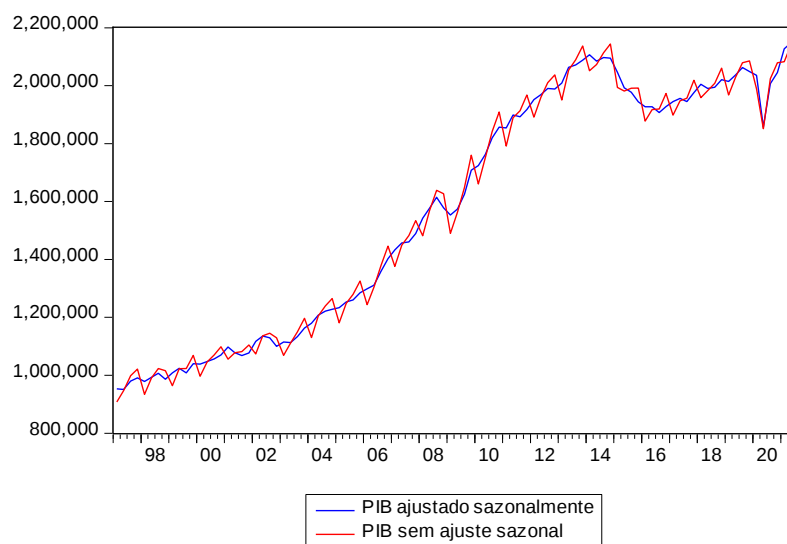


Fonte: BCB e IBGE, cálculo próprio

3.3.4 AJUSTE SAZONAL

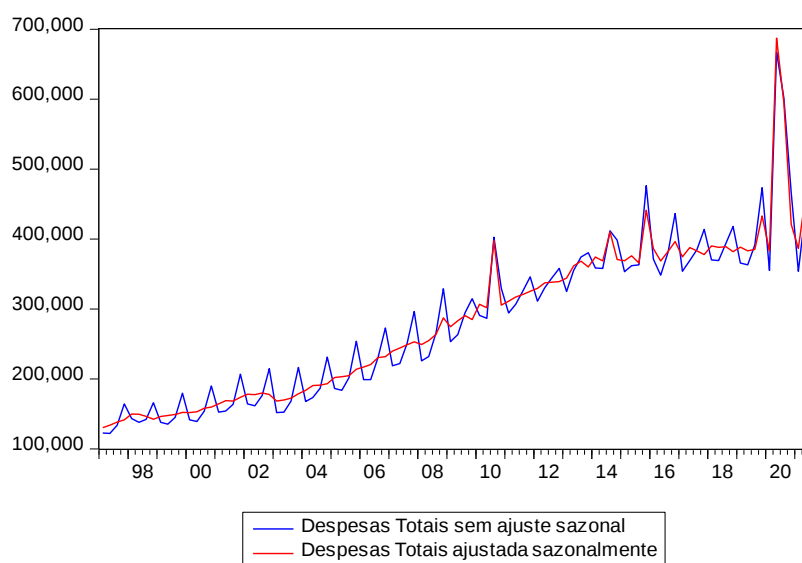
Conforme pode-se observar, as séries de PIB, receitas líquidas e despesas trimestrais em valores possuem forte componente sazonal, tornando a dessazonalização imperativa. Dessa forma, as séries foram dessazonalizadas segundo o método X-13 ARIMA-SEATS, cujo resultados são apresentados abaixo:

GRÁFICO 14 - EVOLUÇÃO DO PIB DEFLACIONADO COM E SEM AJUSTE SAZONAL – 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)



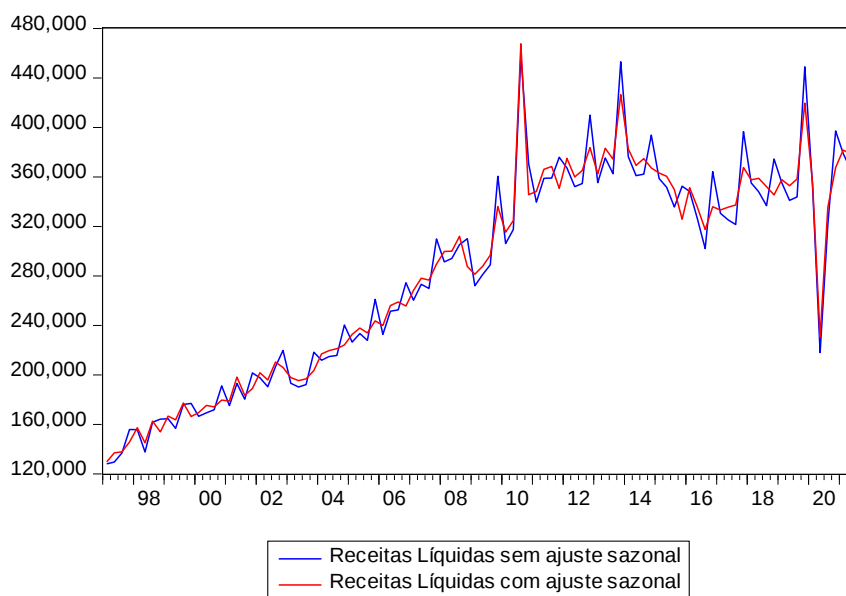
Fonte: IBGE, cálculo próprio

GRÁFICO 15 - EVOLUÇÃO DAS DESPESAS TOTAIS DEFLACIONADO COM E SEM AJUSTE SAZONAL – 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)



Fonte: STN, cálculo próprio

GRÁFICO 16 - EVOLUÇÃO DAS RECEITAS LÍQUIDAS DEFLACIONADA COM E SEM AJUSTE SAZONAL – 1T1997 A 2T2021 (R\$ MILHÕES)



Fonte: STN, cálculo próprio

4 RESULTADOS

4 RESULTADOS⁴

Nesta seção serão apresentados os resultados da estimação do modelo proposto e das respectivas funções resposta-impulso. Primeiro, nota-se que as receitas tributárias (no modelo estimado pelo Eviews 10 definido como t_t), os gastos totais (g_t) e o PIB (y_t) entrarão em log nas estimações, enquanto que a razão dívida/PIB e a taxa de juros, na especificação alternativa, entrarão em nível. Ainda, a constante é definida como “C” e a tendência linear como “TEND.”.

4.1 ESTIMAÇÃO DO MODELO

Para a escolha de ordem de defasagens do modelo, optou-se pela escolha do Critério de Informação de Schwarz, conforme Ivanov & Kilian (2005) argumenta, no qual esse critério é o mais adequado para amostras relativamente pequenas (menos de 120 observações). Conforme a Tabela 3 indica, o critério de Schwarz sugere que a defasagem ótima do VAR é de 1. Com isso em mente, podemos estimar o modelo e aplicar os testes de estabilidade estrutural. Os resultados dos coeficientes do modelo estão disponíveis na tabela 4 (nota-se que os termos entre parênteses representam os desvios padrões, os termos entre chaves os t-valores).

⁴ Os programas utilizados para as estimações foram o JMulti 4.24 e o Eviews 10.

TABELA 3: DEFASAGENS DAS VARIÁVEIS ENDÓGENAS

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	321,0123	NA	2,46E-07	-6,70239	-6,540052	-6,636818
1	488,089	316,3792	8,54E-09	-10,06572	-9,659878*	-9,901791
2	499,856	21,53111	8,05E-09	-10,1246	-9,475243	-9,862305
3	515,5842	27.77541*	6.99e-09*	-10.26775*	-9,374891	-9.907100*
4	521,3536	9,820214	7,52E-09	-10,19901	-9,062647	-9,740004

* indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério

LR: estatística de teste LR modificada sequencialmente (cada teste ao nível de significância de 5%)

FPE: Erro de predição final

AIC: critério de informação Akaike

SC: critério de informação de Schwarz

HQ: critério de informação Hannan-Quinn

Fonte: elaboração própria

TABELA 4: COEFICIENTES ESTIMADOS DO MODELO SEM DÍVIDA

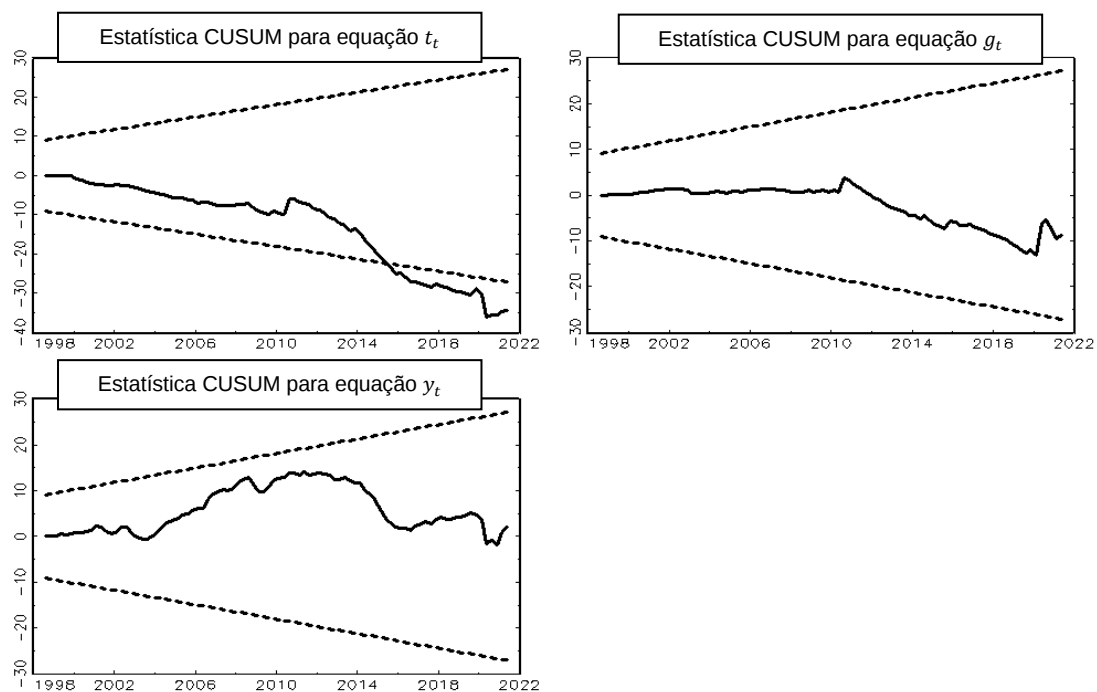
	T_T	G_T	Y_T
T_T(-1)	0,488392 (0,10446) [4.67531]	-0,18164 (0,09619) [-1.88834]	0,023718 (0,02405) [0.98619]
G_T(-1)	0,232514 (0,10382) [2.23966]	0,281089 (0,0956) [2.94034]	0,095679 (0,0239) [4.00303]
Y_T(-1)	0,495849 (0,19892) [2.49267]	0,758416 (0,18317) [4.14044]	0,887025 (0,0458) [19.3685]
C	-3,40976 (1,59264) [-2.14095]	0,237631 (1,46654) [0.16204]	0,153887 (0,36667) [0.41969]
TEND.	-0,00282 (0,00128) [-2.20539]	0,004437 (0,00118) [3.76346]	-0,00056 (0,00029) [-1.89187]

Fonte: elaboração própria

Agora, para avaliar a estabilidade do modelo aos dados, aplica-se os testes CUSUM e o CUSUM-SQ, e estes demonstram um problema de estabilidade

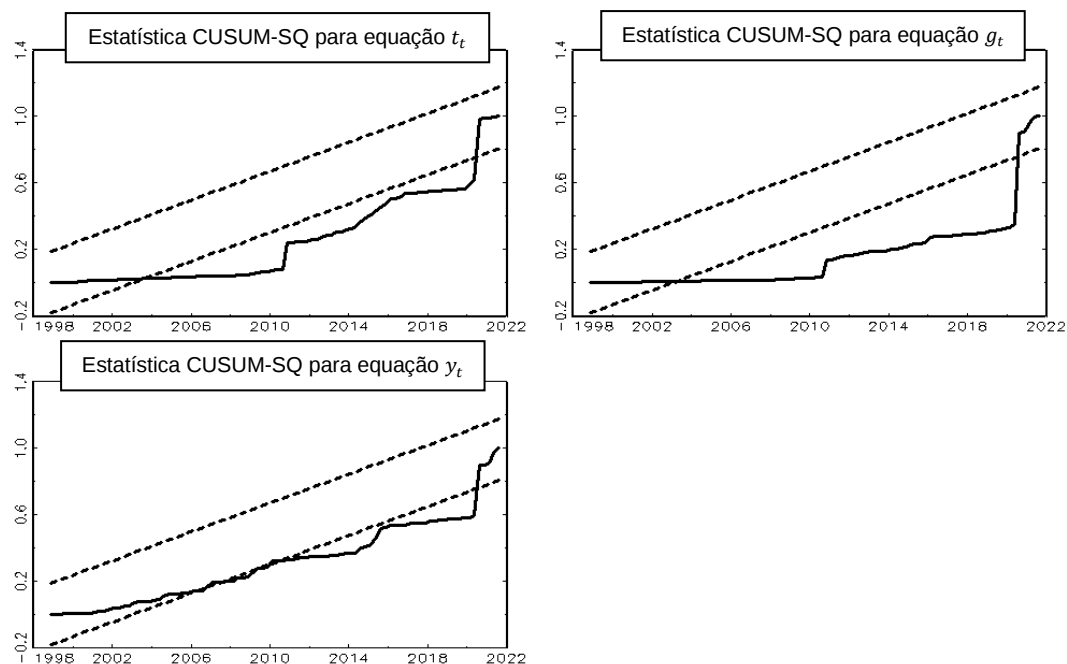
estrutural do modelo em pelo menos um dos testes, conforme indicam os gráficos 17 e 18.

GRÁFICO 17: TESTE CUSUM PARA AS VARIÁVEIS DO MODELO (NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%)



Fonte: elaboração própria

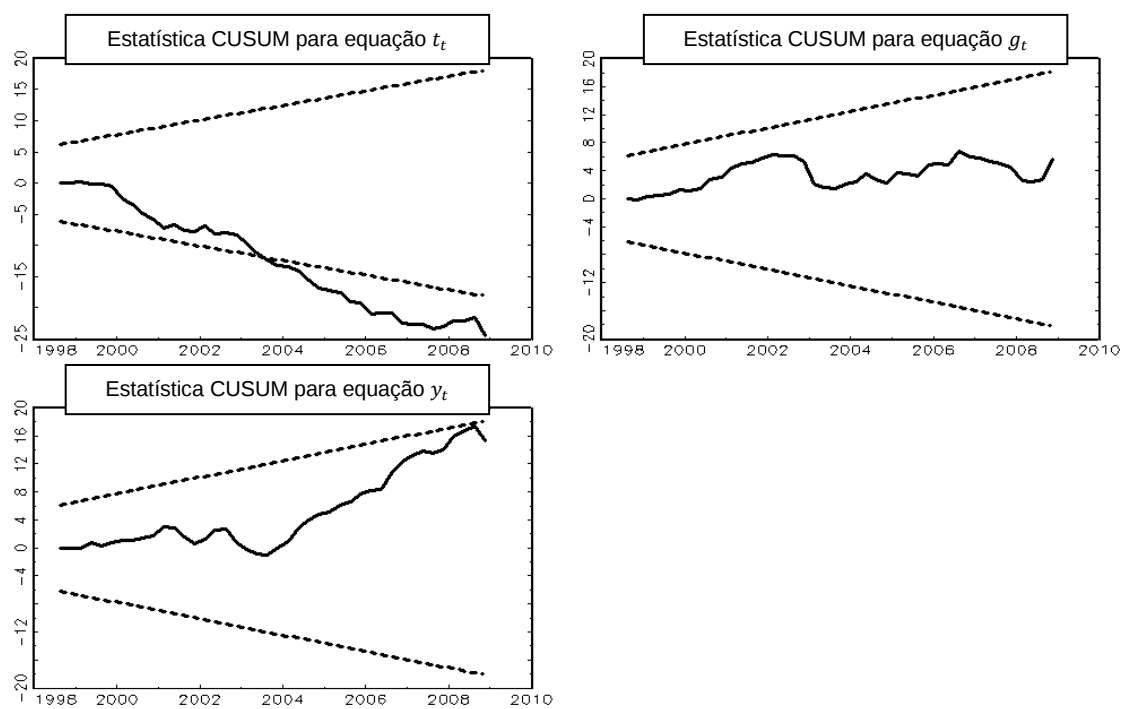
GRÁFICO 18: TESTE CUSUM-SQ PARA AS VARIÁVEIS DO MODELO
(NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%)



Fonte: elaboração própria

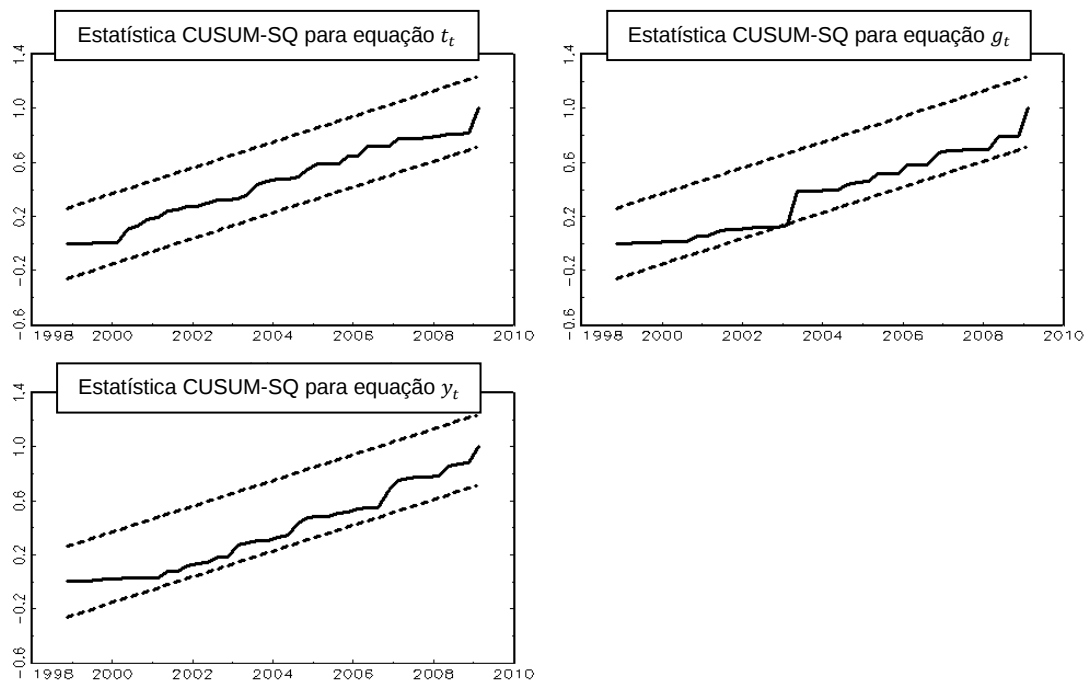
Com isso em mente, busca-se separar a amostra e refazer as estimações do modelo e, subsequentemente, recalculas as estatísticas CUSUM e CUSUM-SQ a fim de avaliar se o modelo passa nos testes. Com isso, dividiu-se a amostra em 2, com a primeira englobando o período de 1997:Q1 até 2008:Q4, e a segunda de 2009:Q1 até 2021:Q2. Porém, isso não foi suficiente para resolver o problema, com as duas amostras apresentando problemas de estabilidade.

GRÁFICO 19: TESTE CUSUM (1997:T1 ATÉ 2008:T4) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]



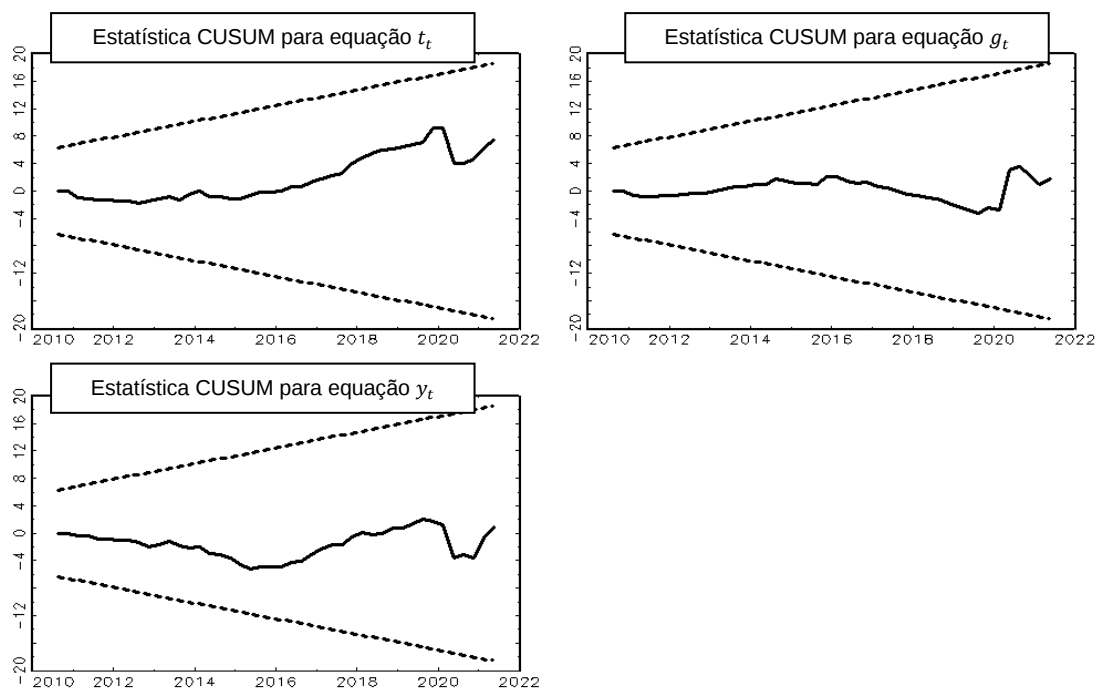
Fonte: elaboração própria

GRÁFICO 20: TESTE CUSUM-SQ (1997:T1 ATÉ 2008:T4) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]



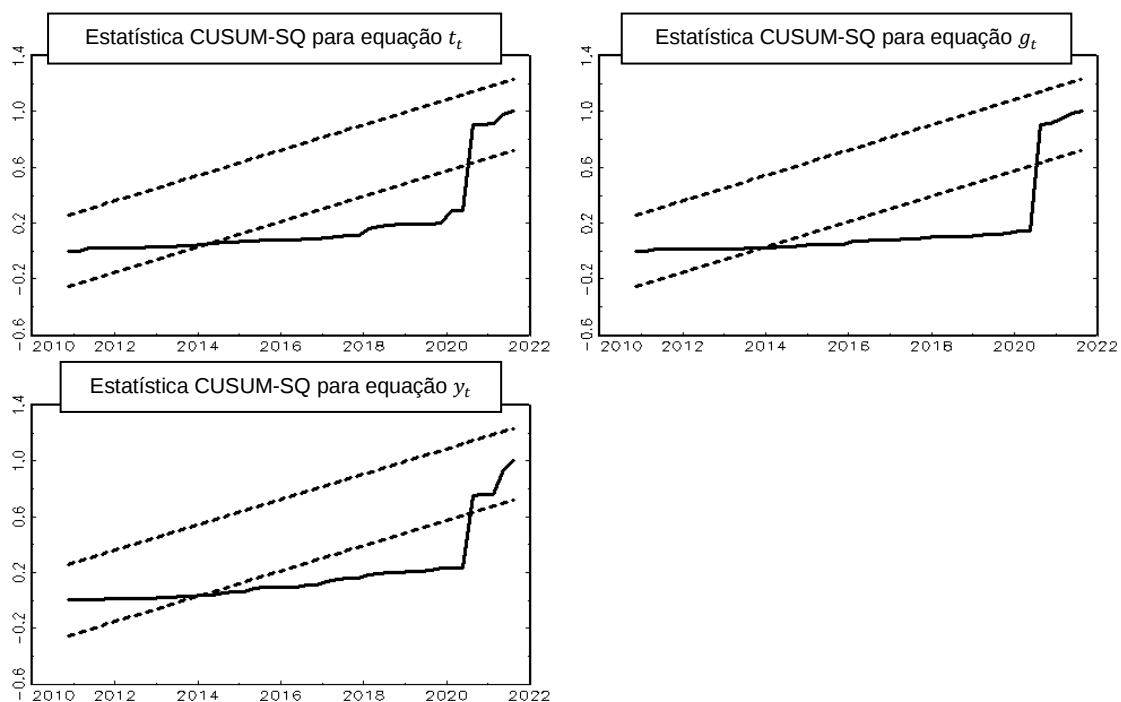
Fonte: elaboração própria

GRÁFICO 21: TESTE CUSUM (2009:T1 ATÉ 2021:T2) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]



Fonte: elaboração própria

GRÁFICO 22: TESTE CUSUM-SQ (2009:T1 ATÉ 2021:T2) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]



Fonte: elaboração própria

Com isso em mente, aplicou-se o teste de quebra Chow (break-point Chow) e o teste de previsão Chow ("forecast Chow") em toda a amostra possível, a fim de identificar um período de quebra estrutural nos dados. Porém, com exceção dos períodos iniciais da amostra, no teste não aponta nenhuma quebra estrutural durante o período (e para o final da amostra, não é possível calcular). Dado que o período de quebra está no início da amostra, pode ser simplesmente que as poucas observações causam uma sobrerrejeição da hipótese nula.

TABELA 5: TESTE DE CHOW PARA QUEBRA ESTRUTURAL

Amostra:		[1997T3, 2021T2], T = 96								
data de quebra		chow_bp	boot p-val	chi ² p-val	gl	chow_fc	boot p-val	F p-val	gl	gl
1999	Q3	85,8439	0,228	0	21	4,5349	0,23	0,1179	264	3
1999	Q4	94,3869	0,07	0	21	5,9214	0,086	0,0151	261	6
2000	Q1	104,1551	0,036	0	21	7,0715	0,026	0,0016	258	9
2000	Q2	86,1597	0,072	0	21	3,7717	0,114	0,0063	255	12
2000	Q3	93,1119	0,068	0	21	4,4204	0,048	0,001	252	15
2000	Q4	96,5784	0,046	0	21	4,5747	0,048	0,0002	249	18
2001	Q1	106,908	0,034	0	21	5,1847	0,006	0	246	21
2001	Q2	105,709	0,054	0	21	4,9687	0,016	0	243	24
2001	Q3	116,9268	0,028	0	21	5,3878	0,008	0	240	27
2001	Q4	117,4926	0,014	0	21	5,1817	0,01	0	237	30
2002	Q1	113,9281	0,024	0	21	4,7933	0,006	0	234	33
2002	Q2	118,3739	0,02	0	21	4,8396	0,006	0	231	36
2002	Q3	118,5882	0,012	0	21	4,8789	0,008	0	228	39
2002	Q4	129,006	0,02	0	21	5,2991	0,002	0	225	42
2003	Q1	139,1094	0	0	21	5,3572	0,004	0	222	45
2003	Q2	133,9798	0,006	0	21	4,7728	0,004	0	219	48
2003	Q3	132,7623	0,002	0	21	4,5219	0,002	0	216	51
2003	Q4	137,7047	0,006	0	21	4,7172	0,002	0	213	54
2004	Q1	141,7443	0,002	0	21	4,9072	0,002	0	210	57
2004	Q2	146,4436	0	0	21	5,1587	0	0	207	60
2004	Q3	148,5132	0,004	0	21	5,1594	0	0	204	63
2004	Q4	150,4477	0	0	21	5,1826	0,002	0	201	66
2005	Q1	154,0467	0	0	21	5,3862	0	0	198	69
2005	Q2	157,9495	0,002	0	21	5,565	0	0	195	72
2005	Q3	163,2373	0	0	21	5,7877	0	0	192	75
2005	Q4	166,3086	0	0	21	6,0172	0	0	189	78
2006	Q1	170,6407	0	0	21	6,1763	0	0	186	81
2006	Q2	174,3546	0	0	21	6,3532	0	0	183	84
2006	Q3	178,9158	0	0	21	6,6748	0	0	180	87
2006	Q4	179,9427	0	0	21	6,5854	0	0	177	90
2007	Q1	179,9256	0	0	21	6,5058	0	0	174	93
2007	Q2	184,3894	0	0	21	6,7589	0	0	171	96
2007	Q3	189,9239	0	0	21	7,0148	0	0	168	99
2007	Q4	194,7266	0	0	21	7,3146	0	0	165	102
2008	Q1	198,6983	0	0	21	7,5872	0	0	162	105
2008	Q2	192,4996	0	0	21	7,116	0	0	159	108
2008	Q3	196,4929	0	0	21	7,3604	0	0	156	111
2008	Q4	202,5918	0	0	21	7,6489	0	0	153	114
2009	Q1	190,4496	0	0	21	6,4562	0	0	150	117
2009	Q2	182,1672	0	0	21	5,8218	0	0	147	120
2009	Q3	182,662	0	0	21	5,9238	0,002	0	144	123
2009	Q4	184,0685	0	0	21	6,0839	0	0	141	126
2010	Q1	181,9129	0	0	21	5,8369	0	0	138	129
2010	Q2	185,559	0	0	21	5,9066	0	0	135	132
2010	Q3	183,6199	0	0	21	6,0371	0	0	132	135
2010	Q4	155,0673	0	0	21	3,4111	0,018	0	129	138
2011	Q1	157,026	0	0	21	3,3605	0,028	0	126	141
2011	Q2	154,052	0,004	0	21	3,3737	0,014	0	123	144
2011	Q3	155,8555	0	0	21	3,4295	0,01	0	120	147
2011	Q4	155,9576	0,002	0	21	3,5235	0,008	0	117	150
2012	Q1	156,757	0	0	21	3,6182	0,008	0	114	153
2012	Q2	157,4379	0	0	21	3,7188	0,006	0	111	156
2012	Q3	157,939	0,002	0	21	3,8321	0,006	0	108	159
2012	Q4	158,7357	0	0	21	3,9482	0,004	0	105	162

2013	Q1	159,2412	0	0	21	4,0466	0,006	0	102	165
2013	Q2	161,4943	0	0	21	4,1476	0,004	0	99	168
2013	Q3	165,4437	0	0	21	4,3067	0,01	0	96	171
2013	Q4	167,3619	0	0	21	4,3981	0,002	0	93	174
2014	Q1	174,0951	0	0	21	4,3815	0	0	90	177
2014	Q2	172,2898	0	0	21	4,4594	0	0	87	180
2014	Q3	175,8588	0	0	21	4,4581	0,004	0	84	183
2014	Q4	170,3967	0	0	21	4,3205	0	0	81	186
2015	Q1	167,4288	0	0	21	4,3482	0,006	0	78	189
2015	Q2	161,9544	0	0	21	4,3511	0,002	0	75	192
2015	Q3	161,4423	0,002	0	21	4,3758	0,002	0	72	195
2015	Q4	168,8035	0	0	21	4,5311	0,01	0	69	198
2016	Q1	140,1114	0,002	0	21	3,7005	0,01	0	66	200
2016	Q2	145,3816	0,002	0	21	3,8516	0,012	0	63	203
2016	Q3	144,4122	0,01	0	21	4,0314	0,018	0	60	206
2016	Q4	142,8233	0,004	0	21	4,1946	0,018	0	57	209
2017	Q1	142,8938	0,004	0	21	4,4208	0,006	0	54	212
2017	Q2	143,4769	0,004	0	21	4,6724	0,01	0	51	215
2017	Q3	143,9485	0,002	0	21	5,0058	0,002	0	48	217
2017	Q4	145,8312	0,006	0	21	5,3922	0,004	0	45	220
2018	Q1	151,0933	0	0	21	5,6749	0,004	0	42	223
2018	Q2	151,8152	0	0	21	6,1444	0,004	0	39	225
2018	Q3	154,1312	0,004	0	21	6,6728	0,002	0	36	228
2018	Q4	156,0229	0,006	0	21	7,3663	0,002	0	33	230
2019	Q1	156,4886	0,008	0	21	8,0457	0,002	0	30	232
2019	Q2	157,7941	0,014	0	21	8,9632	0,002	0	27	234

CHOW_BP = CHOW BREAK POINT (PONTO DE QUEBRA CHOW) E CHOW_FC = CHOW FORECAST (PREVISÃO DE CHOW)

Fonte: elaboração própria

Além disso, o teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey não aponta para a presença de autocorrelação na ordem de defasagem escolhida, conforme a tabela 6:

TABELA 6: TESTE DE BREUSCH-GODFREY

Hipótese Nula: Não há correlação serial na defasagem h

Lag	LRE* stat	gl	Prob.	Rao F-stat	gl	Prob.
1	25,39868	9	0,0026	2,946534	(9, 211.9)	0,0026
2	9,556053	9	0,3876	1,068048	(9, 211.9)	0,3877
3	28,08744	9	0,0009	3,279285	(9, 211.9)	0,0009
4	10,64052	9	0,3012	1,192276	(9, 211.9)	0,3013

Hipótese Nula: Não há correlação serial da defasagem 1 até h

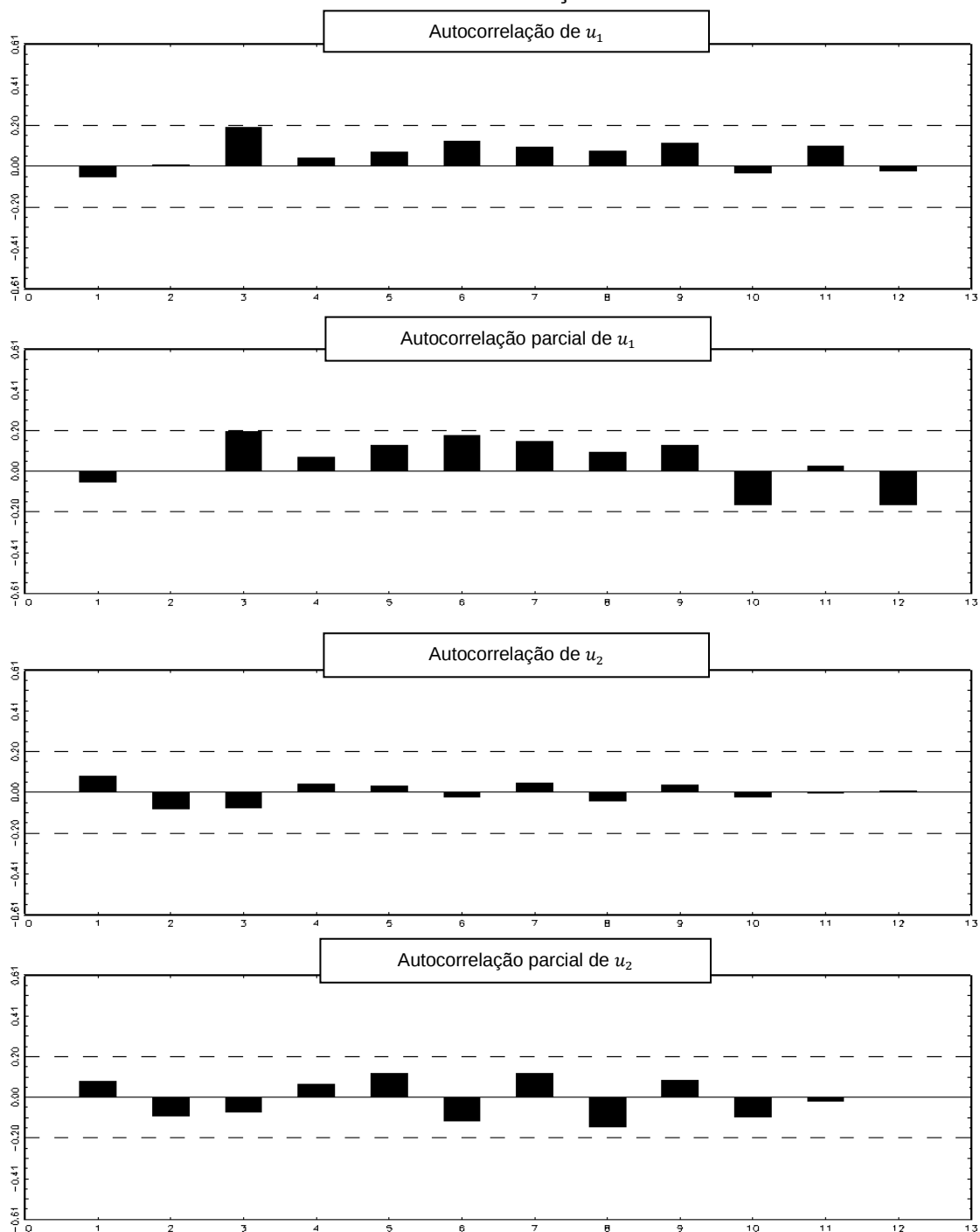
Lag	LRE* stat	gl	Prob.	Rao F-stat	gl	Prob.
1	25,39868	9	0,0026	2,946534	(9, 211.9)	0,0026
2	47,25955	18	0,0002	2,800494	(18, 238.1)	0,0002
3	68,93245	27	0	2,793055	(27, 237.2)	0
4	73,1431	36	0,0002	2,201005	(36, 231.2)	0,0003

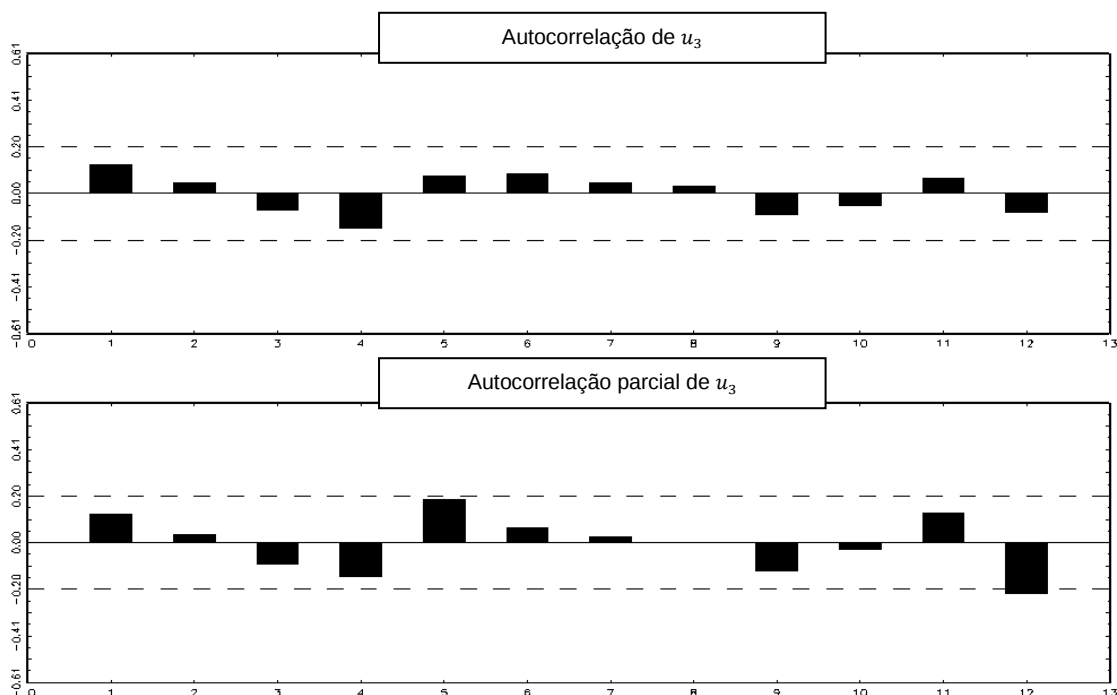
*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Fonte: elaboração própria

Ainda, os gráficos de autocorrelação dos resíduos do modelo estão dentro dos limites de 2 desvios padrões, com exceção da autocorrelação parcial dos resíduos da terceira equação, no período 12, conforme mostra o gráfico 23.

GRÁFICO 23: AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS





Fonte: elaboração própria

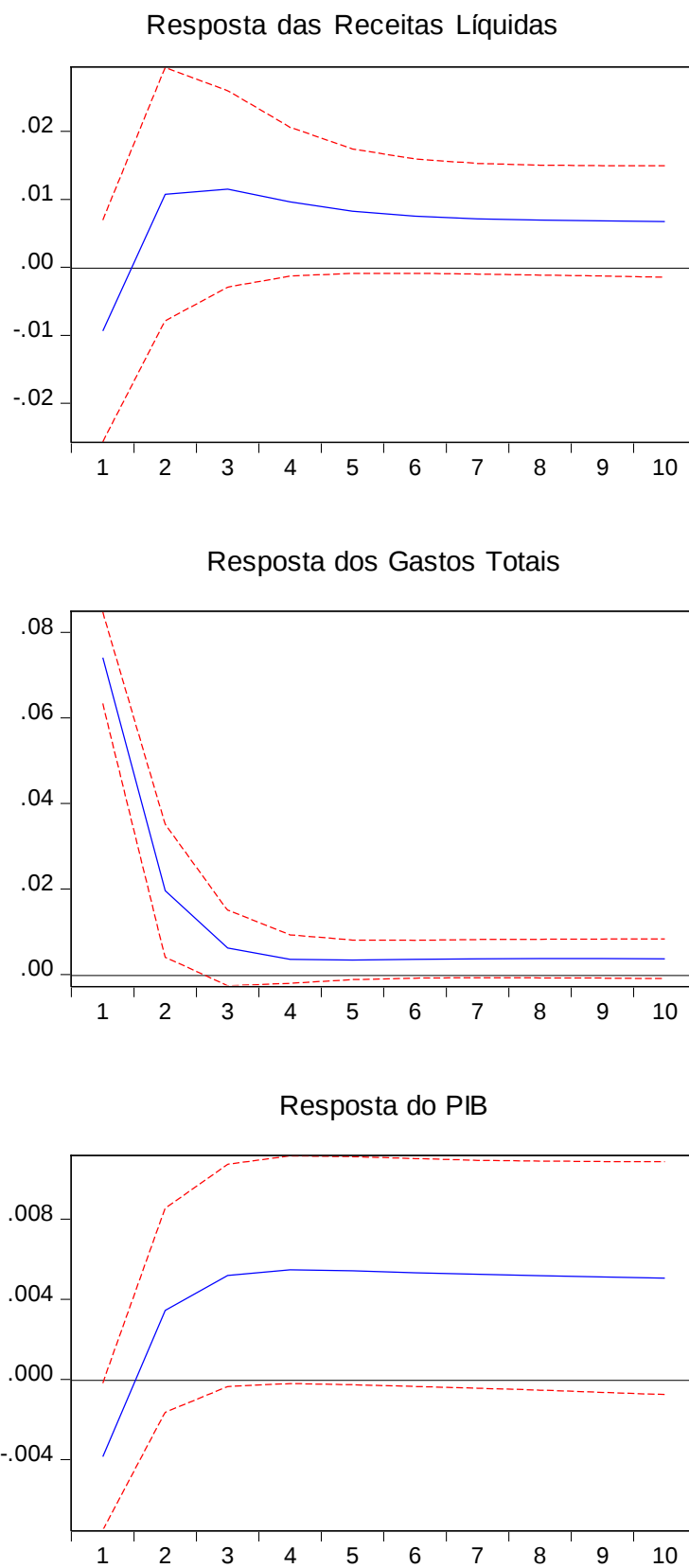
Portanto, decide-se proceder com a análise, mas antes é necessário qualificar que a opção de focar nos dados referentes ao Governo Federal em vez do Setor Público Consolidado por falta de opções melhores e ou factíveis ao longo do período de análise, em conjunto com as crises pela qual o Brasil passou entre 2015 e 2020, pode ser a razão com que os resultados dos testes fiquem contraditórios e/ou confusos, uma vez que é possível com que os gastos e impostos a níveis federais estejam mais sujeitos a variações de acordo com trocas de governo e crises econômicas e intragovernamentais. Neste sentido, é preciso avaliar os resultados com a devida cautela, pois pressupõe-se que os modelos sejam suficientemente estáveis a ponto de qualificar a continuidade da análise.

4.2 CHOQUE DE GASTOS PÚBLICOS

Os gráficos 24 e 25 mostram as respostas das receitas líquidas, dos gastos totais e do PIB a um choque de um desvio padrão nos gastos totais, para o modelo que não inclui a razão dívida/PIB e para o modelo que inclui essa mesma variável. Primeiro ponto a se notar é que a acurácia das funções de

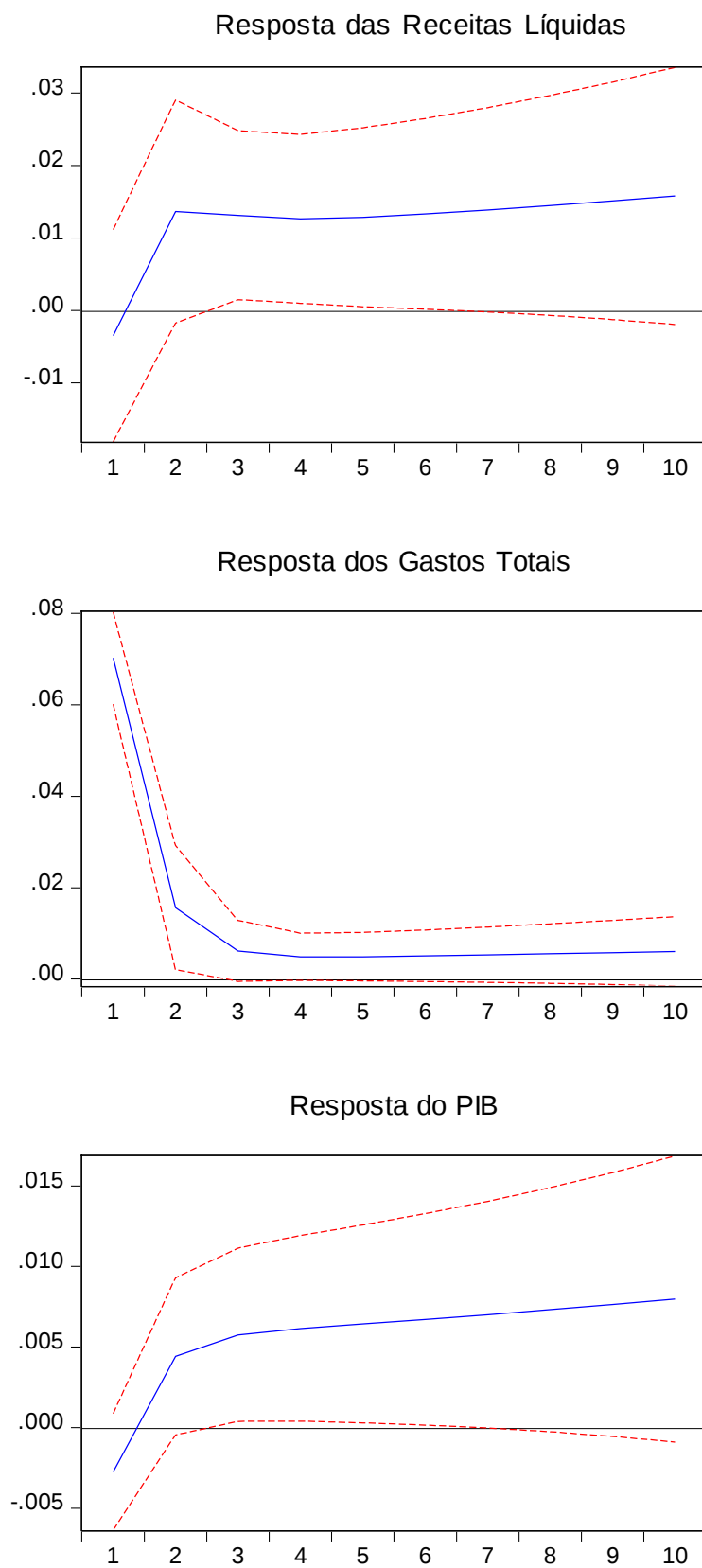
impulso-resposta é baixa, conforme os intervalos de confiança demonstram. Isso provavelmente está relacionado à estabilidade do modelo, que foi discutido na seção anterior. Entretanto, prosseguindo com a análise, podemos notar que a trajetórias das variáveis de interesse são similares em ambos os modelos, dando força à ideia que, pelo menos ao nível federal, a inclusão da razão dívida/PIB não faz diferença nos efeitos que uma política fiscal expansionista tem sobre o produto, encontrando-se resultados keynesianos tradicionais. Além disso, as estimativas de ambas as FRI estão dentro do intervalo de confiança da outra, resultados estes que contrastam com aqueles obtidos no trabalho de Cavalcanti & Silva (2010) e Favero & Giavazzi (2011) para a economia brasileira e americana, respectivamente. Uma possível justificativa deste resultado pode ser que as preocupações com a solvência da dívida do governo federal brasileiro não tenham sido fortes o suficiente para compensar os efeitos positivos associados à maiores gastos, ou ao menos que as preocupações tenham sido suficientemente acalmadas por ações do próprio governo, por meio de reformas fiscais. Durante o período de análise, portanto, pode-se citar a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), aprovada durante o governo Fernando Henrique Cardoso (FHC) em maio de 2000 e que, segundo um balanço preliminar feito por Loureiro & Abrucio (2004), estava tendo os efeitos desejados. Mais recentemente, a aprovação da EC 95, conhecida como Teto dos Gastos, sancionada em 2017, também configura como um exemplo de ações governamentais no sentido de conter a elevação dos gastos públicos e, portanto, da dívida/PIB.

GRÁFICO 24: FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA: MODELO SEM DÍVIDA/PIB



Fonte: elaboração própria

GRÁFICO 25: FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA: MODELO COM DÍVIDA/PIB

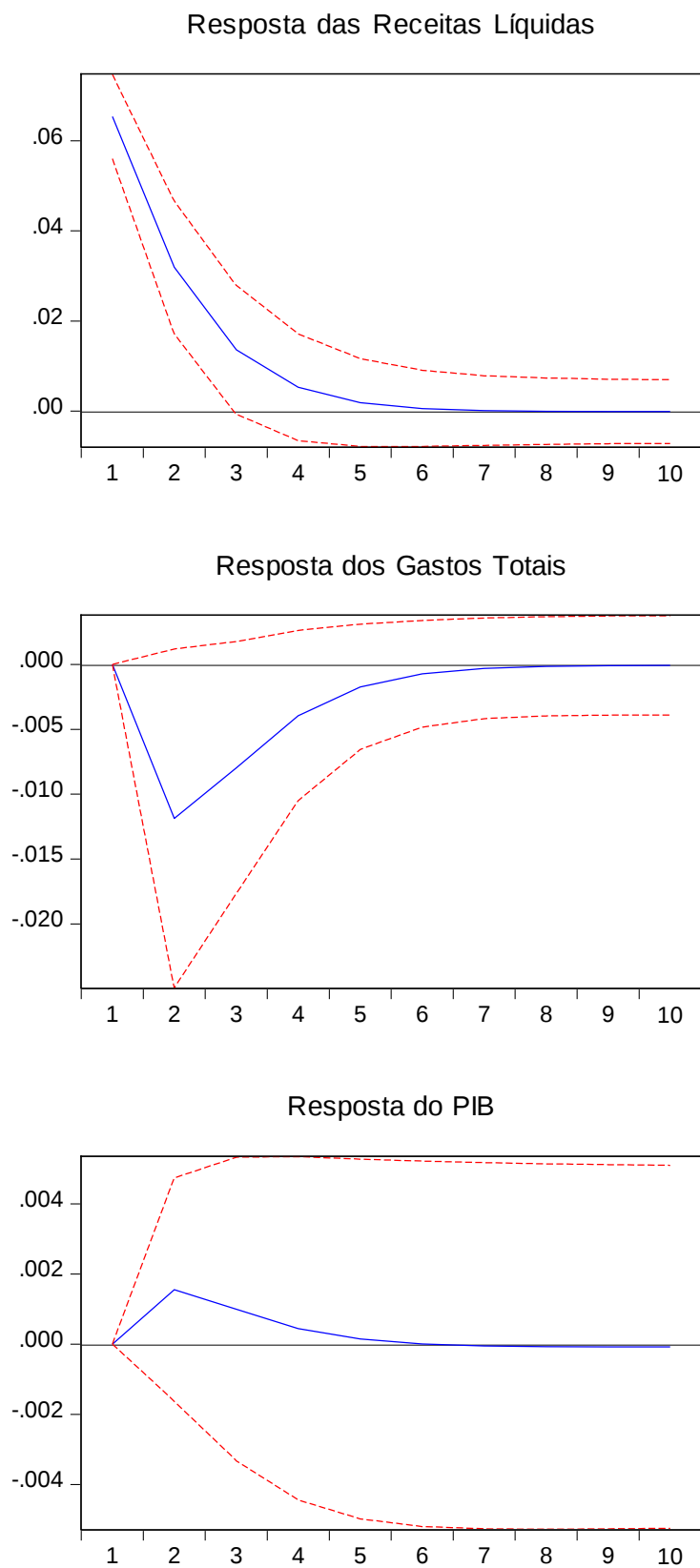


Fonte: elaboração própria

4.3 CHOQUE DE TRIBUTAÇÃO

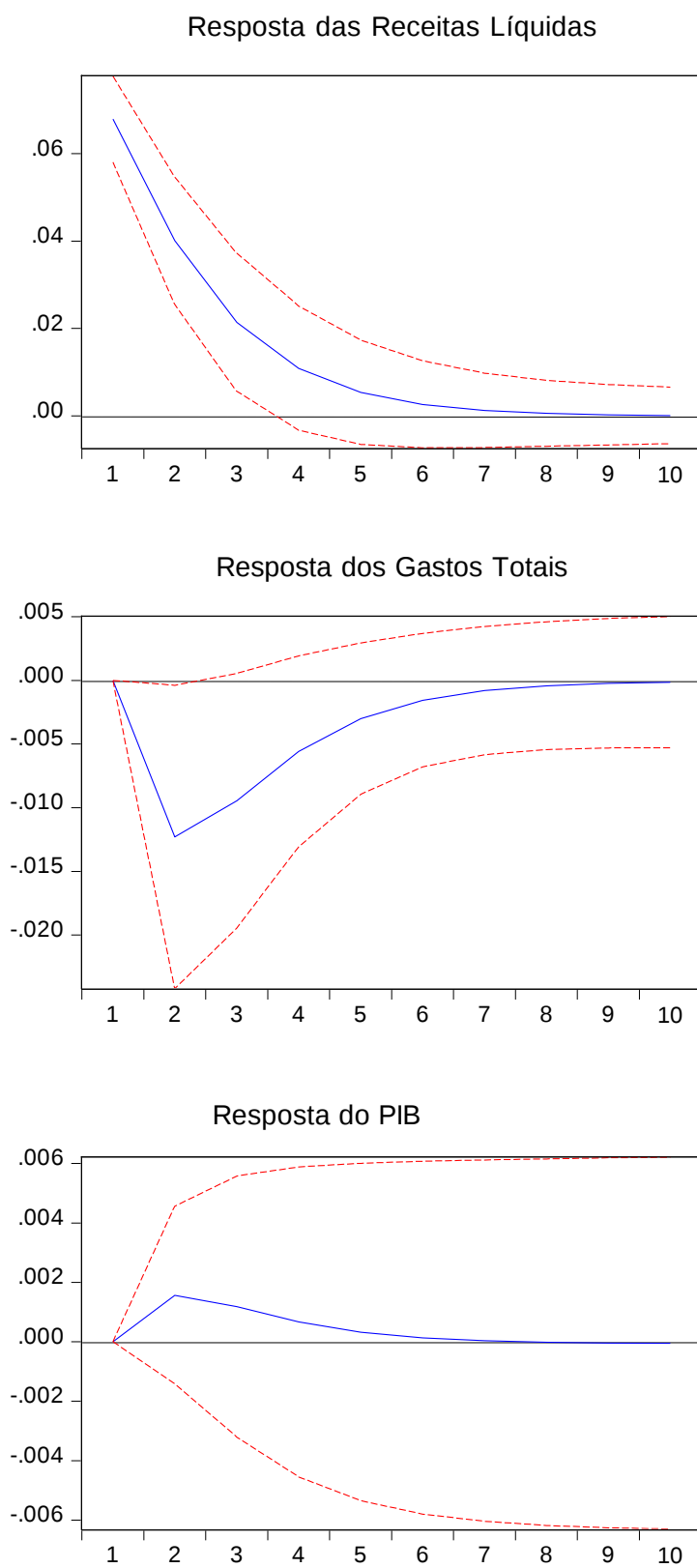
Os gráficos 26 e 27 apresentam a evolução das receitas líquidas, gastos totais e PIB, seguindo um choque de um desvio padrão nas receitas líquidas. Nota-se, novamente, que os intervalos de confiança são muito amplos para os dois modelos, especialmente para a resposta do produto. Novamente, a inclusão da variável não aparenta fazer diferença nas estimações dos impulsos, com as variáveis possuindo trajetórias bem parecidas. Por outro lado, os resultados são não-keynesianos: um aumento das receitas tributárias está associado com um aumento do produto no curto prazo, ainda que esse efeito tenda a 0 no 6º período em ambos os modelos. Esse efeito pode estar associado a uma melhora nas expectativas dos agentes devido a um esforço maior por parte do governo para gerar resultados fiscais melhores e, portanto, estabilizar a dívida. Novamente, os resultados do modelo com a dívida/PIB estão dentro do intervalo de confiança do modelo sem a dívida, não demonstrando, portanto, evidência de funções de impulso-resposta viesadas ao nível do governo federal.

GRÁFICO 26: FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA: MODELO SEM DÍVIDA/PIB



Fonte: elaboração própria

GRÁFICO 27: FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA: MODELO COM DÍVIDA/PIB



Fonte: elaboração própria

4.4 INCLUSÃO DA TAXA DE JUROS REAL COMO VARIÁVEL ENDÓGENA NO VAR

Procede-se para a análise do modelo VAR com a taxa de juros real como variável endógena, seguindo os mesmos passos anteriores. Escolhe a ordem de defasagem do modelo seguindo o Critério de Informação de Schwarz (tabela 7), que também aponta para uma única defasagem no VAR. Uma vez estimado o modelo, realiza-se os testes de autocorrelação residual de Breusch-Godfrey (tabela 9) e os testes CUSUM (gráfico 28) e CUSUM-SQ (gráfico 29). Novamente, o modelo apresenta problemas de estabilidade durante toda a amostra, falhando principalmente no teste CUSUM-SQ. Por outro lado, a falha no teste CUSUM se dá principalmente na equação de receitas líquidas, e não na equação de juros reais, como o trabalho de Cavalcanti & Silva (2010). Uma vez estimado os modelos, aplica-se a mesma hipótese de identificação do modelo estrutural anterior, só que acrescida da ideia de que a taxa de juros sobre a dívida não é afetada contemporaneamente pelas outras variáveis, uma vez que ela é calculada com os saldos em $t + 1$. Com essa hipótese em mãos, estima-se as funções impulso-resposta para ambos os modelos sem a razão dívida/PIB (gráficos 30 e 31, respectivamente). Os resultados são relativamente parecidos em relação aos modelos que não inclui a variável, com exceção para um choque tributário no modelo com dívida/PIB, no qual o impacto sobre o produto é mais próximo de zero mesmo no curto prazo. Uma possível argumentação em favor deste resultado é que um maior esforço fiscal do governo de consolidação pode piorar as expectativas dos agentes, indicando que problemas de solvência da dívida e, portanto, da elevação dos prêmios de risco da dívida, cobrando-se maiores juros e com isso reduzindo os efeitos positivos argumentados na seção anterior.

TABELA 7: DEFASAGENS DAS VARIÁVEIS ENDÓGENAS NO VAR COM
TAXA DE JUROS REAL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	555,1325	NA	1,03E-10	-11,64112	-11,42467	-11,55369
1	732,7064	332,4788	3,32E-12	-15,07886	-14,42951*	-14,81657*
2	751,1774	33,01196	3,16E-12	-15,13143	-14,04918	-14,69428
3	768,6321	29,71014*	3,08e-12*	-15,16239*	-13,64723	-14,55037
4	779,365	17,35531	3,48E-12	-15,05032	-13,10226	-14,26345

* indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério

LR: estatística de teste LR modificada sequencialmente (cada teste ao nível de significância de 5%)

FPE: Erro de predição final

AIC: critério de informação Akaike

SC: critério de informação de Schwarz

HQ: critério de informação Hannan-Quinn

Fonte: elaboração própria

TABELA 8: COEFICIENTES DO VAR COM JUROS REAIS

	T_T	G_T	Y_T	J_T
T_T(-1)	0,465503 (0.10553) [4.41119]	-0,15131 (0.09619) [-1.57298]	0,020744 (0.02445) [0.84842]	-0,0353 (0.02519) [-1.40132]
G_T(-1)	0,229923 (0.10344) [2.22277]	0,284523 (0.09429) [3.01760]	0,095342 (0.02397) [3.97816]	-0,01672 (0.02469) [-0.67721]
Y_T(-1)	0,557149 (0.20364) [2.73592]	0,677179 (0.18563) [3.64809]	0,89499 (0.04718) [18.9686]	0,103724 (0.04861) [2.13366]
J_T(-1)	-0,53902 (0.41259) [-1.30641]	0,714332 (0.37609) [1.89936]	-0,07003 (0.0956) [-0.73258]	0,348013 (0.09849) [3.53336]
C	-3,93512 (1.63673) [-2.40426]	0,93387 (1.49192) [0.62595]	0,08563 (0.37922) [0.22581]	-0,78966 (0.39072) [-2.02106]
TEND.	-0,00312 (0.0013) [-2.40782]	0,004828 (0.00118) [4.08926]	-0,0006 (0.0003) [-1.98597]	-0,00041 (0.00031) [-1.31003]

Fonte: elaboração própria

TABELA 9: TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO RESIDUAL DE BREUSCH-GODFREY

Hipótese Nula: Não há correlação serial na defasagem h

Defasagem	estat. LRE*	gl	Prob.	Rao F-stat	gl	Prob.
1	38,20879	16	0,0014	2,501261	(16, 257.3)	0,0014
2	20,46698	16	0,1999	1,294796	(16, 257.3)	0,2002
3	35,48676	16	0,0034	2,310859	(16, 257.3)	0,0034
4	24,39671	16	0,0812	1,555083	(16, 257.3)	0,0814

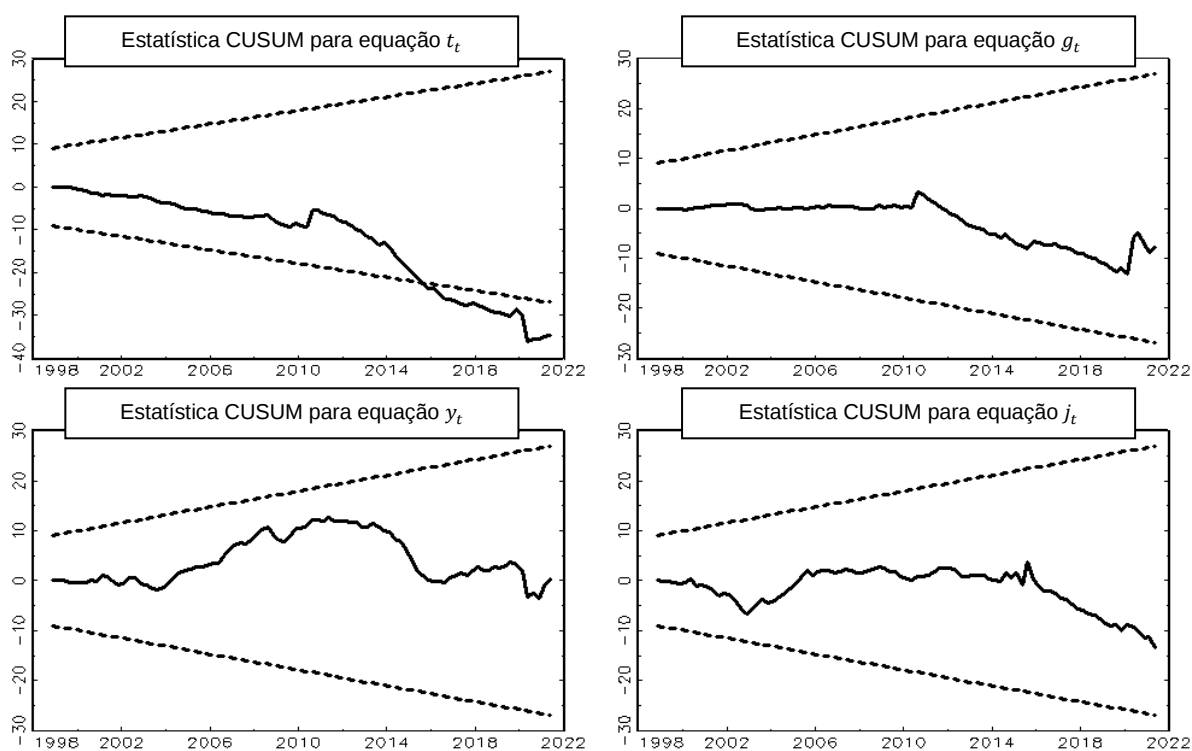
Hipótese Nula: Não há correlação serial da defasagem 1 até h

Defasagem	estat. LRE*	gl	Prob.	Rao F-stat	gl	Prob.
1	38,20879	16	0,0014	2,501261	(16, 257.3)	0,0014
2	59,71903	32	0,0021	1,958017	(32, 296.6)	0,0021
3	86,41458	48	0,0006	1,91912	(48, 294.8)	0,0006
4	113,6097	64	0,0001	1,927062	(64, 284.1)	0,0002

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

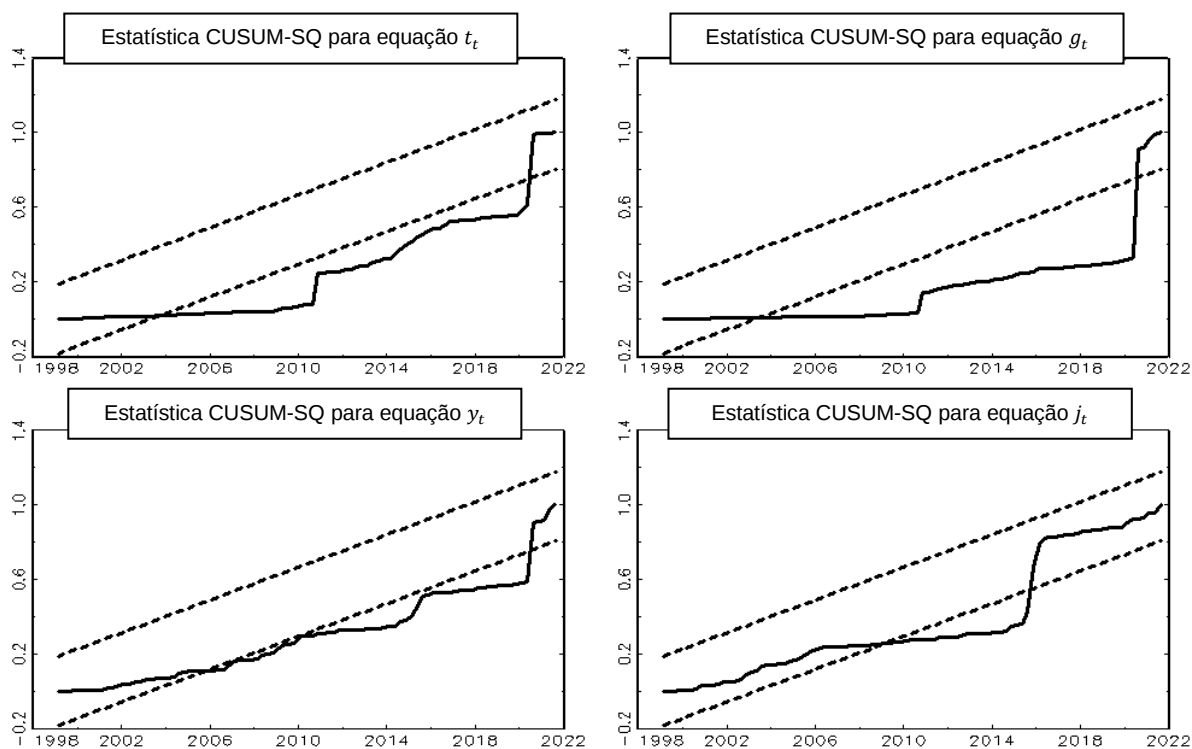
Fonte: elaboração própria

GRÁFICO 28: TESTE CUSUM (1997:T1 ATÉ 2021:T2) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]



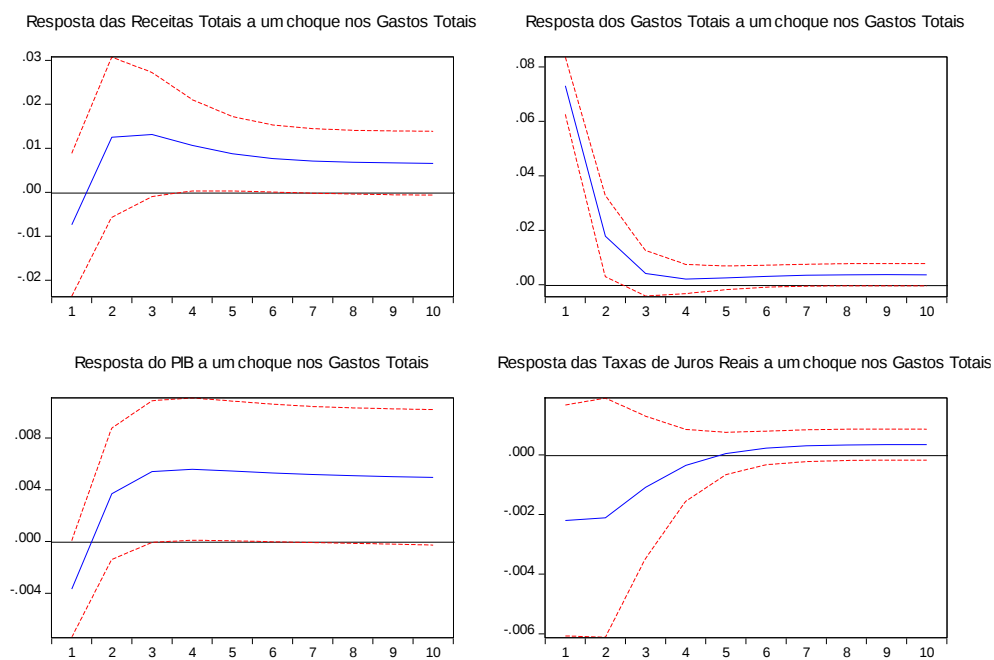
Fonte: elaboração própria

GRÁFICO 29: TESTE CUSUM-SQ (1997:T1 ATÉ 2021:T2) [NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA: 5%]

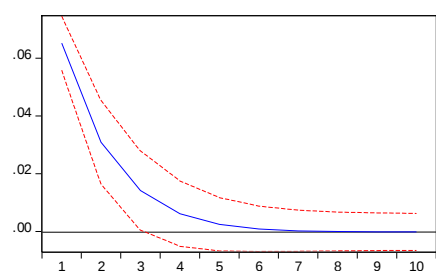


Fonte: elaboração própria

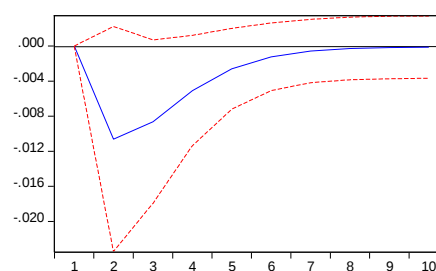
GRÁFICO 30: FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA: MODELO SEM DÍVIDA/PIB



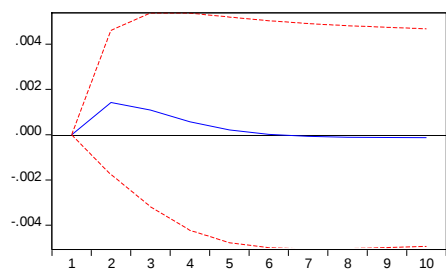
Resposta das Receitas Líquidas a um choque nas Receitas Líquidas



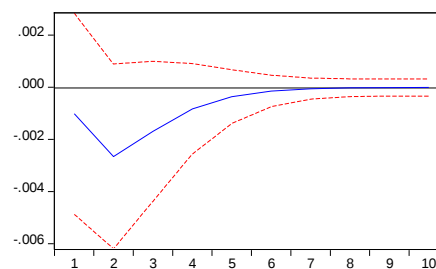
Resposta dos Gastos Totais a um choque nas Receitas Líquidas



Resposta do PIB a um choque nas Receitas Líquidas



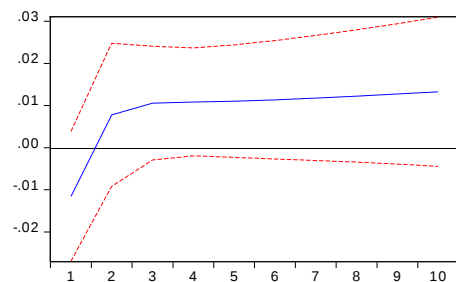
Resposta da Taxa de Juros Real a um choque nas Receitas Líquidas



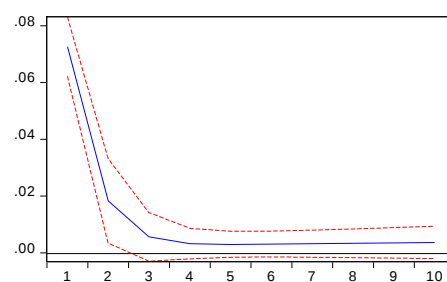
Fonte: elaboração própria

GRÁFICO 31: FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA: MODELO COM DÍVIDA/PIB

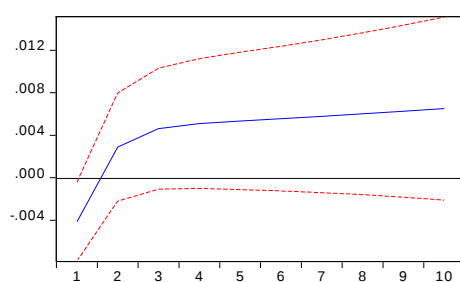
Resposta das Receitas Líquidas a um choque nos Gastos Totais



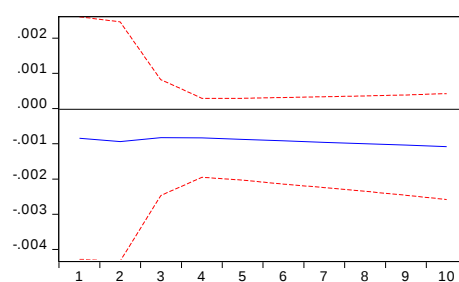
Resposta dos Gastos Totais a um choque nos Gastos Totais



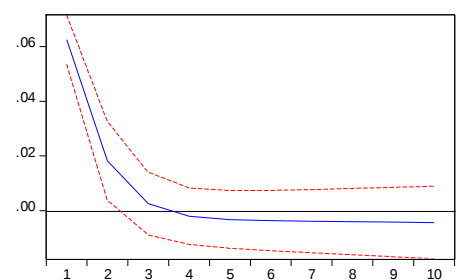
Resposta do PIB a um choque nos Gastos Totais



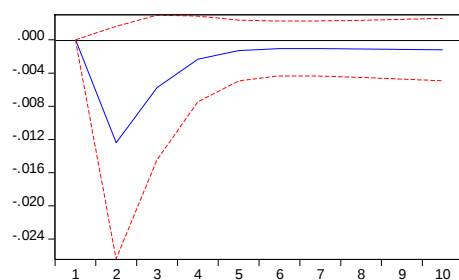
Resposta da Taxa de Juros Real a um choque nos Gastos Totais



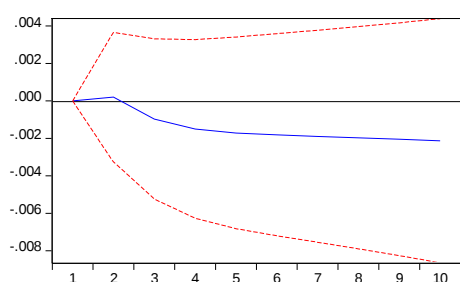
Resposta das Receitas Líquidas a um choque nas Receitas Líquidas



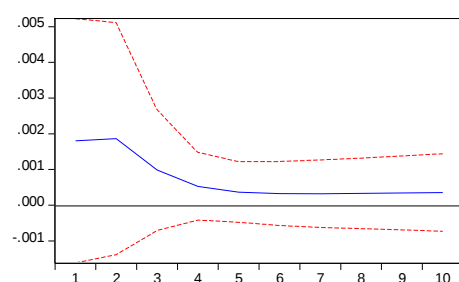
Resposta dos Gastos Totais a um choque nas Receitas Líquidas



Resposta do PIB a um choque nas Receitas Líquidas



Resposta da Taxa de Juros Real a um choque nas Receitas Líquidas



Fonte: elaboração própria

5 CONCLUSÕES

5 CONCLUSÕES

Este trabalho procurou analisar os impactos da política fiscal durante o período do primeiro trimestre de 1997 até o segundo trimestre de 2021 no caso brasileiro. A análise não se mostrou trivial, no qual houve diversos problemas, desde a disponibilidade de uma base de dados em frequência trimestral da carga tributária brasileira que abranja todo o período pretendido de análise, bem como na estimação dos modelos e em problemas de estabilidade encontrados. No entanto, ainda que os resultados dos modelos devem ser levados em consideração com cautela, é importante destacar que, possivelmente, para um período de análise maior, a inclusão da variável dívida/PIB não faça diferença nas estimativas dos impactos da política fiscal. Por outro lado, encontrou-se resultados que podem ser chamados como não-keynesianos para choques na tributação, no qual possivelmente choques tributários podem causar efeitos positivos no produto, ainda que a inclusão da taxa de juros real tenha anulado tais efeitos no modelo com a dívida/PIB. Assim, os resultados encontrados novamente são heterogêneos, concordando, em parte, com os trabalhos de Blanchard & Perotti (2002), em especial em relação aos efeitos de uma política fiscal expansionista do lado dos gastos. Por outro lado, também concorda com o trabalho de Favero & Giavazzi (2011) no que diz respeito a possíveis efeitos não-keynesianos na política fiscal. Entretanto, como bem pontuou Cavalcanti & Silva (2010), as conclusões são relativamente válidas somente para o período de análise, no qual a conjuntura econômica pode influenciar o comportamento das variáveis de tal modo que os resultados empíricos sejam um ou outro. Não obstante, essa heterogeneidade de resultados torna a avaliação empírica de diferentes períodos da economia brasileira importante, a fim de definir em quais momentos ou em quais conjunturas uma política fiscal é mais eficaz em termos de impactos positivos no produto ou não.

Existem, ainda, possibilidades de incluir no modelo com a razão dívida/PIB outras variáveis, como variáveis do mercado financeiro e do mercado de trabalho, como feito em Soave (2015) e Carvalho et al. (2013), respectivamente, bem como de introduzir diferentes hipóteses de identificação

do modelo estrutural, ou ainda, adotar a estratégia de identificação agnóstica feita por Mountford & Uhlig (2009).

Buscou-se, assim, realizar uma contribuição marginal à literatura, destacando-se as dificuldades de análise e os possíveis efeitos da política fiscal no Brasil entre 1997 e 2021, bem como possibilidades de expansão de análise.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACKON, K. M. Effect of Fiscal Policy Shocks in Brazil. **Munich Personal RePEc Archive**, n. 100741, p. 1–48, 2013.
- AFONSO, A.; SOUSA, R. M. The macroeconomic effects of fiscal policy in Portugal: A Bayesian SVAR analysis. **Portuguese Economic Journal**, v. 10, n. 1, p. 61–82, 2011.
- ALESINA, A.; FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. What Do We Know about the Effects of Austerity? **AEA Papers and Proceedings**, v. 108, n. 2016, p. 524–530, 2018.
- BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 6, p. 1095–1117, 1974.
- BAUMANN, U.; LODGE, D.; MIESCU, M. Global growth on life support? The contributions of fiscal and monetary policy since the global financial crisis. **ECB Working Paper**, n. 2248, 2019.
- 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.
- CAMPBELL, JOHN Y. AND PERRON, P. Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 6, p. 211, 1991.
- CARVALHO, D. B.; DA SILVA, M. E. A.; SILVA, I. É. M. Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho Brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 2, p. 203–226, 2013.
- CAVALCANTI, M. A. F.; SILVA, N. L. C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: Uma abordagem var para o Brasil no período 1995-2008. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 391–418, 2010.
- DE CASTRO, F. The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain. **Applied Economics**, v. 38, n. 8, p. 913–924, 2006.
- FATÁS, A.; MIHOV, I. The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence. **CEPR, Discussion Paper, No.2760**, 2001.
- FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. Debt and the Effects of Fiscal Policy. **SSRN Electronic Journal**, 2011.
- HOLLAND, M.; MARÇAL, E.; DE PRINCE, D. Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis. **Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 75, p. 40–52, 2020.
- IVANOV, V.; KILIAN, L. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics Volume**, v. 9, n. 1, Article 2, p. 1–36, 2005.

JOOSTE, C.; LIU, G. D.; NARAIDOO, R. Analysing the effects of fiscal policy shocks in the South African economy. **Economic Modelling**, v. 32, n. 1, p. 215–224, 2013.

LOUREIRO, M. R.; ABRUCIO, F. L. Política e reformas fiscais no Brasil recente. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 24, n. 1, p. 53–76, 2004.

LUTKEPOHL, H. AND KRATZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**. 2004. ed. [s.l.] Cambridge University Press, Cambridge, [s.d.].

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. Avaliando os efeitos da política fiscal no brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. **Ipea, Texto para discussão**, n. 1377, p. 1–25, 2009.

MORAIS, A. S.; DIVINO, J. A. Composição Ótima da Dívida Pública Brasileira e a Política Monetária. **Revista Brasileira de Economia**, v. 73, n. 2, p. 213–233, 2019.

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? **Journal of Applied Econometrics**, v. 24, n. 6, p. 960–992, 2009.

MOURA, B. A.; TIRYAKI, G. F.; TEIXEIRA, D. N. Fragilidade fiscal e os ciclos econômicos no Brasil pós-Plano Real: evidências de um modelo de fator dinâmico associado à análise VAR. **Nova Economia**, v. 30, n. 2, p. 517–549, 2020.

ORAIR, R. et al. Carga tributária brasileira: estimação e análise dos determinantes da evolução recente 2002-2012. **Ipea, Texto para discussão**, n. 1875, p. 1–70, 2013.

PERES, M. A. F.; ELLERY JR., R. DE G. Efeitos dinamicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. (With English summary.). **Pesquisa e Planejamento Economico**, v. 39, n. 2, p. 159–206, 2009.

SANTOS, C. H. DOS; COSTA, F. R. Uma metodologia de estimação da carga tributária bruta brasileira em bases trimestrais. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 4, p. 581–606, 2008.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Journal of Econometric Society**, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. **Journal of Econometric Society**, v. 58, n. 1, p. 113–144, 1990.

SOAVE, G. P. Choques Fiscais e Instabilidade Financeira no Brasil: Uma abordagem TVAR. **Working Papers, Department of Economics, University of São Paulo**, p. 1–19, 2015.

UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 2, p. 381–419, 2005.

YADAV, S.; SHARMA, S. Impact of fiscal policy shocks on the Indian economy.

Munich Personal RePEc Archive, n. 34071, 2010.